



L'influence des contraintes physiques et sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace

Nicolas Morgado

► To cite this version:

Nicolas Morgado. L'influence des contraintes physiques et sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace. Psychologie. Université de Grenoble, 2014. Français. NNT : 2014GRENS025 . tel-01557500

HAL Id: tel-01557500

<https://theses.hal.science/tel-01557500>

Submitted on 6 Jul 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THÈSE

Pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITE DE GRENOBLE

Spécialité : **Sciences cognitives, Psychologie et Neurocognition**

Arrêté ministériel : 7 août 2006

Présentée par

Nicolas MORGADO

Thèse dirigée par **Richard PALLUEL-GERMAIN** et **Édouard Gentaz**

Préparée au sein du **Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition – CNRS UMR 5105**

Dans l'**École Doctorale Ingénierie pour la Santé, la Cognition et l'Environnement**

L'influence des contraintes physiques et sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace

Thèse soutenue publiquement le **21 Novembre 2014**,

devant le jury composé de :

Yann Coello, Professeur à l'Université de Lille 3, Directeur de l'Unité de recherche en Sciences Cognitives et Affective — Rapporteur et Président

François Ric, Professeur à l'Université de Bordeaux, Laboratoire de Psychologie, Santé et Qualité de Vie — Rapporteur

Denis Brouillet, Professeur à l'Université Paul Valéry, Montpellier, Laboratoire Epsilon — Examineur

Rémy Versace, Professeur à l'Université de Lyon 2, Laboratoire d'Étude des Mécanismes Cognitifs — Examineur

Édouard Gentaz, Professeur ordinaire, Université de Genève, Directeur de Recherche (DR2) au CNRS — Co-Directeur

Richard Palluel-Germain, Maître de Conférences, Université de Grenoble, Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition — Co-Directeur



L'influence des contraintes physiques et sociales de l'action sur la perception visuelle de l'espace

Nicolas Morgado

Thèse dirigée par Richard Palluel-Germain et Édouard Gentaz

Je dédie cette thèse, selon leur ordre d'apparition dans ma vie, à ma mère, à mon père, à ma sœur, à mon frère, à ma fiancée et à notre futur (futur) bébé. Plus généralement, je la dédie à toutes les personnes qui influencent positivement nos possibilités d'actions en nous acceptant dans leur espace personnel, en nous aidant à contourner les obstacles de la vie et en faisant que les distances qui nous séparent de nos buts nous paraissent beaucoup moins longues.

REMERCIEMENTS

Selon Abernot et Ravestein (2009, p. 28-29), il est préférable d'éviter des dédicaces du type « À Jésus, mon sauveur » ou encore « À ceux qui n'ont jamais cru en moi ! ». Je m'excuse donc par avance auprès de ces personnes puisque je ne les mentionnerai pas dans les paragraphes qui vont suivre. Cependant, la soutenance de ma thèse ne représente pas seulement la fin d'un CDD de trois ans au cours duquel j'ai eu le plaisir de donner des cours et d'étudier un sujet qui me passionne. Avec cette soutenance, c'est également ma longue scolarité qui s'achève. Je tiens donc à remercier autant que possible les personnes sans lesquelles je ne serais probablement pas arrivé là et qui ont contribué de près ou de loin à cette thèse.

Je remercie tout d'abord très chaleureusement Richard Palluel-Germain et Édouard Gentaz, mes deux directeurs de thèse, pour avoir accepté de travailler avec moi depuis que je suis arrivé à Grenoble il y a 5 ans. Merci pour la qualité de votre encadrement, pour votre soutien et pour l'ouverture d'esprit dont vous avez su faire preuve lors de nos discussions scientifiques ou autres. Édouard, je te remercie notamment pour avoir toujours gardé un œil sur mon travail et pour ton implication dans mes choix de carrière. Richard, je te remercie pour ta présence quotidienne, pour ta grande implication dans mon avenir professionnel et pour ton aide inestimable notamment vers la fin de la rédaction de cette thèse.

Je remercie l'ensemble de nos collaborateurs pour leurs contributions aux études que nous avons réalisé durant mon doctorat et durant mon master : Marie-Lou Barnaud, Céline Bayens, Julien Diard, Marion Drot, Candice François, Damien Fernandez, Éric Guinet, Stéphanie Jurdit, Dominique Muller, Anne-Claire Muszynski, Pauline Oliver, François Osiurak, Mathieu Pinelli, Anne Spalanzani et Guillaume Vallet. Je remercie particulièrement Éric Guinet qui a développé les scripts des programmes sans lesquelles nous n'aurions pas pu réaliser la plupart de nos études. Je remercie également Dominique Muller et François Osiurak pour leur gentillesse et leur soutien. J'en profite également pour remercier Sally

Brown et Sophie Paris pour leurs contributions aux différentes procédures de traductions inversées qui nous ont permis d'adapter en français du matériel à l'origine en anglais.

Je remercie toutes les personnes qui ont eu l'amabilité de relire cette thèse malgré un timing plutôt serré : Françoise Bonthoux, Candice François, Édouard Gentaz, Magali Guy, Richard Palluel-Germain, Oulmann Zerhouni. Merci à vous pour vos commentaires et corrections qui m'ont permis d'améliorer la qualité de ce manuscrit. Merci également aux personnes qui m'ont aidé à préparer ma soutenance : Nicolas Bochart, Aurélie Campagne, Christine Cannard, Pauline Favre, Magali Guy, Richard Palluel-Germain, Sylviane Valdois et Oulmann Zerhouni. Je remercie également Arthur Glenberg pour avoir accepté de relire l'Article 1 de cette thèse et une partie du projet ConstrainPercept (ANR-12-JSH2-0008-01).

Je remercie les étudiants de L3 avec lesquelles nous avons eu l'occasion de travailler dans le cadre du cours d'Initiation à la Recherche : Cédric Batailler, Kevin Beaufils, Morgane Bergot, Chaima Louati, Rémi Courset, Joey Gonin, Samuel Grand, Raphaël Gros, Éléna Hoyau, Sarah Khoury, Marjorie Maggi, Clément Nougarede, Lise Poisblaud, Manon Riffard, Laura Robert, Elodie Roblin, Margot Seguin. Je remercie particulièrement Cédric Batailler et Joey Gonin avec lesquels j'ai également eu l'occasion de travailler durant le stage de recherche qu'ils ont réalisé en L3.

Je remercie également les psychologues qui ont été mes maitres de stages lorsque j'étais en licence et en master pour leur encadrement lors de ces stages qui m'ont permis de me familiariser avec différents aspects de la psychologie et de peaufiner mon projet professionnel : Lucien Bled, Claude Duterme, Christophe Giocanti-Belmonte, Alexandra Juffard et Delphine Malbec.

Je n'oublie pas de remercier Laurent Ferrier et Julien Cegarra pour m'avoir permis de contribuer à leurs travaux respectifs sur l'intermodalité sensorielle et l'évaluation de la charge de travail alors que je n'étais qu'en licence au CUFR Jean-François Champollion d'Albi. Je remercie également les enseignants qui m'ont inspiré et m'ont poussé à arriver là où j'en suis. Merci à Bruno Barracat, Pascal Bressoux, Céline Lemerrier, Dominique Muller et Stéphane Rousset pour vos apports en méthodologie expérimentale, en analyse des données et en épistémologie. Je remercie Christian Escribe pour ses cours de psychologie cognitive mémorables et pour sa blague des behavioristes qui font l'amour qui m'a appris

que l'humour peut être un très bon outil pédagogique. Je remercie Bernard Gaffié et Anne-Claire Rattat pour leur cours sur les approches sociocognitives en psychologie qui a grandement déterminé ma conception intégrative de la psychologie. Je remercie chaleureusement Marie-Noëlle Landes qui m'a appris qu'un travail bien fait nécessite toujours de faire un brouillon avant. J'en profite pour remercier une nouvelle fois Céline Lemerrier pour m'avoir appris que si ce brouillon respecte les normes d'écritures de l'American Psychological Association « ça a quand même plus de gueule ». Je remercie également Françoise Badelon pour ses cours de philosophie qui m'ont poussé à m'intéresser à la psychologie et à m'inscrire en première année de psychologie. Je remercie également Aleksandra Bogdanovic-Guillon pour ses conseils sur la mise en page de mes posters.

Je remercie l'ensemble des membres du LPNC, actuels ou anciens, avec lesquels j'ai été en contact depuis 5 ans pour leur accueil et leur gentillesse : David Alleysson, Solène Ambrosi, Faris Awadh, Monica Baci, Laurie Bayet, Brice Beffara, Cindy Bellanger, Lysianne Beynel, Françoise Bonthoux, Marie-Line Bosse, Naïla Boudiaf, Lucie Bouvet, Jean-Pierre Bresciani, Sabine Burfin, Aurélie Campagne, Christine Cannard, Mélanie Cerles, Alan Chauvin, Corinne Cian, Émilie Cousin, Fabrice Damon, Julien Diard, Marjorie Dole, Karima Domingues, Eve Dupierrix, Pauline Favre, Mathilde Fort, Benoît Fradcourt, Édouard Gentaz, Fanny Gimbert, Alice Gomez, Corentin Gonthier, Christian Graff, Michel Guerraz, Éric Guinet, Sylvain Harquel, Halim Hicheur, Anne Hillairet de Boisferron, Caroline Jolly, Sonia Kandel, Louise Kauffmann, Yanica Klein-Koerkamp, Nicole Lambert, Benoît Lemaire, Sophie Lemonnier, Claire Leroy Bernard, Hélène Loevenbruck, Francisco Lopez-Orozco, Christian Marendaz, Nicolas Mathieu, Karine Mazens, David Meary, Martial Mermillod, Audrey Milhau, Benoît Musel, Guylaine Omnes Sabardak, Richard Palluel-Germain, Olivier Pascalis, Marcela Perrone-Bertolotti, Carole Peyrin, Thierry Phénix, Cédric Pichat, Sophie Portrat, Caroline Reilhac, Stéphane Rousset, Marie Sarremejeanne, Elsa Spinelli, Chloé Stoll, Anne Theurel, Noémie Thomassin, Sylviane Valdois, Rachel Zoubrinetzky. Je remercie également l'ensemble des membres du LIP, actuels ou anciens, avec lesquels j'ai été en contact et notamment : Jennifer Bastart, Céline Bayens, Laurent Bègue, Nicolas Bochard, Florian Delmas, Marie-Pierre Fayant, Damien Fernandez, Mathilde Gletty, Anthony Lantian, Johan Lepage, Carine Meslot, Mathieu Pinelli, Dominique Muller et Oulmann Zerhouni.

Merci également au personnel de l'École Doctorale Ingénierie pour la Santé, la Cognition et l'Environnement (EDISCE) et notamment à Anne Guérin-Dugue, Jean-Luc Schwartz, Elsa Spinelli et Caroline Zala. Je vous remercie pour les différentes interactions que nous avons pu avoir et pour la qualité du suivi de mon dossier de thèse. J'en profite également pour remercier Carole Peyrin et Marc Sato pour leurs conseils lors de ma soutenance de mi-parcours. Je remercie également les membres du personnel du CUFR Jean-François Champollion d'Albi (notamment Armel Maffre Bousquet), de l'UPMF et de l'UJF avec lesquels j'ai été en contact.

Je remercie toute ma famille pour son soutien tant affectif que financier. Je n'aurai jamais pu en arriver là sans vous et je vous en serai toujours reconnaissant. Maman, Papa, Sarah, Enzo, Magali, Amandine, Bastien, Gilles, Mireille, Valentin, merci à vous tous pour votre soutien et votre compréhension. Je remercie également mes amis les plus proches (anciens et « nouveaux ») : Aurélien Bathelet, Victoria Berraud, Julien Brion, Maxime Frécon, Thomas Hirondelle, Sébastien Joffre, David Loukkas, Muriel Louyest, Baptiste Marois, Magali Platet, Nicolas Rouger, Raphaëlle Roy, Guillaume Sigal et Oulmann Zerhouni.

Je remercie sincèrement les membres de mon jury de thèse pour m'avoir fait l'honneur d'évaluer mon travail. Merci à Yann Coello et François Ric d'avoir accepté d'être rapporteurs et merci à Denis Brouillet et Rémy Versace d'avoir accepté d'être examinateurs. Je remercie enfin toutes les personnes qui se sont déplacées pour assister à ma soutenance.

FINANCEMENTS

Cette thèse a été financée par une allocation de recherche du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche versée par l'Université Joseph Fourier de Grenoble. Elle a été réalisée au sein du Laboratoire de Psychologie et de NeuroCognition (Université Pierre-Mendès-France, CNRS UMR 5105) et de l'École Doctorale Ingénierie pour la Santé, la Cognition et l'Environnement. Certains travaux présentés dans cette thèse ont également été réalisés dans le cadre du projet ConstrainPercept (ANR-12-JSH2-0008-01), financé par l'Agence Nationale de la Recherche (ANR), dont Richard Palluel-Germain était le porteur et auquel j'ai contribué.

ABSTRACT

Actions that people can perform in their everyday life are subject to a lot of constraints which limit their ability to perform these actions. The main purpose of these doctoral researches was to provide empirical evidences for an integrative approach according to which these constraints influence the visual perception of space. We conducted two behavioral experiments to investigate the influence of physical constraints on distance perception (Papers 1 and 2) and one experiment to investigate the perception of one of these constraints (Paper 3). We also conducted three other behavioral experiments to investigate the potential influence of social constraints on the perception of space and affordances (Papers 4, 5, and 7) and one robotic simulation to gain more insight into one of these constraints (Paper 6). Our results seem to provide some supports to the hypothesis that action constraints influence the visual perception of space. However, some methodological flaws prevent us to draw firm conclusions about this general hypothesis given that some of our results might be better explained in terms of experimental demand biases rather than in terms of perceptual effects.

Keywords: Visual perception, social cognition, perception-action, embodied cognition, space, affordances

RÉSUMÉ

Les actions que les individus réalisent dans leur vie quotidienne sont soumises à un ensemble de contraintes physiques et sociales qui donnent un cadre à leur réalisation. Le but de cette thèse était d'apporter des arguments empiriques en faveur d'une approche intégrative selon laquelle ces contraintes influencent la perception visuelle de l'espace. Nous avons pour cela réalisé deux études comportementales sur l'influence des contraintes physiques sur la perception des distances (Articles 1 et 2) et une étude sur la perception d'une de ces contraintes (Article 3). Nous avons également réalisé trois études comportementales sur l'influence des contraintes sociales sur la perception de l'espace et des possibilités d'action (Articles 4, 5 et 7) ainsi qu'une simulation en robotique pour étudier davantage une de ces contraintes (Article 6). À première vue, nos résultats semblent indiquer que les contraintes des actions influencent la perception de l'espace. Cependant, des limites méthodologiques nous incitent à nuancer cette interprétation dans la mesure où certains de nos résultats pourraient refléter des biais de demande expérimentale plutôt que des effets perceptifs.

Mots-clés : perception visuelle, cognition sociale, perception-action, cognition incarnée, espace, affordances

TABLE DES MATIÈRES

Remerciements	iii
Financements	vii
Abstract	viii
Résumé	viii
Liste des figures	xiv
Liste des tables	xvii
 Introduction	 1

PARTIE 1

Influence des contraintes physiques des actions sur la perception visuelle de l'espace

Section théorique	5
 Préambule	 6
 Chapitre 1.1. Les sources d'informations utilisées dans la perception visuelle des distances	 9
1. Les sources d'information picturales	9
2. Les sources d'informations visuo-kinesthésiques : parallaxe et perspective du mouvement	13
3. Les sources d'informations oculaires	14
4. Distinction entre trois types d'espaces et efficacité relative des sources d'informations sur les distances	17

Chapitre 1.2. Vers des théories de la perception visuelle basées sur les contraintes physiques des actions	19
1. L'approche « New Look » et l'hypothèse de l'accentuation perceptive	19
2. L'approche écologique de la perception visuelle et le rôle des actions dans la perception	20
3. L'approche phénotypique	24
Chapitre 1.3. Arguments expérimentaux en faveur de l'influence des contraintes physiques des actions sur la perception visuelle de l'espace	28
1. Les contraintes physiologiques	28
2. Les contraintes morphologiques	34
3. Les contraintes comportementales	41
Chapitre 1.4. Les mécanismes explicatifs et l'intérêt adaptatif de l'influence des contraintes des actions sur la perception visuelle de l'espace	45
1. L'intention	45
2. L'attention	49
3. La simulation motrice	49
4. L'intérêt adaptatif de ces effets	53
Section expérimentale	61
Problématique	62
Article 1. L'influence des obstacles sur la perception visuelle des distances	66
Article 2. L'influence des outils sur la perception visuelle des distances	76
Article 3. La surestimation des bénéfices des outils dans une tâche d'imagerie et de prise de décision	93

PARTIE 2

Influence des contraintes sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace

Section théorique	111
Préambule	112
Chapitre 2.1. Arguments expérimentaux en faveur de l'influence des contraintes sociales des actions sur la perception visuelle	114
1. Les stéréotypes	114
2. Les interactions interpersonnelles	119
3. La motivation	124
Chapitre 2.2. La régulation des distances interpersonnelles envisagée comme une contrainte sociale des actions	130
1. L'espace personnel et son invasion	131
2. L'invasion de l'espace personnel et la perception des distances interpersonnelles	135
Chapitre 2.3. Le pouvoir envisagé comme une contrainte sociale des actions	138
1. L'influence du pouvoir sur la représentation des buts et les performances motrices	138
2. L'influence du pouvoir sur la perception du corps et des objets	141
Section expérimentale	145
Problématique	146
Article 4. Le lien entre la proximité affective et la perception de la passabilité d'une ouverture entre deux personnes	149
Article 5. L'influence des relations sociales sur la perception des largeurs d'ouverture entre une personne et un mur	153

Article 6. Les avantages de l'utilisation des simulations en robotique pour les études de la régulation des distances interpersonnelles chez les humains	165
--	-----

Article 7. L'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps et des affordances	183
--	-----

PARTIE 3

Discussion générale

Chapitre 3.1. Synthèse et limites de nos études	212
---	-----

1. L'influence des obstacles sur la perception visuelle des distances (Article 1)	212
2. L'influence des outils sur la perception visuelle des distances (Article 2)	216
3. La surestimation des bénéfices des outils dans une tâche d'imagerie et de prise de décision (Article 3)	220
4. L'influence des relations sociales sur la perception des largeurs d'ouverture (Article 4 & 5)	224
5. Les avantages de l'utilisation des simulations en robotique pour les études de la régulation des distances interpersonnelles chez les humains (Article 6)	230
6. L'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps et des affordances (Article 7)	234

Chapitre 3.2. Critique de l'approche phénotypique	236
---	-----

1. L'intérêt adaptatif des effets des contraintes de l'action sur la perception ...	236
2. La nature perceptive des effets des contraintes des actions	241

Chapitre 3.3. Perspectives	244
----------------------------------	-----

Encarts

1. Les répliques	248
2. L'approche des tests d'hypothèses nulles	251
3. Tailles d'effet	254
4. Estimation d'effets par intervalles de confiance	257

Références	262
Articles au format de publication	300
Curriculum Vitae	341

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Exemples de distances égocentrées et exocentrées	7
Figure 2. Occlusion	10
Figure 3. Taille relative et hauteur relative	11
Figure 4. Densité relative	12
Figure 5. Perspective aérienne	13
Figure 6. Perspective du mouvement	14
Figure 7. Accommodation et vergence	15
Figure 8. Prendre conscience des effets de la disparité binoculaire	17
Figure 9. Alice au Pays de Magritte	22
Figure 10. Largeur d'un couloir exprimée dans une unité extrinsèque (cm) ou dans une unité intrinsèque	23
Figure 11. Trois mesures fréquemment utilisées dans les études sur la perception des pentes	29
Figure 12. Dispositif utilisé par Van der Hoort et al. (2011a) dans leurs études sur la perception des distances	36
Figure 13. Illustration de la dépendance spatiale du biais de bissection	39
Figure 14. Exemples de la manière dont les athlètes pratiquent le Parkour	41
Figure 15. Rapport perçu entre la variabilité des lancers dans une tâche de lancer de fléchettes et la taille de la cible en fonction de l'exactitude des lancers	43
Figure 16. Dispositif utilisé par Cañal-Bruland et Van der Kamp (2009)	47
Figure 17. Textures utilisées pour créer l'illusion qu'une marche était plus basse qu'elle ne l'était en réalité	55

Figure 18. Stimulus utilisé par Eves et al. (2014)	56
Figure 19. Tâche d’amorçage des buts d’approche et d’évitement de Friedman et Förster (2005)	57
Figure 20. Schematic representation of the visual-matching task	70
Figure 21. Perceived distance as a function of actual distance and barrier width	73
Figure 22. Schematic representation of the experimental apparatus	81
Figure 23. Perceived distance as a function of the actual distance in the No-Tool, Short-Tool and Long-Tool conditions of Experiments 1 and 2	84
Figure 24. Schematic representation of the apparatus used in the present study	96
Figure 25. Time (in s) in function of the situation (Real vs. Imagined), condition (Hand vs. Tool), and quantity of rolls	99
Figure 26. Imagery-related speed gain in function of the condition and the quantity of rolls (Experiment 1)	100
Figure 27. Percentage of tool choices (a) and decision times (b) in function of the quantity of rolls (Experiment 2)	104
Figure 28. Tâche de démêlage de phrases utilisée par Chambon (2009)	113
Figure 29. Dispositif expérimental utilisé par Banakou et al. (2013)	115
Figure 30. Exemple de mouvements que réalisaient les participants incarnant un « super-héros » dans l’étude de Rosenberg et al. (2013)	117
Figure 31. Procédure expérimentale utilisée par Veltkamp et al. (2008)	125
Figure 32. Distances proximales décrites par Hall (1966)	130
Figure 33. Situation expérimentale utilisée par Efran et Cheyne dans leurs études (d’après Efran & Cheyne, 1973)	133
Figure 34. Tâches de dessin de cible (a) et de lancers de fléchettes (b) réalisées par les participants de l’étude de Burgmer et Englich (2012)	141
Figure 35. Postures utilisées dans l’étude de E. H. Lee et Schnall (2014, Étude 2)	144
Figure 36. Experimental setup and device	152

Figure 37. Experimental setup and device (P: participant; E: experimenter)	159
Figure 38. Perceived distance as a function of Actual Aperture Width and Social Relationship	161
Figure 39. Summary of Efran and Cheyne's experiment	171
Figure 40. Personal space model of parameters	172
Figure 41. Interaction space models	173
Figure 42. Example of a navigation scenario and the possible trajectories computed by the RiskRRT algorithm	175
Figure 43. Illustration of the critical line	177
Figure 44. Comparison of simulated passage probabilities and experimental observations by Efran and Cheyne, in corridor 2 (data are similar for other corridors)	180
Figure 45. Model fit in the "PS Only" condition	181
Figure 46. Model fit as a function of the single parameter for the "Constant IS Only" (a) condition and the "Normal IS Only" (b) condition	182
Figure 47. Modèle de l'effet du pouvoir sur la perception de l'espace médiatisé par son effet sur la perception de la taille du corps et/ou des contraintes des actions	190
Figure 48. Estimation de l'effet du pouvoir sur la taille du corps perçue exprimée en centimètres	200
Figure 49. Situations expérimentales utilisées lors de notre étude pilote sur l'effet de la facilité d'accès à un outil sur la perception des distances	263
Figure 50. Graphique en œil de chat représentant la distribution des valeurs plausibles d'un paramètre représentée par un intervalle de confiance	263

LISTE DES TABLES

Table 1. Distance in function of the quantity of rolls and the condition (Hand versus Tool)_	98
Table 2. Parameter ranges and sampling precision for each experimental condition _____	175
Table 3. Summary of the best parameters and model fits for each experimental condition	177
Table 4. Instructions données aux participants en fonction de leur groupe expérimental _	189
Table 5. Nombre d'études avec une taille d'échantillon totale de $N = 100$ à inclure dans une méta-analyse à effet fixe pour que les estimations (i.e., 95% CI) excluent 0 dans 80% des méta-analyses en fonction de la taille d'effet considérée _____	207

INTRODUCTION

Des expressions telles que « je veux le voir pour le croire » suggèrent de manière anecdotique que les humains considèrent ce qu'ils voient comme une représentation fidèle de la réalité en laquelle ils peuvent placer une confiance aveugle. Les chercheurs en psychologie s'intéressant à la perception visuelle ont d'ailleurs majoritairement adhéré à cette intuition pendant de nombreuses années. Pour certains de ces chercheurs, la perception visuelle permettrait d'accéder à une représentation de la réalité aussi exacte que possible. Les individus seraient par exemple capables d'utiliser une grande variété de sources d'information visuelles pour percevoir les distances les séparant des objets qui les entourent avec une « assez bonne » précision.

Cependant, certaines études semblent contredire ce point de vue en indiquant que les variables qui influencent les possibilités d'action des individus influencent également leur perception visuelle de l'espace. Lorsqu'un individu réalise une action, il doit prendre en compte un certain nombre de contraintes qui donnent un cadre à la réalisation de cette action. Par exemple, si cet individu envisage de passer entre deux objets, il doit, entre autre, prendre en compte la largeur de l'espace entre ces objets, mais également la largeur de son propre corps. Dans cette thèse, nous présentons des travaux qui indiquent que ce type de contraintes physiques associées à l'action qu'un individu envisage de réaliser pourraient également influencer sa perception visuelle de l'espace et notamment sa perception des distances.

Nous avons choisi d'aborder cette question en adoptant une approche intégrative ayant pour but d'effacer les frontières entre la psychologie cognitive et la psychologie sociale. Nous présenterons en effet les résultats d'études dont le but était d'étendre l'idée de l'influence des contraintes physiques des actions sur la perception à l'influence de contraintes sociales. L'environnement dans lequel les humains évoluent est fondamentalement social, et à ce titre, une théorie visant à expliquer les comportements

humains ne peut selon nous faire l'économie de la prise en compte des variables sociales qui régulent ces comportements.

Cette thèse est organisée en trois grandes parties. Les deux premières parties sont elles-mêmes subdivisées en une section théorique présentant une revue de la littérature et une section expérimentale¹ présentant nos propres travaux. La Partie 1 porte sur l'influence des contraintes physiques des actions sur la perception des distances. Dans cette partie, nous présentons tout d'abord les principales sources d'informations visuelles que les individus utilisent pour percevoir les distances (Section Théorique—Chapitre 1.1). Nous présentons ensuite l'approche théorique dans laquelle s'inscrivent nos travaux et selon laquelle les contraintes physiques des actions influenceraient la perception visuelle des distances (Section Théorique—Chapitre 1.2). Nous finissons cette première partie en présentant des arguments expérimentaux en faveur de cette approche, d'abord issus de la littérature (Section Théorique—Chapitre 1.3) puis issus de nos propres études (Section Expérimentale—Articles 1, 2 et 3).

La Partie 2 de cette thèse porte sur l'influence des contraintes sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace. Dans cette partie, nous présentons tout d'abord des arguments expérimentaux étayant notre proposition d'étendre l'idée de l'influence des contraintes des actions sur la perception à l'influence de contraintes sociales (Section Théorique—Chapitre 2.1). Nous décrivons ensuite plus en détails les contraintes sociales dont nous avons essayé d'étudier les effets sur la perception de l'espace dans nos propres études (Section Théorique—Chapitres 2.2 et 2.3). Cette partie se finit sur la présentation des travaux que nous avons réalisés sur cette question (Section Expérimentale—Articles 4, 5, 6 et 7).

La Partie 3 est une discussion générale de l'ensemble de nos propres résultats (Chapitre 3.1) et de l'approche théorique dans laquelle ils s'inscrivent (Chapitre 3.2). Nous en profitons ainsi pour en souligner les limites et proposons des pistes de réflexions concernant la manière de les dépasser. Enfin, nous présentons également les perspectives

¹ Dans un souci de cohérence de la mise en page, nous avons adapté le format de nos articles publiés à celui de cette thèse plutôt que de les inclure dans leur format de publication. Néanmoins, les lecteurs préférant les lire sous cette forme pourront les trouver tels quels à la fin de cette thèse ou en cliquant ici.

Par ailleurs, des liens hypertextes discrets sont associés à chaque mention d'une section de la thèse afin de faciliter votre navigation dans la version électronique du document.

de recherche qui découlent des questionnements soulevés au cours de ces trois années de doctorat (Chapitre 3.3).

En plus de ces travaux expérimentaux, nous avons essayé de prendre en compte les critiques régulièrement faites aux chercheurs en psychologie concernant leur faible intérêt pour la réalisation d'études de réplication et leur utilisation exclusive des tests de significativité statistique pour analyser les résultats. Nos travaux témoignent de l'évolution de nos pratiques de recherche comme par exemple le passage de l'utilisation des tests de significativité dans nos premières études et à celle des intervalles de confiance dans notre dernière étude. Nous proposons ainsi à la fin de cette thèse des encarts méthodologiques sur la réplication (Encart 1), la significativité statistique (Encart 2), les tailles d'effet (Encart 3) et les intervalles de confiances (Encart 4).

PARTIE 1

Influence des contraintes physiques des actions sur la perception visuelle de l'espace

SECTION THÉORIQUE

PRÉAMBULE

Dans le domaine de la psychologie, il existe plusieurs définitions plus ou moins similaires de la perception (Fodor & Pylyshyn, 1981 ; J. J. Gibson, 1979 ; Norman, 2003 ; Pylyshyn, 1999). Dans cette thèse, nous considérerons la perception comme l'expérience plus ou moins consciente qu'un organisme a des stimulations sensorielles provenant de son corps et de son environnement (e.g., Goldstein, 2014, pour une définition similaire). Selon cette définition, la perception visuelle est l'expérience qu'un organisme a des rayons lumineux qui atteignent ses yeux après avoir été réfléchis par les différentes surfaces qui se trouvent dans son champ visuel.

Lorsque nous parlerons de perception visuelle de l'espace, nous ferons référence à la perception des propriétés spatiales des objets qui sont présents dans le champ visuel d'un observateur (i.e., l'individu qui perçoit) telles que leur taille, la distance à laquelle ils se trouvent ou encore leur orientation. Cette thèse porte principalement sur l'influence des contraintes des actions sur la perception visuelle des distances par un observateur immobile, c'est pourquoi nous nous focaliserons principalement sur cette propriété au détriment des autres. Par ailleurs, nous soulignons également que la perception visuelle des distances implique nécessairement que ces distances soient suffisamment visibles par l'observateur. Nous n'aborderons donc pas ici la représentation de ce que Montello (1997) a qualifié de *distances environnementales*. Ces distances ne sont généralement pas visibles par l'observateur, ou le sont seulement partiellement, et leur représentation nécessite donc une certaine familiarité (e.g., la distance entre Saint-Céré et Figeac). Outre cette distinction, nous pouvons également distinguer les distances dites *égocentrées* (Figure 1a) qui séparent un observateur des objets qui l'entourent de celles dites *exocentrées* (ou allocentrées, Figure 1b) qui séparent ces objets entre eux (e.g., Deza & Deza, 2013, p. 548).

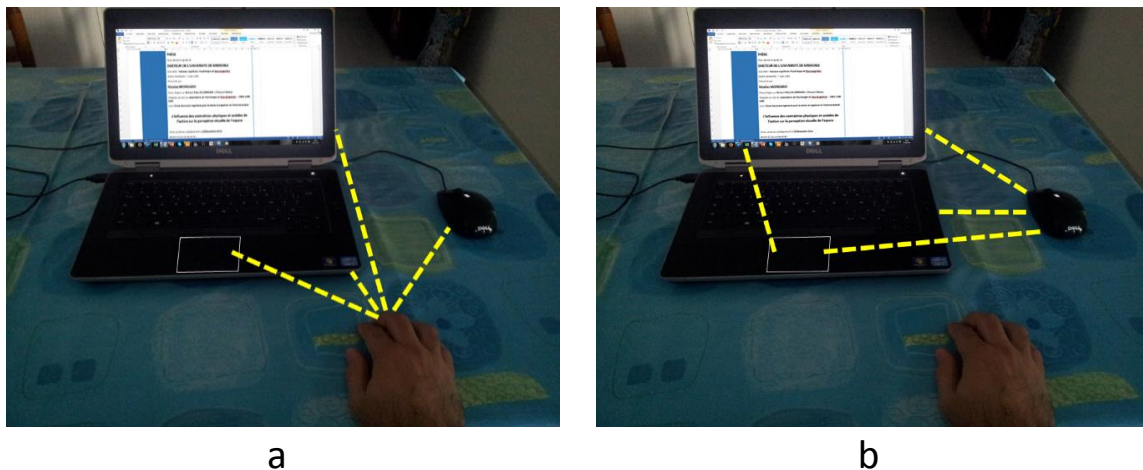


Figure 1. Exemples de distances égocentrées (a) et exocentrées (b).

La perception des distances est un processus complexe puisque le système visuel doit estimer ces distances à partir d'une image rétinienne en deux dimensions. Le système visuel doit prélever des informations issues de différentes sources et combiner ces informations afin que l'observateur puisse avoir une perception suffisamment précise des distances pour lui permettre de réaliser des actions adaptées (e.g., Cutting & Vishton, 1995 ; Gillam, 1995). Certaines de ces sources donnent des informations sur la distance *relative* de plusieurs objets par rapport à l'observateur. Ce type de sources permet ainsi à l'observateur de déterminer que la souris de l'ordinateur est plus éloignée de lui que ne l'est l'écran (Figure 1). D'autres sources donnent également des informations sur la distance *absolue* entre un observateur et ces objets. Ce type de sources permet ainsi à l'observateur de déterminer que la souris est à 5 cm de lui indépendamment des autres objets présents dans son champ visuel.

Dans cette première grande partie de cette thèse, nous avons tout d'abord choisi de présenter les principales sources d'information utilisées dans la perception des distances (Chapitre 1.1) en nous appuyant essentiellement sur la synthèse qu'en ont proposée Cutting et Vishton (1995)². Nous présenterons ensuite les bases d'une approche théorique selon laquelle la perception visuelle de l'espace dépendrait également des actions que l'observateur envisage de réaliser dans son environnement (e.g., Proffitt & Linkenauger, 2013). Cette

² Nous aurions pu nous appuyer sur d'autres synthèses tout aussi pertinentes (e.g., Gillam, 1995 ; Proffitt & Caudek, 2002) mais celle proposée par Cutting et Vishton, bien qu'un peu ancienne, a l'intérêt d'être parcimonieuse en se focalisant sur les sources d'information principales et en omettant celles qui sont plus secondaires.

présentation sera d'abord essentiellement théorique (Chapitre 1.2). Nous apporterons par la suite des arguments expérimentaux en faveur de l'influence des contraintes physiques des actions sur la perception des distances et préciserons les mécanismes supposés être à l'origine de cette influence (Chapitre 1.3). Enfin, nous tenons à souligner que, dans un souci de clarté et de concision, nous avons choisi d'aborder les limites principales et les explications alternatives de l'ensemble de ces travaux dans la discussion générale de cette thèse (Chapitre 3.2).

CHAPITRE 1.1.

LES SOURCES D'INFORMATION UTILISÉES DANS LA PERCEPTION VISUELLE DES DISTANCES

Il existe de nombreuses sources d'information utilisables pour percevoir les distances. Il y a de cela près de 20 ans, Cutting et Vishton (1995) en dénombraient pas moins de 15. Ces auteurs ont réduit le nombre de sources d'information à neuf en considérant leur efficacité comme critère de sélection. Ces neuf sources comprennent à la fois des sources d'information picturales, oculaires et visuo-kinesthésiques. Leur efficacité dépend notamment de la situation dans laquelle se trouve l'observateur et, pour certaines de ces sources, de la distance à percevoir. Selon les auteurs, la variété de ces sources proviendrait de l'importance de la perception des distances pour la survie de l'organisme et de la nécessité de s'adapter à différentes situations pour lesquelles certaines sources sont présentes et d'autres non.

1. Les sources d'information picturales

L'occlusion. Dans la scène présentée sur la Figure 2, une figurine du Batman masque partiellement celle d'un Minion³ qui masque, quant à elle, une porte qui masque un meuble situé en arrière-plan. *L'occlusion* correspond au fait qu'un objet masque au moins partiellement un autre objet. Dans une telle situation, l'observateur peut déterminer la distance relative à laquelle les objets se trouvent de lui grâce à cette série d'occlusions. Ainsi, bien que l'image soit en deux dimensions, il est possible grâce à l'occlusion de déterminer que le Batman est plus proche de l'observateur que le Minion qui est lui-même plus proche de l'observateur que la porte et ainsi de suite. Bien que l'occlusion ne puisse fournir que des informations relatives concernant les distances, cette source d'information serait efficace quelles que soient les distances qui séparent les objets de l'observateur.

³ Petite créature jaune et sémillante portant généralement des lunettes et une salopette bleue.



Figure 2. Occlusion. Le fait que chaque objet masque partiellement un autre objet de la scène permet de déterminer leur distance relative par rapport à l'observateur. Les traits rouges représentent les contours des différents objets présents dans cette situation.

La taille relative. Lorsque deux objets de même taille se trouvent à des distances différentes par rapport à l'observateur, leur taille rétinienne varie. En effet, comme l'illustre la Figure 3, bien que les deux Minions aient exactement la même taille réelle, celui situé en arrière-plan semble plus petit que celui situé au premier plan. Cette différence de taille apparente vient du fait que le Minion situé au premier plan occupe plus de place dans le champ visuel, et donc sur la rétine, de l'observateur que celui situé en arrière-plan. Tout comme l'occlusion, la *taille relative* ne fournit que des informations relatives sur les distances et serait utilisable quelles que soient les distances qui séparent les objets de l'observateur.



Figure 3. Taille relative et hauteur relative. La taille relative correspond au fait que le Minion situé au premier plan semble plus grand que celui situé en arrière-plan bien qu'ils aient en réalité la même taille. La différence de distance entre ces figurines et les bords de l'image indiquent leur hauteur relative dans le champ visuel qui peut également indiquer à quelles distances ces figurines se trouvent de l'observateur.

La hauteur relative. Les deux Minions présentés sur la Figure 3 sont situés à différentes distances de l'observateur et donc à différentes distances des bords de l'image. La *hauteur relative* correspond au fait que le Minion situé en arrière-plan est plus haut dans le champ visuel de l'observateur que celui situé au premier plan. L'efficacité de la hauteur relative serait maximale pour des objets situés à 2 m de l'observateur. Cette source d'informations serait inutilisable pour des distances inférieures à 2 m et son efficacité diminuerait progressivement au-delà de 2 m à cause de la diminution de l'acuité visuelle.

La densité relative. La Figure 4 présente une scène dans laquelle plusieurs figurines Lego® sont alignées. Il est possible de diviser cette image en sous-parties et de s'intéresser à la quantité de figurines dans chacune de ces sous-parties, c'est-à-dire à leur densité. Bien que toutes les figurines soient en réalité également espacées les unes des autres, celles situées au premier plan semblent plus espacées que celles situées en arrière-plan. La densité visuelle est donc plus faible pour les figurines situées au premier plan que pour celles situées en arrière-plan. Cette variation de la densité en fonction de la distance correspond à ce que l'on appelle la *densité relative*. Elle permet, au même titre que la taille relative, de déterminer la distance

relative qui sépare l'observateur des objets qui l'entourent. La densité relative serait également utilisable quelles que soient les distances qui séparent les objets de l'observateur.

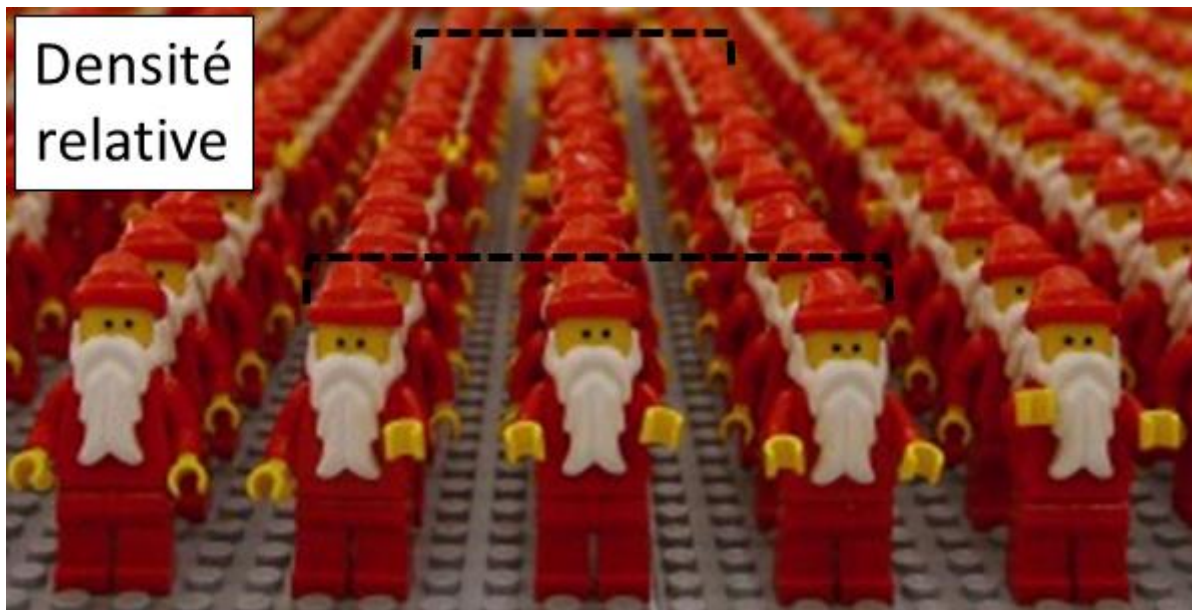


Figure 4. Densité relative. Les figurines en avant-plan semblent moins tassées que celles qui se trouvent en arrière-plan.

La perspective aérienne (ou atmosphérique). La Figure 5 présente une vue panoramique de deux montagnes iséroises. Un découpage grossier de la scène permet de voir que les éléments en arrière-plan ont une couleur bleutée. Comme l'a souligné Goldstein (2014), la quantité de particules contenues dans l'atmosphère (e.g., eau, gaz) augmente avec la distance qui sépare l'observateur des objets qui se trouvent dans son champ visuel. Cette augmentation de la concentration en particules atmosphériques induit une diminution du contraste des objets. De plus, l'atmosphère filtre la lumière blanche et laisse seulement passer certaines longueurs d'ondes, ce qui explique que la couleur des objets tend vers le bleu au fur et à mesure que leur éloignement augmente. Cette source d'information, appelée la *perspective aérienne*, ne serait efficace que pour des objets suffisamment éloignés. Son efficacité augmenterait avec la distance entre les objets et l'observateur jusqu'à un certain point, puis elle diminuerait à cause du manque de contraste entre les objets trop éloignés. L'efficacité de la perspective aérienne comme source d'information sur les distances varierait également en fonction des conditions atmosphériques (e.g., ciel dégagé, brume, pollution).

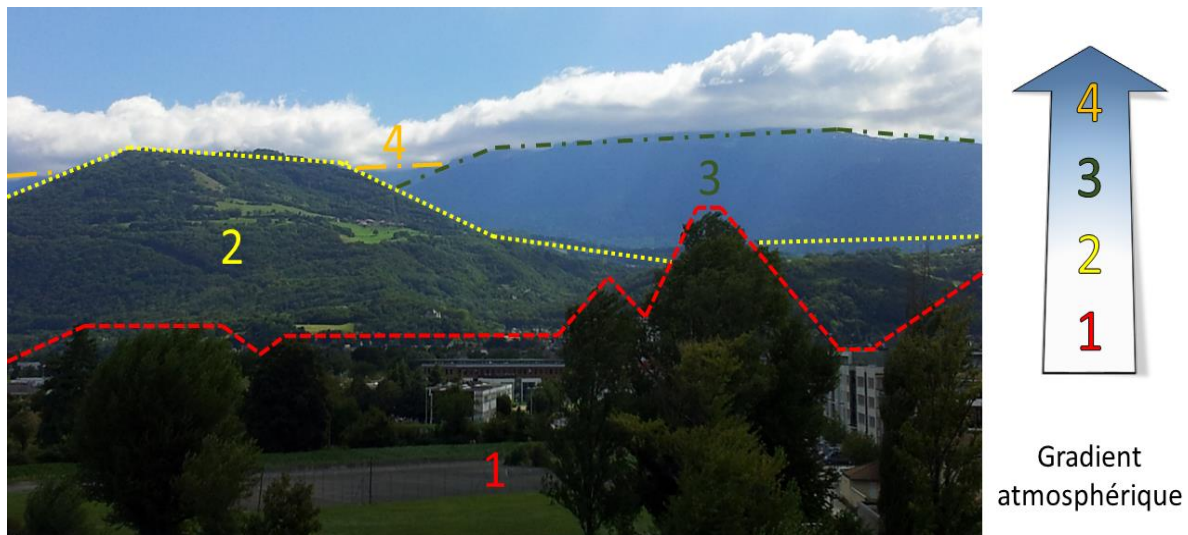


Figure 5. Perspective aérienne. La scène peut être grossièrement découpée en quatre zones si l'on exclut le ciel. Le gradient atmosphérique (à droite) illustre l'effet de l'atmosphère sur la perception des objets en fonction de la distance à laquelle ils se trouvent par rapport à l'observateur.

2. Les sources d'informations visuo-kinesthésiques : parallaxe et perspective du mouvement

Lorsqu'un observateur se déplace son champ visuel semble également se déplacer. Selon Gibson (1979), ce flux optique généré par les mouvements de l'observateur contient une variété d'informations utiles pour sa perception de l'environnement. La *parallaxe du mouvement* correspond ainsi au fait que lorsqu'un observateur se déplace dans une direction, l'image rétinienne des objets statiques présents dans son champ visuel se déplace en sens inverse. La *perspective du mouvement* correspond au fait que lorsqu'un observateur se déplace dans une direction, l'ensemble de son champ visuel se déplace en sens inverse. La vitesse de déplacement du champ visuel, dans le cas de la perspective du mouvement, ou de l'image rétinienne des objets, dans le cas de la parallaxe du mouvement, diminue avec l'augmentation de la distance par rapport à l'observateur. La Figure 6 est un panorama d'Albi, vu d'une voiture se déplaçant de gauche à droite, sur lequel des flèches colorées de différentes tailles représentent la variation de la vitesse du déplacement du champ visuel en fonction de la distance avec l'observateur (pour une illustration animée, voir Canlas-Robles, 2012 ; Krantz, 2013). L'efficacité de la perspective du mouvement comme source d'information sur les distances augmente avec la distance jusqu'à environ 2 m puis diminuerait progressivement au fur et à mesure que la distance continue d'augmenter. L'efficacité de cette source

d'informations dépendrait également des changements éventuels dans la direction du regard de l'observateur.

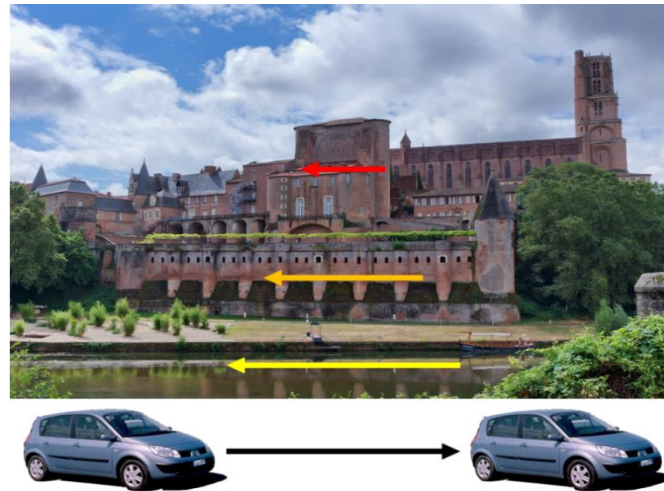


Figure 6. Perspective du mouvement. La flèche noire représente le déplacement de l'observateur de gauche à droite et les flèches colorées représentent le déplacement de son champ visuel en sens inverse. La longueur des flèches représente la vitesse de déplacement et le dégradé de couleur représente l'éloignement de cette partie du champ visuel par rapport à l'observateur.

3. Les sources d'informations oculaires

L'accommodation. Lorsqu'un observateur regarde des objets situés à différentes distances, les cristallins de ses yeux se déforment de sorte que l'image rétinienne de chaque objet reste nette lorsque l'observateur dirige son regard vers lui. Il s'agit du processus d'*accommodation*. La Figure 7 illustre l'augmentation de la courbure du cristallin lorsque la distance entre l'observateur et un objet diminue (pour une illustration animée, voir aussi Smbilalshahbukhari, 2009). L'accommodation est une source d'information sur les distances efficace uniquement pour des distances inférieures à 2 m. De plus, son efficacité diminue sous l'effet du vieillissement.

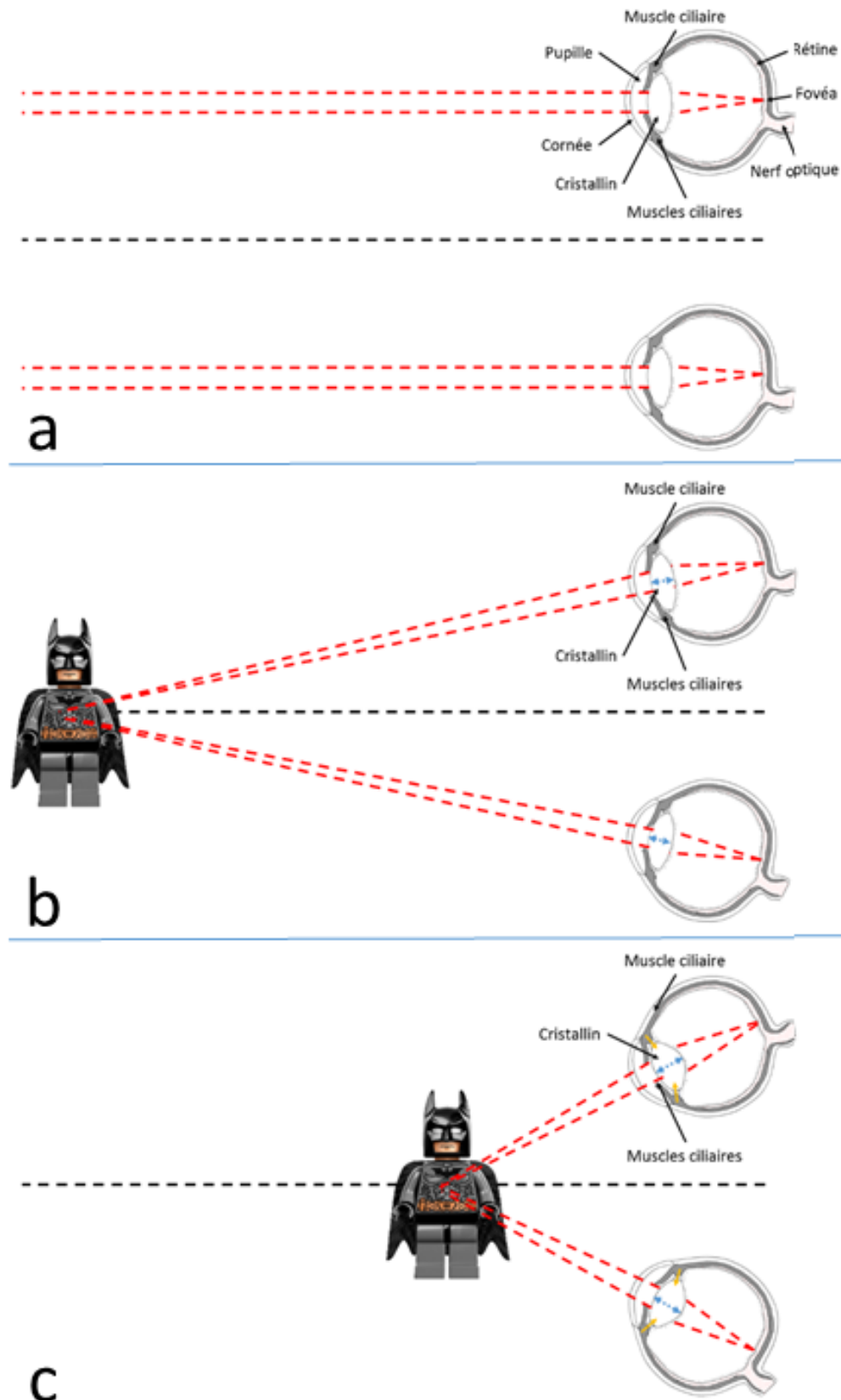


Figure 7. Accommodation et vergence. L'accommodation correspond au fait qu'au fur et à mesure que l'objet se rapproche des yeux de l'observateur, la courbure du cristallin augmente (double flèche bleue) sous l'effet du relâchement des muscles ciliaires. Lorsque l'observateur fixe l'horizon ou un objet éloigné, la direction de ses yeux (traits rouges) diverge (a). Lorsque qu'il fixe un objet situé à moins de 6 m, ses yeux commencent à converger vers l'objet (b). Cette vergence augmente lorsque l'objet se rapproche (c).

La vergence. Il s'agit du fait que lorsqu'un observateur regarde des objets situés à différentes distances, l'angle entre la direction de chacun de ses yeux varie. Plus l'objet est proche de l'observateur, plus la direction de chacun de ses yeux converge vers le même point comme illustré sur la Figure 7 (pour une illustration animée, voir aussi Smbilalshahbukhari, 2009). À l'inverse, plus l'objet perçu est éloigné de l'observateur, plus la direction de chacun de ses yeux diverge. L'efficacité de la *vergence* comme source d'information sur les distances diminuerait avec l'augmentation de la distance entre l'observateur et les objets présents dans son champ visuel. Elle cesserait d'être vraiment efficace au-delà de 2 m.

La disparité binoculaire. Il s'agit du fait que l'image qui se forme sur la rétine de l'œil gauche de l'observateur est différente de celle qui se forme sur la rétine de son œil droit. Pour prendre conscience de ce phénomène, je recommande au lecteur de réaliser l'exercice proposé par Goldstein (2014, p. 234). Fermez votre œil droit et tendez votre bras droit devant vous en gardant l'index de votre main droite levé. Placez votre index gauche devant votre index droit, à une distance de votre visage à peu près égale à la moitié de la distance entre votre visage et votre index droit (Figure 8a). Une fois que votre index gauche masque entièrement votre index droit, fermez votre œil gauche et ouvrez votre œil droit. Vous devriez de nouveau voir votre index droit et vous devriez avoir l'impression qu'il s'est déplacé vers votre droite (Figure 8b). Cette impression de déplacement vient en fait de la différence dans la position relative de l'image projetée sur la rétine de votre œil gauche et celle projetée sur la rétine de votre œil droit. Cette source d'information sur les distances a été considérée par de nombreux auteurs comme une des sources d'informations les plus efficaces lorsque les objets sont situés à des distances relativement courtes par rapport à l'observateur (e.g., Cutting & Vishton, 1995 ; Proffitt & Caudek, 2002)⁴. Bien que la disparité binoculaire puisse fournir des informations sur les distances absolues, son efficacité diminuerait avec l'augmentation de la distance entre l'observateur et les objets.

⁴ Cette source d'information est d'ailleurs utilisée dans les films en trois dimensions (pour une présentation de l'utilisation de cette source au cinéma, voir Goldstein, 2014, p. 234-235).

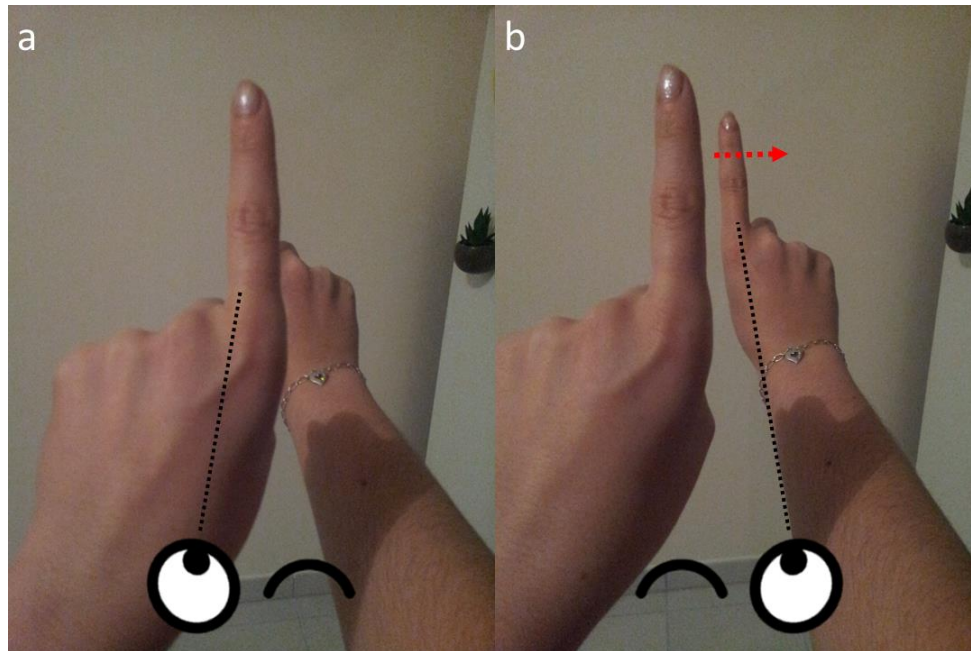


Figure 8. Prendre conscience des effets de la disparité binoculaire. Pour réaliser cet exercice, il suffit que l'observateur ferme son œil droit et garde son œil gauche ouvert puis qu'il se positionne comme indiqué de sorte à ne plus voir son index droit (a). Il ferme ensuite son œil gauche et ouvre son œil droit ce qui lui donne l'impression que son index droit s'est déplacé vers la droite (flèche rouge). Le trait en pointillés noirs représente la direction du regard d'un œil.

4. Distinction entre trois types d'espaces et efficacité relative des sources d'informations sur les distances

Cutting et Vishton (1995) ont proposé de distinguer trois types d'espaces en fonction de l'efficacité des neuf sources d'information sur les distances qu'ils ont retenues. L'espace personnel concernerait les distances allant jusqu'à 2 m par rapport à l'observateur dont les mouvements se limiteraient à tourner la tête et à manipuler les objets à proximité. Les sources d'information efficaces dans cet espace seraient l'occlusion, la disparité binoculaire, la taille relative, la densité relative, la convergence, l'accommodation et la parallaxe du mouvement générée par les mouvements de la tête ou par la manipulation des objets. L'espace d'action concernerait, quant à lui, les distances allant de 2 m à 30 m par rapport à l'observateur qui serait entièrement mobile. Les sources d'information sur les distances utilisables dans cet espace seraient l'occlusion, la hauteur relative, la disparité binoculaire, la perspective du mouvement, la taille relative et la densité relative. Enfin, « l'espace panoramique » (i.e., « vista space » en anglais) concernerait les distances au-delà de 30 m par rapport à l'observateur. Les sources d'information sur les distances disponibles dans cet espace seraient l'occlusion, la

hauteur relative, la taille relative, la densité relative et la perspective aérienne. Selon Cutting et Vishton (p. 71-72), les humains seraient capables de percevoir les distances avec une précision suffisante pour leur permettre de réaliser des actions adaptées dans leur environnement lorsqu'ils ont accès à l'ensemble de ces sources d'information disponibles. Cependant, d'autres auteurs ont proposé que la perception visuelle de l'espace puisse également prendre en compte des variables non-visuelles, comme nous allons le voir dans le chapitre suivant.

CHAPITRE 1.2.

VERS DES THÉORIES DE LA PERCEPTION VISUELLE BASÉES SUR LES CONTRAINTES PHYSIQUES DES ACTIONS

1. L'approche « New Look » et l'hypothèse de l'accentuation perceptive

L'influence de variables non-visuelles sur la perception visuelle de l'espace faisait déjà l'objet d'études dans les années 1940. Les études de Bruner et Goodman (1947) sont souvent citées pour illustrer une conception théorique de la perception dite du « New Look » (e.g., Bruner, 2010). Ces auteurs ont réalisé deux études afin de mettre en évidence un effet d'accentuation perceptive dans lesquelles des enfants devaient estimer la taille de pièces de monnaies. Les auteurs ont notamment observé que plus la valeur de ces pièces augmentait, plus les enfants estimaient que ces pièces étaient grosses. Par ailleurs, les enfants issus de milieux défavorisés estimaient que les pièces étaient plus grosses par rapport à ceux issus de milieux aisés. Selon les auteurs, plus un objet a de la valeur pour un individu, plus il serait facile à percevoir. Cette facilitation perceptive se traduirait notamment par le fait que cet individu percevrait cet objet comme étant d'autant plus gros qu'il a de la valeur pour lui.

L'approche « New Look » a cependant fait l'objet de critiques méthodologiques (e.g., Brandon & Sampson, 1965 ; Erdelyi, 1974 ; Tajfel, 1957) qui ont certainement diminué l'engouement des chercheurs à son égard jusqu'à récemment (e.g., Balcetis & Lassiter, 2010). Selon Proffitt (2006), une des limites de l'approche « New Look » sur le plan théorique vient du choix des variables non-visuelles supposées influencer la perception visuelle. Il a en effet souligné que contrairement à l'influence supposée de l'effort sur la perception de l'espace⁵, l'influence de la valeur de pièces de monnaies sur la perception de leur taille « ne présente

⁵ Comme nous le verrons lorsque nous aborderons l'approche phénotypique (Proffitt & Linkenauger, 2013), Proffitt et ses collègues considèrent que l'effort associé à l'action qu'un individu envisage de réaliser influence sa perception de l'espace dans un but adaptatif.

pas davantage adaptatif évident » (p. 120). Cependant, les études s'inscrivant explicitement ou non dans l'approche « New Look » n'ont pas uniquement porté sur l'influence de la valeur de pièces de monnaies. Certaines études ont en effet porté sur l'influence de la faim et de l'effort sur la perception des distances chez les rats (e.g., Crutchfield, 1939 ; Solomon, 1949) ou encore sur l'influence de la faim sur la perception que les humains ont des objets associés à ce besoin (e.g., Saugstad, 1966, 1967 ; Wolitzky, 1967).

Ainsi l'idée selon laquelle des variables physiologiques telles que l'effort puissent influencer la perception visuelle n'est pas une idée récente et était déjà présente dans les travaux réalisés dans le cadre de l'approche « New Look » de la perception. Avant d'aborder l'approche phénotypique, selon laquelle les possibilités d'action influencent la perception visuelle de l'espace, il nous semble nécessaire d'aborder l'approche écologique. Les concepts d'affordance, d'unités intrinsèques, centraux dans cette approche, ont en effet beaucoup contribué au développement de l'approche phénotypique comme nous le verront ensuite.

2. L'approche écologique de la perception visuelle et le rôle des actions dans la perception

J. J. Gibson (1979) a proposé une approche de la perception visuelle qu'il qualifiait d'approche écologique. L'originalité de cette approche par rapport aux approches inférentielles de la perception⁶, dominantes à cette époque, était qu'elle consistait à considérer les processus psychologiques en prenant en compte l'interdépendance entre les organismes vivants et leur environnement. Selon J. J. Gibson (p. 127-143), l'environnement d'un organisme est composé de nombreux objets qu'il est possible de nommer et de définir en fonction de leurs propriétés élémentaires. Les deux chaises présentées sur la Figure 9 sont par exemple composées de quatre pavés disposés verticalement, sur lesquels repose un pavé disposé horizontalement, lui-même surmonté d'un autre pavé disposé verticalement. Comme J. J. Gibson le soulignait, les approches inférentielles de la perception consistent à envisager

⁶ Les approches inférentielles, ou constructivistes, consistent généralement à envisager que les informations sensorielles sont pauvres et que la perception implique que ces informations fassent l'objet d'une élaboration cognitive permettant la construction d'une représentation du monde extérieur (e.g., pour une brève comparaison entre l'approche écologique et les approches inférentielles, voir Luyat & Regia-Corte, 2009, p. 302-305 ; Proffitt, 1999).

qu'un individu qui regarde ces objets doit d'abord percevoir leurs propriétés élémentaires afin de percevoir ces objets eux-mêmes.

Cependant, pour J. J. Gibson (1979), le fait que cet individu soit effectivement capable de décomposer un objet en propriétés élémentaires ne signifie pas que le but premier de la perception soit de percevoir ces propriétés. Selon lui, la perception et l'action seraient indissociables. La perception aurait pour but principal de guider la réalisation des actions de l'organisme dans son environnement. La réalisation d'une action permettrait en retour à l'organisme de prélever directement des informations contenues dans le flux visuel qui seraient indispensables à sa perception de son environnement. Plutôt que de percevoir les propriétés élémentaires des objets qui l'entourent, l'organisme percevrait directement des affordances qui sont les possibilités d'actions offertes par son environnement⁷. Les affordances dépendraient de la relation entre les propriétés d'un organisme et les propriétés de son environnement pertinentes pour réaliser une action donnée.

Si un individu de taille normale était dans la situation représentée sur la Figure 9, il percevrait certainement la chaise en pierre comme étant un monument qu'il lui faudrait gravir s'il voulait s'asseoir sur la chaise rose qui se trouve dessus et ainsi admirer la vue. Si en revanche cet individu avait mangé un petit gâteau qui transforme les individus en géants (pour une étude de cas sur les effets de ces gâteaux, voir Carroll, 1866), il percevrait certainement la possibilité de s'asseoir sur la chaise en pierre mais pas sur la chaise rose qui lui semblerait n'être qu'un jouet. Dans les deux cas, cet individu percevrait directement sa possibilité de s'asseoir sur les deux objets (i.e., son « assoyabilité »⁸), qui dépend à la fois de la taille de son propre corps et de la taille des objets présents dans son environnement.

⁷ Bien que le concept d'affordance soit considéré par certains chercheurs comme une propriété de l'environnement complémentaire des effectivités, ou capacités, de l'organisme (e.g., Turvey, 1992), nous envisageons les affordances comme des propriétés émergentes de l'interaction entre un organisme et son environnement (e.g., Stoffregen, 2003). Le débat théorique entre ces deux conceptions des affordances est très intéressant mais n'est cependant pas central pour notre propos. Nous renvoyons donc les lecteurs intéressés à l'article de Luyat et Regia-Corte (2009) qui présentent clairement le concept et les débats théoriques dont il fait l'objet.

⁸ Comme Luyat et Regia-Corte (2009) l'ont souligné, les affordances sont souvent désignées par un verbe d'action suivi du suffixe -abilité ce qui donne parfois des néologismes relativement difficiles à prononcer et à lire. Par exemple, l'assoyabilité d'une surface correspond à la possibilité de s'asseoir dessus. La passabilité d'une ouverture correspond, quant à elle, à la possibilité de passer par une ouverture (i.e., espace entre deux objets).

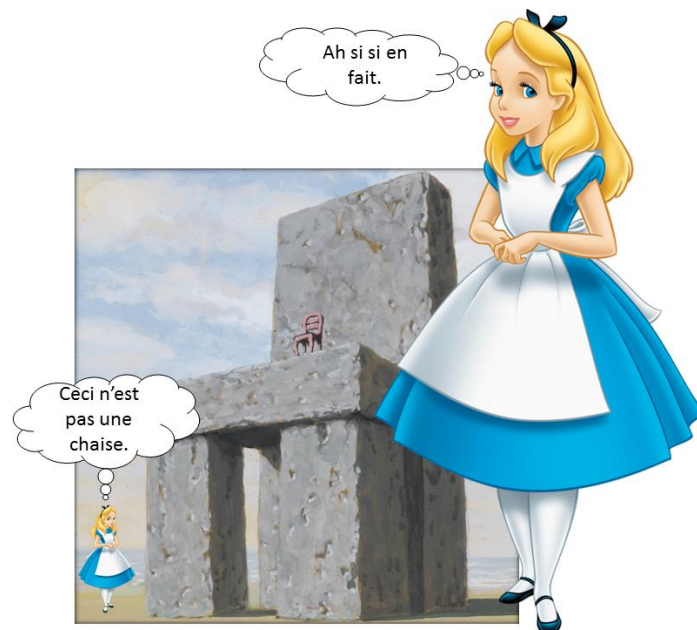


Figure 9. Alice au Pays de Magritte (d'après Magritte, 1950). Si Alice avait sa taille normale, elle estimerait certainement que la chaise rose est tout à fait appropriée pour lui permettre de s'asseoir, si toutefois elle ne se trouvait pas au sommet d'un monument en forme de chaise. Après avoir mangé un petit gâteau et avoir pris quelques têtes de plus, elle estimerait certainement que la chaise rose est tout juste bonne pour une poupée mais que la chaise en pierre est maintenant tout à fait appropriée (pour une illustration similaire du concept d'affordance, voir aussi Linkenauger, Leyrer, Bühlhoff, & Mohler, 2013).

Pour rendre compte de ces relations entre les propriétés d'un organisme et celles de son environnement, certains auteurs ont proposé de distinguer les mesures des propriétés spatiales de l'environnement basées sur des unités extrinsèques et des mesures basées sur des unités intrinsèques (e.g., Warren & Whang, 1987 ; Warren, 1984). Les unités extrinsèques sont arbitraires et servent à mesurer les propriétés de l'environnement de manière absolue. Nous pourrions par exemple mesurer la largeur d'un couloir en centimètres et nous apercevoir qu'elle est de 100 cm (Figure 10). Cette unité est arbitraire car nous pourrions la convertir en mètres, en pieds ou en toute autre unité conventionnelle. De plus, cette unité est absolue car elle ne dépend pas d'un organisme particulier.

Les unités intrinsèques sont, quant à elles, relatives à une action donnée et expriment les propriétés de l'environnement en fonction des propriétés de l'organisme qui réalise cette action. Admettons qu'un enfant envisage de passer par le couloir de 100 cm de large. Exprimer la largeur du couloir en fonction de cet enfant nécessite alors de prendre en compte la ou les propriétés de son organisme qui sont pertinentes pour passer par le couloir. Une des propriétés pertinentes pour la réalisation de cette action est la largeur d'épaules de l'enfant

qui pourrait être de 30 cm par exemple. Exprimer la largeur du couloir dans une unité intrinsèque revient ici à la diviser par la largeur d'épaules de l'enfant : Couloir/Épaules = $100/30 = 3,33$. Cette largeur de couloir exprimée en π ratio (Warren & Whang, 1987) signifie qu'elle mesure 3,33 largeurs d'épaules de l'enfant. S'il s'agit d'un adulte avec une largeur d'épaules de 50 cm, la largeur du couloir mesurerait 2 largeurs d'épaules de l'adulte.

Unité extrinsèque

=

Absolue et arbitraire

Unité intrinsèque

=

Relative au corps et à l'action



Figure 10. Largeur d'un couloir exprimée dans une unité extrinsèque (cm) ou dans une unité intrinsèque (π ratio, Warren & Whang, 1987) calculée en divisant la largeur du couloir (C) par la largeur d'épaules de l'individu qui passe par ce couloir (E).

Les exemples de l'assoyabilité des chaises et de la passabilité des ouvertures illustrent bien la manière dont les propriétés de l'environnement peuvent être exprimées différemment en fonction des propriétés d'un organisme donné pertinentes pour une action spécifique. À partir de ces unités intrinsèques, il est possible de déterminer un seuil optimal et un seuil critique pour une affordance donnée (Warren & Whang, 1987, p. 317). Le *seuil optimal* correspond au rapport entre la ou les propriétés de l'environnement et celles de l'organisme pour lequel l'organisme préfère réaliser une action. Le *seuil critique* correspond, quant à lui, au rapport entre la ou les propriétés de l'environnement et celles de l'organisme au-delà duquel l'organisme ne peut plus réaliser une action donnée. Dans une étude sur la passabilité, Warren et Whang (1987, Étude 2) ont ainsi observé que les participants estimaient que la largeur d'ouverture minimale leur permettant de passer sans tourner les épaules (i.e., largeur critique) était de 1,16 largeurs d'épaules quelle que soit leur largeur d'épaules (pour une étude similaire sur la perception de l'assoyabilité, voir aussi Mark & Vogeles, 1987).

3. L'approche phénotypique

Pour expliquer certains biais observés dans la perception visuelle de l'espace, Proffitt et ses collègues ont proposé une approche théorique selon laquelle la perception de l'espace dépendrait des possibilités d'actions (e.g., Gross & Proffitt, 2013 ; Proffitt & Linkenauger, 2013 ; Proffitt, 2006, 2009, 2013 ; Schnall, 2011 ; Witt & Riley, 2014 ; Witt, 2011a). Cette approche est parfois qualifiée d'approche de l'économie de l'action (i.e., « economy of action account », e.g., Schnall, 2011) ou d'approche de la perception spécifique à l'action (i.e., “action-specific perception account”, e.g., Proffitt, 2008 ; Witt, 2011a)⁹. Nous préférons cependant la qualifier d'approche phénotypique, en référence à la proposition récente de Proffitt et Linkenauger (2013) d'envisager la perception comme l'expression d'un phénotype (cf. la définition plus loin dans ce chapitre). Selon nous, ce nom a l'avantage d'éviter de suggérer que cette approche porte uniquement sur l'influence du coût des actions sur la perception. Par ailleurs, ce nom ne suggère pas non plus la nécessité d'exclure l'existence d'effets de l'action plus généraux qui seraient indépendants de l'intention de réaliser une action spécifique.

L'approche phénotypique a été développée à l'origine pour expliquer des résultats suggérant que l'effort physique influence la perception de l'espace (e.g., Bhalla & Proffitt, 1999 ; Proffitt, Bhalla, Gossweiler, & Midgett, 1995 ; Proffitt, Stefanucci, Banton, & Epstein, 2003 ; Stefanucci, Proffitt, Banton, & Epstein, 2005 ; Witt, Proffitt, & Epstein, 2004). Selon Proffitt (2006), la réalisation d'actions volontaires dépend en partie de la tendance des organismes vivants à minimiser les coûts de leurs actions (voir aussi Sparrow & Newell, 1998). Les effets de l'effort sur la perception visuelle de l'espace témoigneraient ainsi d'une prise en compte de ce *principe d'économie de l'action* par le système visuel. Le système visuel aurait, d'après Proffitt, développé au cours de son évolution une sensibilité aux relations entre les coûts des actions et les propriétés spatiales de l'environnement pertinentes pour la réalisation de ces actions (pour une conception similaire, voir aussi Jackson & Cormack, 2007)¹⁰. Par

⁹ Dans sa critique de cette approche, Firestone (2013, p. 456) l'a qualifiée d'approche paternaliste de la vision pour faire référence au fait qu'elle consiste à envisager que le système visuel dit « des mensonges bien intentionnés sur le monde, de sorte à orienter l'observateur vers des actions favorables. »

¹⁰ L'approche théorique proposée par Jackson et ses collaborateurs, la théorie de la navigation évoluée (i.e., « Evolved-Navigation Theory »), consiste à envisager que « les processus physiques et psychologiques de la navigation reflètent la sélection naturelle réalisée à partir des coûts de navigation présents de manière récurrente au cours de l'évolution » (Jackson & Cormack, 2007, p. 353). Cette théorie est actuellement

exemple, l'effort qu'un individu doit exercer pour gravir une colline (i.e., contrainte physique) augmente d'autant plus que cette colline est inclinée (i.e., propriété spatiale). L'apprentissage de cette relation se traduirait par le fait que cet individu percevrait l'inclinaison d'une colline comme d'autant plus grande que l'effort nécessaire pour la gravir est élevé. Ce type de biais perceptifs permettrait ainsi une planification économique des actions favorisant les actions les moins coûteuses au détriment des actions les plus coûteuses sans avoir à recourir à un raisonnement explicite sur leurs coûts et leurs bénéfices.

Bien que le concept de *coût énergétique* ait été central pour développer les bases de l'approche phénotypique, nous pensons qu'il ne s'applique pas nécessairement à l'ensemble des résultats à partir desquels cette approche s'est développée. En effet, certains de ces résultats suggèrent que des variables, telles que la taille du corps, influencent la perception de l'espace, sans qu'elles soient nécessairement liées aux coûts énergétiques des actions. Nous proposons d'utiliser plutôt le terme de *contraintes des actions* qui semble s'adapter plus facilement à des situations plus générales que celles impliquant un coût énergétique. Par ce terme, nous faisons en effet référence à l'ensemble des variables qui donnent un cadre à la réalisation d'une action et qui peuvent donc être aussi bien physiques que sociales.

Sparrow et Newell (1998, p. 176-177) ont proposé une définition similaire des contraintes en proposant également de distinguer entre les contraintes de l'organisme, les contraintes de la tâche et les contraintes de l'environnement. Les *contraintes de l'organisme* correspondent à l'ensemble de ses caractéristiques qui limitent physiquement les actions que son corps peut réaliser (e.g., sa force musculaire). Les *contraintes de la tâche* peuvent être divisées en trois sous-catégories. La première catégorie renvoie aux règles explicites qu'un individu doit parfois respecter pour atteindre un but donné, comme dans un sport où les joueurs doivent marquer des points en respectant les règles du jeu. La deuxième catégorie renvoie aux caractéristiques des outils qu'un individu peut utiliser pour réaliser une tâche, comme la longueur d'un bâton utilisé pour atteindre plus facilement une cible. La troisième catégorie renvoie, quant à elle, aux contraintes biomécaniques qui définissent la tâche,

essentiellement basée sur des travaux portant sur le risque de tomber, la peur qui en résulte et son influence sur la perception de l'espace (e.g., Jackson & Cormack, 2008, 2010 ; Jackson, Willey, & Cormack, 2013 ; Jackson, 2009, 2013 ; Willey & Jackson, 2014). Cependant, cette théorie nous semble suffisamment proche conceptuellement de l'approche phénotypique pour que nous puissions l'y inclure. Il semble cependant que Jackson et ses collègues considèrent qu'une distinction mérite d'être faite et c'est pourquoi nous la signalons ici (e.g., Jackson & Willey, 2011, p. 289).

comme le fait qu'un mouvement d'atteinte implique de tendre le bras droit devant soi alors que marcher implique de mettre un pied devant l'autre. Enfin, les *contraintes de l'environnement* renvoient aux contraintes des actions qui sont extérieures à l'organisme et qui ne sont pas imposées par la tâche (e.g., la gravité terrestre). Selon Sparrow et Newel, les actions de l'organisme subissent également l'effet des contraintes environnementales sur la tâche, comme par exemple lorsqu'un individu doit éviter un obstacle (i.e., contrainte environnementale) afin de réaliser un mouvement d'atteinte.

Plutôt que d'utiliser le terme de « contrainte », Proffitt et Linkenauger (2013) ont récemment proposé d'envisager la perception de l'espace comme l'expression d'un phénotype. Le phénotype correspond à l'ensemble des caractéristiques observables d'un organisme issues de l'interaction entre son héritage génétique et son environnement (e.g., Herskowitz, 1977, p. 723 et 729). Les caractéristiques morphologiques, physiologiques et comportementales d'un organisme seraient les trois aspects principaux de son phénotype (e.g., Dobzhansky, Ayala, Stebbins, & Valentine, 1977, p. 29). Comme Proffitt et Linkenauger l'ont souligné (p. 176), le phénotype des organismes vivants varie d'une espèce à l'autre, d'un individu à l'autre au sein d'une même espèce et d'une situation à l'autre pour un même individu. Ils ont ainsi proposé que chaque aspect du phénotype influence la perception de l'espace de différentes manières.

Les *caractéristiques physiologiques du phénotype* renvoient à l'ensemble des processus métaboliques qui se déroulent dans le corps (e.g., consommation de l'énergie). Parcourir une distance donnée en courant est par exemple plus facile si le coureur a suffisamment d'énergie pour le faire plutôt que s'il est épuisé. Les caractéristiques physiologiques du phénotype fourniraient ainsi une unité intrinsèque pour mesurer l'espace. Cette « jauge énergétique », comme Proffitt et Linkenauger (2013) la nomment, permettrait notamment de ré-exprimer les informations visuelles sur les propriétés spatiales de l'environnement dans des unités de mesures relatives à l'effort nécessaire pour réaliser une action.

Les *caractéristiques morphologiques du phénotype* renvoient à la structure du corps (e.g., sa taille). Un objet situé à une distance donnée est plus facilement atteignable pour un individu qui a de longs bras que pour un individu qui a des bras plus courts. Les caractéristiques morphologiques du phénotype fourniraient également des unités intrinsèques que Proffitt et

Linkenauger (2013) nomment « règles perceptives ». Ces règles perceptives serviraient à ré-exprimer les informations visuelles sur les propriétés spatiales de l'environnement dans des unités de mesure relatives à la taille du corps.

Les *caractéristiques comportementales du phénotype* renvoient, quant à elles, à l'ensemble du répertoire d'actions que le corps d'un organisme peut réaliser. Un humain peut par exemple atteindre un objet en tendant le bras ou, si nécessaire, en se levant et en marchant jusqu'à lui. Les caractéristiques comportementales du phénotype permettraient des réorganisations phénotypiques transitoires lorsqu'un individu envisage de réaliser une action comprise dans son répertoire (Proffitt & Linkenauger, 2013). Ces réorganisations phénotypiques détermineraient ainsi les caractéristiques physiologiques ou morphologiques du phénotype pertinentes pour réaliser l'action envisagée. Ainsi, lorsqu'un individu envisage d'atteindre un objet en tendant le bras, il endosserait le rôle d'un « atteigneur », ce qui ferait de la longueur de son bras une caractéristique morphologique pertinente. Compte tenu de sa pertinence, la longueur du bras de cet individu lui servirait d'unité intrinsèque pour mesurer la distance qui le sépare de l'objet qu'il envisage d'atteindre. L'intention de réaliser une autre action, comme se déplacer en marchant, induirait une réorganisation phénotypique transitoire faisant passer l'individu du rôle d'« atteigneur » à celui de « marcheur ».

De notre point de vue, les notions de « règles perceptives » et de « jauge énergétique » ne sont cependant que des cas particuliers d'unités intrinsèques déjà proposées dans le cadre de l'approche écologique de la perception (e.g., Warren, 1984). Nous préférons donc utiliser ces termes au détriment de nouveaux termes renvoyant aux mêmes concepts afin d'éviter de contribuer à une certaine redondance conceptuelle. Nous pensons également que le terme de « phénotype » n'est pas aussi explicite que celui de « contrainte » et nous utiliserons donc ce dernier terme pour cette raison tout au long de cette thèse. Les caractéristiques phénotypiques évoquées par Proffitt et Linkenauger (2013) ne sont cependant pas incompatibles avec le concept de contraintes des actions. Nous pensons effectivement que ces caractéristiques physiologiques, morphologiques et comportementales du phénotype constituent autant de *contraintes physiologiques, morphologiques et comportementales*.

CHAPITRE 1.3.

ARGUMENTS EXPÉRIMENTAUX EN FAVEUR DE L'INFLUENCE DES CONTRAINTES PHYSIQUES DES ACTIONS SUR LA PERCEPTION VISUELLE DE L'ESPACE

Selon Proffitt et Linkenauger (2013), les caractéristiques physiologiques, morphologiques et comportementales du corps influencent la perception visuelle de l'espace. Nous avons proposé d'envisager ces caractéristiques comme des contraintes des actions dans la mesure où elles donnent un cadre à leur réalisation. Dans ce chapitre, nous présentons des arguments expérimentaux qui suggèrent que chacune de ces contraintes physiques influence la perception visuelle de l'espace. Nous abordons en fin de chapitre les mécanismes proposés dans la littérature pour expliquer ces effets.

1. Les contraintes physiologiques

Les bases de l'approche phénotypique de la perception ont d'abord été développées dans le cadre de l'étude de l'influence des ressources énergétiques sur la perception visuelle des pentes. L'étude princeps portait plus particulièrement sur l'effet de la fatigue sur la perception de l'inclinaison des collines. Proffitt, Bhalla, Gossweiler et Midgett (1995, Étude 5) ont recruté des participants habitués à courir plusieurs fois par semaine pour une étude supposée porter sur la manière dont les coureurs choisissent leurs parcours de course. Pour manipuler la fatigue des participants, l'expérimentateur leur demandait de courir d'un point à un autre en choisissant librement le chemin qu'ils préféraient emprunter. Le départ et l'arrivée de la course étaient tous les deux situés à la base d'une colline. Avant de commencer cette course, les participants répondaient à une série de questions sur la longueur moyenne de leurs courses habituelles, sur le nombre de collines qu'ils avaient l'habitude de rencontrer et sur le degré d'inclinaison de ces collines. Les participants estimaient également l'inclinaison de la colline à côté de laquelle ils se trouvaient. Pour cette dernière estimation, ils réalisaient

une tâche d'estimation verbale, une tâche de correspondance visuelle et une tâche de correspondance motrice (Figure 11). Les participants couraient ensuite jusqu'à l'arrivée qui se trouvait à la base d'une autre colline près de laquelle l'expérimentateur les attendait. Ce dernier demandait alors aux participants d'estimer l'inclinaison de cette colline par les mêmes tâches d'estimation verbale, visuelle et motrice que celles utilisées précédemment.

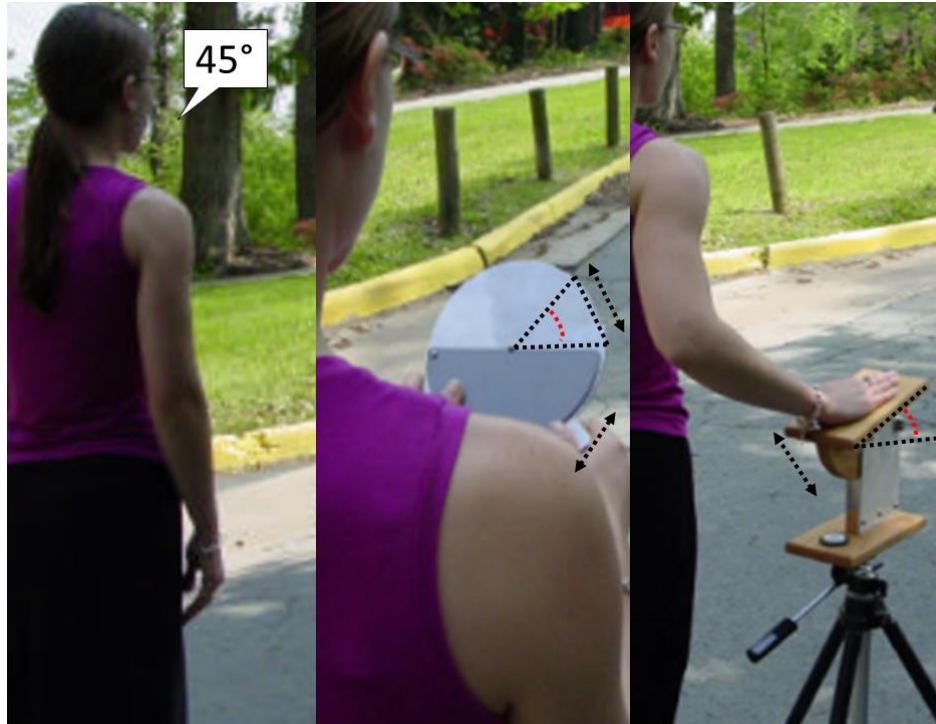


Figure 11. Trois mesures fréquemment utilisées dans les études sur la perception des pentes (e.g., Bhalla & Proffitt, 1999 ; Proffitt et al., 1995 ; Schnall, Zadra, & Proffitt, 2010). Pour la tâche d'estimation verbale (à gauche), les participants doivent indiquer à l'oral l'inclinaison de la colline en degrés. Pour la tâche de correspondance visuelle (au centre), les participants ajustent la portion visible d'un demi-cercle (i.e., triangle en pointillés) de sorte que l'angle ainsi formé (i.e., l'arc de cercle rouge) corresponde à l'angle d'inclinaison de la colline. Pour la tâche de correspondance motrice (à droite), les participants ajustent l'inclinaison d'un plateau en bois, sans regarder leur main, de sorte qu'il soit parallèle à l'inclinaison de la colline (illustration adaptée d'après Riener, Stefanucci, Proffitt, & Clore, 2003).

Les résultats de cette étude ont indiqué la présence d'un effet d'interaction entre la fatigue des participants et la modalité de réponse sur l'estimation de l'inclinaison des collines¹¹. Ainsi, après avoir couru, les participants estimaient que la colline était en moyenne plus inclinée qu'avant d'avoir couru, et ce d'environ 7° pour l'estimation visuelle et d'environ 9° pour l'estimation verbale. L'estimation motrice semblait en revanche peu influencée par la

¹¹ Bien que les auteurs n'aient pas estimé ou testé cette interaction directement dans cette étude, notre interprétation de leurs résultats en termes d'interaction est cohérente avec les données présentées dans leur article (Proffitt et al., 1995, p. 424) et avec les résultats d'une réplification relativement proche de cette étude dans laquelle les auteurs testaient directement cette interaction (Bhalla & Proffitt, 1999, Étude 2, p. 1084).

fatigue puisque les participants estimaient que la colline était plus inclinée de seulement 1° environ après avoir couru qu'avant¹². Selon les auteurs, ce résultat suggère que les ressources énergétiques d'un individu influencent sa perception de l'inclinaison des collines. L'interaction entre la fatigue et la modalité de réponse serait due, toujours selon les auteurs, à une dissociation fonctionnelle entre deux voies cérébrales servant différentes fonctions perceptives (e.g., Goodale & Milner, 1992 ; Milner & Goodale, 2008). Les estimations verbales et visuelles mesureraient, selon Proffitt et al. (1995), une perception consciente de l'environnement qui permettrait la planification des actions volontaires et qui dépendrait essentiellement de la voie visuelle occipito-temporale (i.e., la voie ventrale). L'estimation motrice mesurerait en revanche une perception non consciente servant à contrôler visuellement les actions lors de leur exécution et dépendrait de la voie visuelle occipito-pariétale (i.e., la voie dorsale).

Cette interprétation de l'interaction entre les ressources énergétiques, ici la fatigue, et la modalité de réponse est intéressante pour le développement d'une compréhension intégrative du lien entre la perception et l'action. Si cette interprétation s'avère correcte, elle permettrait en effet d'expliquer le fait que les contraintes de l'action semblent plus influencer certaines mesures perceptives que d'autres. Cependant, cette interprétation est à nuancer à la lumière d'autres études qui suggèrent que cette dissociation pourrait provenir de biais méthodologiques associés à la mesure motrice de la perception des pentes utilisée par Proffitt et ses collègues (pour une discussion sur cette question, voir Durgin, Hajnal, Li, Tonge, & Stigliani, 2010, 2011 ; Durgin, 2013 ; Proffitt & Zadra, 2011 ; Shaffer, McManama, Swank, Williams, & Durgin, 2014 ; Taylor-Covill & Eves, 2013b, 2013c).

Le fait que la mesure motrice utilisée dans la plupart des études sur la perception des pentes puisse être une mesure moins valide que les mesures visuelles et verbales ne change cependant rien au fait que la fatigue semble influencer ces deux mesures. Selon Proffitt (2006), cette influence de la fatigue sur la perception de l'inclinaison des collines reflète l'implication du principe d'économie de l'action dans la perception de l'espace.

¹² Les données descriptives pour l'estimation motrice n'étant pas disponibles dans l'article, nous avons déduit cette valeur à partir de la Figure 17 présentée par les auteurs (Proffitt et al., 1995, p. 424). De plus, pour plus de simplicité, les valeurs que nous indiquons ici correspondent aux moyennes des estimations pour les deux collines dont les participants devaient estimer l'inclinaison.

Bhalla et Proffitt (1999) ont réalisé une série d'études qui a permis d'étayer cette idée en la généralisant à d'autres variables associées à l'effort physique (voir aussi Taylor-Covill & Eves, 2013a, Étude 2). D'après leurs résultats, les individus qui portent un sac à dos lesté, qui n'ont pas une bonne forme physique ou qui sont âgés semblent percevoir les collines comme étant plus inclinées que les individus qui ne portent pas de sac à dos, qui ont une bonne forme physique et qui sont plus jeunes. Dans le même ordre d'idées, les individus qui préfèrent consommer des encas riches en sucres et qui sont donc supposés être en manque de glucose, semblent percevoir les escaliers comme étant plus inclinés que les individus qui préfèrent consommer des encas moins sucrés (Taylor-Covill & Eves, 2014). Le taux de glucose dans le sang semble également influencer la perception de l'inclinaison des collines dans la mesure où les individus qui viennent de consommer une boisson riche en sucre semblent percevoir les collines comme étant moins inclinées que les individus qui ont consommé une substance placebo (Schnall et al., 2010). L'ensemble de ces résultats a principalement été interprété comme un argument en faveur d'une influence des ressources énergétiques sur la perception visuelle des pentes (pour une interprétation alternative de certains de ces résultats, voir Durgin et al., 2009 ; Shaffer & Flint, 2011 ; Shaffer, McManama, Swank, & Durgin, 2013).

Proffitt, Stefanucci, Banton et Epstein (2003) ont étendu cette idée à la perception des distances égocentrées en considérant que la perception de l'espace peut être envisagée comme la perception d'une affordance (p. 106). Dans une de leurs études, ils ont évalué l'effet de l'anticipation de l'effort nécessaire pour marcher sur la perception des distances égocentrées (Étude 1). Les participants devaient estimer verbalement les différentes distances qui les séparaient d'un cône. Un groupe de participants portait un sac à dos pesant entre 1/5^{ème} et 1/6^{ème} de leur poids alors que l'autre groupe ne portait pas de sac à dos. Les résultats indiquent que les participants qui portaient un sac à dos lesté estimaient que le cône était en moyenne à 1,5 m de plus d'eux que ceux qui ne portaient pas de sac à dos¹³. Selon les auteurs, ce résultat montre qu'augmenter l'effort nécessaire pour marcher influence la perception des distances égocentrées (pour une autre interprétation de ce type de résultats, voir Durgin & Russell, 2008 ; Hutchison & Loomis, 2006 ; Woods, Philbeck, & Danoff, 2009). De la même manière, d'autres études ont également suggéré que les personnes âgées, ou présentant des

¹³ Nous avons déduit cette différence de distances estimées moyenne à partir de la Figure 2 présentée dans l'article de Proffitt et al. (2003, p. 107).

douleurs chroniques aux niveaux des membres inférieurs, perçoivent les objets comme étant plus éloignés que des individus plus jeunes ou ne présentant pas de telles douleurs chroniques (Sugovic & Witt, 2013 ; Witt et al., 2009). Ces résultats pourraient venir du fait que parcourir une distance donnée demande plus d'efforts à des personnes âgées ou présentant des douleurs chroniques qu'à des individus plus jeunes ou ne présentant pas de telles douleurs.

Cependant, une des limites de ce type d'études est qu'elles consistent essentiellement à manipuler des variables proximales, censées être associées aux ressources énergétiques, et ne permettent donc d'obtenir que des arguments indirects concernant leurs potentiels effets sur la perception de l'espace. Cependant, nous pouvons trouver un exemple d'arguments expérimentaux plus directs en faveur de cette idée dans les travaux de White, Shockley et Riley (2013). Ces chercheurs ont manipulé directement une variable multimodale spécifiant la dépense énergétique nécessaire pour parcourir une distance donnée (i.e., « multimodally specified energy expenditure » ou MSEE). Cette variable correspond au rapport entre la dépense énergétique mesurée, par exemple par la quantité d'oxygène consommée lors de la locomotion, et les informations sur la distance parcourue telles que la vitesse du flux visuel généré par le déplacement du corps. Par exemple, lorsqu'un individu parcourt une distance en marchant, il consomme une certaine quantité d'énergie sous forme d'oxygène ou de glucose. Cette dépense énergétique dépend notamment de la vitesse à laquelle cet individu marche, de la distance qu'il doit parcourir, du degré d'inclinaison du sol et de toute autre variable augmentant la force qu'il doit exercer pour se déplacer (e.g., porter une lourde charge).

Dans leur étude, White et al. (2013) ont d'abord déterminé un niveau de base de la MSEE pour chaque participant. Durant cette phase, les participants devaient marcher sur un tapis roulant en portant un casque de réalité virtuelle. Ils devaient d'abord parcourir une distance de 12 m, à une vitesse de 3 m/h, sur une pente inclinée de 6°. Une fois cette distance parcourue, ils devaient marcher sur une distance qu'ils estimaient égale à celle qu'ils venaient de parcourir. La distance parcourue par les participants lors de cette phase d'estimation servait à mesurer leur perception de la distance parcourue initialement. L'expérimentateur mesurait ensuite la consommation d'oxygène des participants pour parcourir la distance initiale avec différentes vitesses de marche (1,5 m/h, 2 m/h, 3 m/h, 4 m/h et 4,5 m/h) pour une inclinaison du tapis roulant de 6°. L'expérimentateur mesurait également la

consommation d'oxygène des participants pour parcourir cette distance à une vitesse de 3 m/h pour une inclinaison du tapis roulant variable (0°, 2°, 6°, 10° et 12°). Grâce aux données recueillies durant cette phase, les auteurs ont pu déterminer la vitesse de marche, l'inclinaison du sol et la vitesse du flux optique nécessaire pour induire une diminution et une augmentation de 25% de la MSEE par rapport au niveau de base de chaque participant.

Les résultats de cette étude indiquent que lorsque la MSEE des participants augmentait de 25%, ils estimaient que la distance parcourue initialement mesurait environ 2,25 m de plus que lorsque leur MSEE diminuait de 25%, et cela quelle que soit la variable manipulée pour modifier la MSEE¹⁴. Selon les auteurs, ce résultat témoigne du fait que modifier la dépense énergétique nécessaire pour parcourir une distance donnée influence la perception visuelle des distances. Ce résultat va dans le sens des résultats d'autres études qui ont suggéré que le taux de glucose dans le sang influence également la perception des distances (Cole & Balci, 2013, Étude 1 ; voir aussi Zadra, Schnall, Weltman, & Proffitt, 2010). Les résultats de White et al. (2013) suggèrent également que des variations équivalentes des dépenses énergétiques nécessaires pour parcourir une distance auraient une influence équivalente sur la perception quelle que soit leur origine (i.e., vitesse du flux visuel, vitesse de marche, inclinaison du sol). Cette équivalence fonctionnelle est par ailleurs cohérente avec celle observée par certains auteurs concernant la perception des affordances. En effet, il semble qu'augmenter de manière équivalente la capacité d'un individu à atteindre un objet situé en hauteur, en lui donnant un tabouret ou un bâton, influence sa perception de l'atteignabilité de cet objet de manière équivalente (e.g., Wagman & Morgan, 2010).

En résumer, comme Cutting et Vishton (1995) l'ont souligné, les individus perçoivent les distances qui les séparent des objets présents dans leur environnement grâce à de multiples sources d'informations visuelles. Cependant, Proffitt et Linkenauger ont également souligné (2013) que « nous ne percevons pas des angles visuels, des disparités rétinienne et des ajustements oculomoteurs, (...) nous percevons notre environnement » (p. 171). Selon ces auteurs les informations visuelles doivent être ré-exprimées dans des unités permettant une perception phénoménologique de l'environnement. Les études que nous avons présentées

¹⁴ Il s'agit de la différence de moyennes des estimations de distances entre les deux valeurs de MSEE sans tenir compte de la variable manipulée pour la faire varier. Les données descriptives permettant de calculer cette différence de moyennes n'étant pas disponibles dans l'article de White et al. (2013), nous avons estimé cette valeur à partir de leur Figure 3b.

jusqu'à maintenant suggèrent que les contraintes physiologiques des actions, telles que les ressources énergétiques, influencent la perception visuelle de l'espace et notamment la perception des distances. Selon Proffitt et Linkenauger, le système perceptif utiliserait donc ces contraintes physiologiques pour ré-exprimer les informations optiques et oculomotrices spécifiant les distances dans des unités intrinsèques au corps, permettant ainsi à l'observateur d'avoir une conscience visuelle de son environnement. Les contraintes physiologiques des actions ne seraient cependant pas les seules unités intrinsèques utilisées dans ce processus de réexpression perceptive des informations visuelles¹⁵.

2. Les contraintes morphologiques

Selon l'approche écologique de la perception visuelle, le corps fournit des unités intrinsèques permettant aux individus de percevoir directement les possibilités d'actions offertes par leur environnement. S'inspirant de ces travaux, l'idée selon laquelle la perception visuelle des propriétés spatiales de l'environnement dépendrait également des contraintes morphologiques des actions a également fait l'objet d'un grand nombre d'études.

Stefanucci et Geuss (2009, Étude 1) ont réalisé une étude sur l'effet de la largeur d'épaules sur la perception de la largeur d'une ouverture entre deux objets. Dans cette étude, l'expérimentateur présentait des ouvertures de largeur variable aux participants. Pour chaque essai, les participants devaient s'imaginer en train de passer par l'ouverture sans tourner les épaules avant d'en estimer la largeur. Pour estimer les largeurs d'ouverture, les participants réalisaient une tâche de correspondance visuelle. Pour cette tâche, l'expérimentateur déroulait un mètre devant les participants en prenant soin de masquer les graduations. Les participants devaient stopper l'expérimentateur lorsqu'ils estimaient que la longueur du mètre correspondait à la largeur de l'ouverture présentée. Les auteurs ont ensuite sélectionné dans leur échantillon de participants les 25% qui avaient la plus grande largeur d'épaules et les 25 % qui avaient la plus petite largeur d'épaules ($N = 18$). Ils ont ainsi observé que les participants qui avaient une largeur d'épaules moyenne de 48 cm estimaient les ouvertures comme étant moins larges de 3,24 cm par rapport aux participants qui avaient une largeur

¹⁵ Nous employons le terme de « réexpression perceptive » pour traduire le concept anglophone de « scaling » utilisé par Proffitt et Linkenauger (2013).

d'épaules moyenne de 39 cm. Selon les auteurs, ce résultat suggère que la largeur d'épaules influence la perception de la largeur des ouvertures (i.e., distance exocentrée).

Dans cette étude, Stefanucci et Geuss (2009) ont étudié l'effet de la taille du corps sur la perception de l'espace à partir de différences de taille du corps préexistantes entre les participants. Il est également possible de manipuler artificiellement la taille du corps (e.g., Stefanucci & Geuss, 2010) ou la perception de la taille du corps (e.g., van der Hoort, Guterstam, & Ehrsson, 2011a) afin d'étudier l'effet de cette manipulation. Van der Hoort et al. (2011a) ont réalisé une série d'études dans lesquelles ils créaient, chez leurs participants, l'illusion qu'un corps artificiel, de taille variable, leur appartenait. Cette illusion était une extension au corps entier de la célèbre illusion de la main en caoutchouc (Botvinick & Cohen, 1998) qui a souvent été utilisée afin d'étudier le rôle du schéma corporel dans les processus perceptifs (e.g., Armel & Ramachandran, 2003 ; Longo, Long, & Haggard, 2012). Pour étendre cette illusion visuo-tactile au corps entier, l'expérimentateur demandait aux participants de s'allonger et de porter un casque de réalité virtuelle. Ce casque était relié à une caméra vidéo qui transmettait les images en vue subjective d'un corps artificiel allongé. L'expérimentateur touchait ensuite un des pieds réels des participants tout en touchant le pied correspondant sur le corps artificiel. Les participants ressentaient donc une stimulation tactile sur leur pied et voyaient l'expérimentateur appliquer une stimulation tactile sur le pied du corps artificiel (pour une vidéo illustrant cette manipulation, voir van der Hoort, Guterstam, & Ehrsson, 2011b). Les auteurs ont ainsi observé, à partir de mesures auto-rapportées et de mesures physiologiques, que plus les stimulations visuelles (i.e., sur le corps artificiel) et les stimulations tactiles (i.e., sur le corps des participants) étaient synchrones, plus les participants avaient l'impression que le corps artificiel était leur propre corps (Étude 1 à 5, Figure 12).

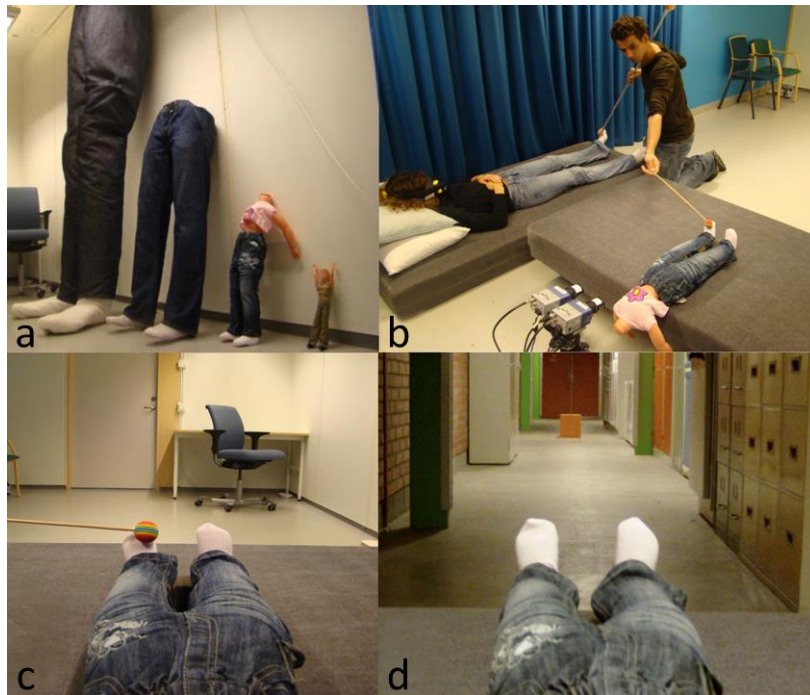


Figure 12. Dispositif utilisé par Van der Hoort et al. (2011a) dans leurs études sur la perception des distances (Études 9 et 10, adaptées d'après leur figure). Les participants étaient répartis à leur insu dans des groupes différents en fonction des différentes tailles de corps artificiels disponibles (a). L'expérimentateur appliquait ensuite simultanément, ou non, une stimulation tactile sur le pied des participants et sur celui du corps artificiel (b). Pendant que les participants ressentaient la stimulation tactile administrée sur leur pied, ils voyaient le corps de l'avatar en vue subjective que l'expérimentateur stimulait également (c). Après cette stimulation visuo-tactile prolongée, les participants devaient estimer la distance qui les séparait d'un cube (d).

Les auteurs ont réalisé une série d'études afin d'étudier l'influence de cette illusion sur la perception des distances et de la taille des objets. Dans une de ces études (Étude 9), l'expérimentateur induisait chez les participants l'illusion qu'ils possédaient un corps mesurant 400 cm, 180 cm ou 80 cm en utilisant la procédure décrite précédemment avant de leur demander d'estimer verbalement la distance qui les séparait d'une cible. Les auteurs ont principalement observé qu'en moyenne, les participants qui avaient l'illusion de posséder un corps de 400 cm estimaient que la cible était plus proche d'eux qu'elle ne l'était réellement, à environ -19% de la distance réelle. À l'inverse, les participants qui avaient l'illusion de posséder un corps de 80 cm estimaient que la cible était plus éloignée d'eux qu'elle ne l'était réellement, à environ 15% de la distance réelle¹⁶. Les auteurs ont observé des résultats similaires dans une réplique conceptuelle de cette étude dans laquelle ils ont utilisé une mesure motrice de la perception des distances (Étude 10). Selon eux, ces résultats suggèrent

¹⁶ Nous avons approximé ces valeurs à partir de la Figure 5a disponible dans l'article (van der Hoort et al., 2011a).

que la taille perçue du corps influence la perception des distances (pour des résultats similaires concernant la perception de la taille des objets, voir leurs Études 6, 7 et 8 et, voir aussi Linkenauger et al., 2013 ; Linkenauger, Ramenzoni, & Proffitt, 2010 ; Linkenauger, Witt, Bakdash, Stefanucci, & Proffitt, 2009 ; Linkenauger, Mohler, & Proffitt, 2011 ; Linkenauger, Witt, & Proffitt, 2011 ; van der Hoort & Ehrsson, 2014).

J. J. Gibson (1979, p. 40-41) considérait que lorsqu'un individu utilise un outil, celui-ci devient une extension, voire même une partie intégrante, de son corps (pour une revue de question sur le concept d'outil, voir Osiurak, Jarry, & Le Gall, 2010 ; Osiurak, 2014). Des études comportementales et neurophysiologiques semblent depuis avoir fourni des arguments en faveur de cette conception. Il semblerait en effet que l'utilisation d'outils induise des modifications du schéma corporel (e.g., Baccarini et al., 2014 ; Cardinali, Frassinetti, et al., 2009 ; Iriki, Tanaka, & Iwamura, 1996 ; pour des revues, voir Longo & Serino, 2012 ; Maravita & Iriki, 2004 ; Vaesen, 2012). Selon Cardinali et al. (2009), le schéma corporel est une représentation dynamique du corps basée sur des informations proprioceptives, tactiles et kinesthésiques et qui sous-tendrait la réalisation d'actions réelles ou imaginées. Le schéma corporel serait intimement lié à la représentation de l'espace péripersonnel, l'espace à portée de main, en opposition à l'espace extrapersonnel, l'espace hors de portée de main (voir aussi Higuchi, Imanaka, & Patla, 2006 ; Làdavas, 2002). La représentation de l'espace péripersonnel serait basée sur des informations visuelles, auditives et tactiles et servirait au contrôle des actions volontaires dirigées vers les objets présents dans l'environnement (e.g., Costantini, Ambrosini, Tieri, Sinigaglia, & Committeri, 2010) et au déclenchement de comportements défensifs (e.g., Graziano & Cooke, 2006 ; Lloyd, Morrison, & Roberts, 2006). En plus d'être une représentation multi-sensorielle de l'espace, la représentation de l'espace péripersonnel semble également dépendre de l'activité du système moteur (e.g., Cardellicchio, Sinigaglia, & Costantini, 2011 ; Coello et al., 2008 ; Magosso, Ursino, di Pellegrino, Làdavas, & Serino, 2010 ; Serino, Annella, & Avenanti, 2009).

Certains auteurs ont étudié la plasticité de la perception de cet espace péripersonnel à l'aide d'un paradigme de bisection de lignes (Gamberini, Seraglia, & Priftis, 2008 ; Longo & Lourenco, 2006, 2007 ; Lourenco, Longo, & Pathman, 2011 ; Lourenco & Longo, 2009 ; Seraglia, Priftis, Cutini, & Gamberini, 2012). Dans ce type de tâches, les participants doivent généralement indiquer le milieu d'une ligne qui se trouve à une distance variable grâce à un

pointeur laser. Longo et Lourenco (2007) ont observé que lorsque la ligne se trouvait dans l'espace péripersonnel des participants, ces derniers estimaient que son milieu était plus à gauche qu'il ne l'était réellement. Les auteurs ont également observé que plus la distance qui séparait les participants de la ligne augmentait, plus le biais de bissection se décalait vers la droite (Figure 13a). Le résultat principal de cette étude est que cette dépendance spatiale du biais de bissection semble dépendre, en partie, de la longueur des bras des participants (voir aussi Lourenco et al., 2011). D'autres études de ce type ont également suggéré que cette représentation de l'espace péripersonnel aurait une certaine plasticité puisqu'elle dépend des possibilités d'action du corps. En effet, lorsque les participants indiquaient le milieu d'une ligne avec un laser mais qu'ils portaient des poids aux poignets, réduisant ainsi leur capacité à atteindre les lignes, la dépendance spatiale du biais de bissection était moins progressive (Lourenco & Longo, 2009). Les auteurs ont interprété ce résultat comme une contraction de l'espace péripersonnel (Figure 13b). À l'inverse, lorsque les participants indiquaient le milieu d'une ligne avec un bâton, leur permettant ainsi d'atteindre les lignes les plus éloignées, la dépendance spatiale du biais de bissection était encore plus progressive (Longo & Lourenco, 2006), comme si l'espace péripersonnel était plus étendu (Figure 13c).

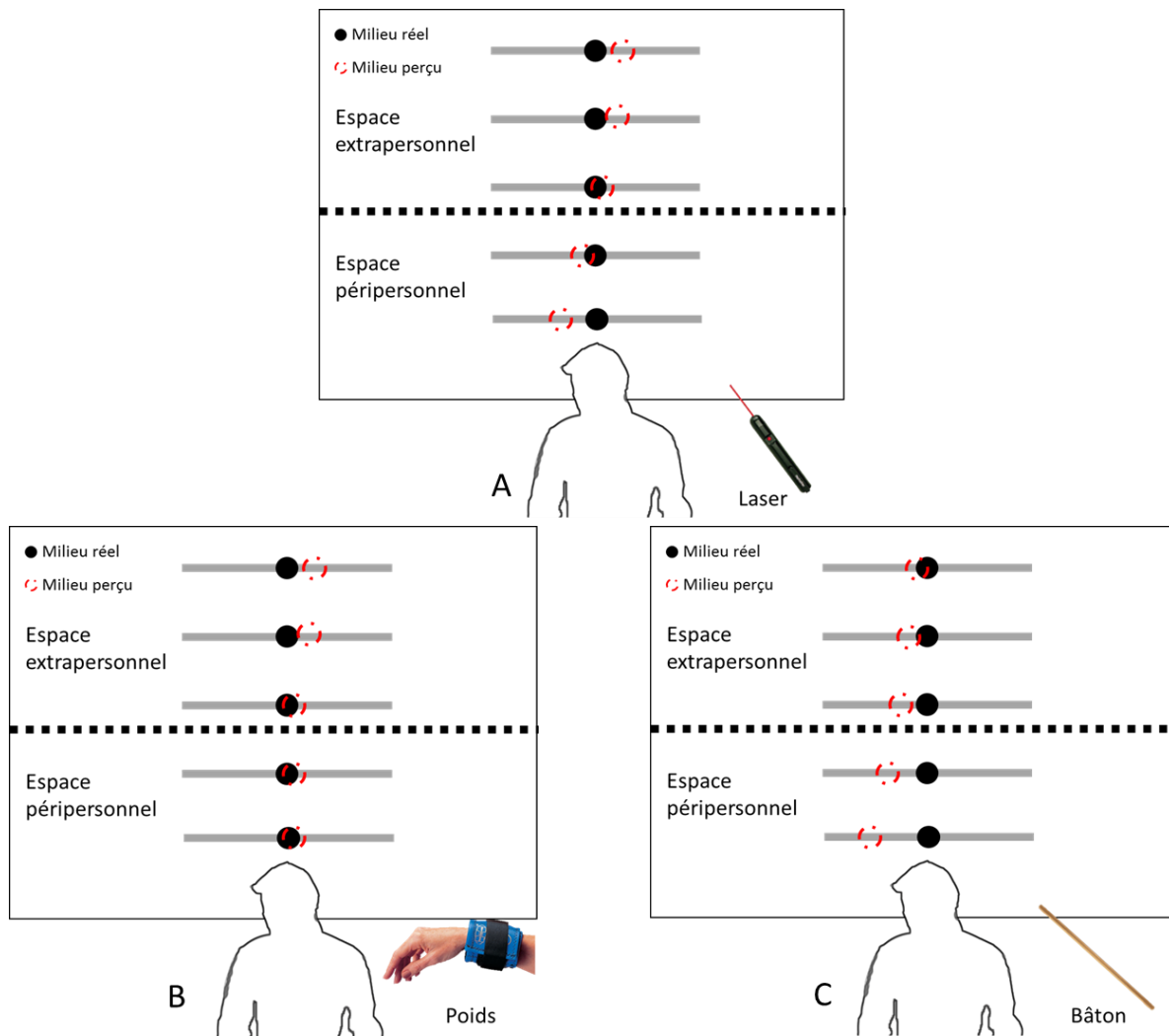


Figure 13. Illustration de la dépendance spatiale du biais de bissection lorsque l'étendue de l'espace péripersonnel est basée sur la longueur de bras (a), lorsqu'un poids au poignet induit une contraction de l'espace péripersonnel (b) et lorsque l'utilisation d'un bâton induit une extension de l'espace péripersonnel (c).

Ces résultats corroborent ceux obtenus à partir de mesures différentes de la perception des distances telles que l'estimation par correspondance visuelle (e.g., Davoli, Brockmole, & Witt, 2012 ; Grade, Presenti, & Martin, 2012 ; Osiurak, Morgado, & Palluel-Germain, 2012, Article 2 de cette thèse ; Witt, Linkenauger, Bakdash, & Proffitt, 2008 ; Witt, Proffitt, & Epstein, 2005 ; Witt, 2011b). Par ailleurs, ces résultats sont également cohérent avec ceux montrant que les stimuli à proximité des mains sont traités différemment des stimuli qui en sont éloignés (e.g., Abrams, Davoli, Du, Knapp, & Paull, 2008 ; pour une revue, voir Brockmole, Davoli, Abrams, & Witt, 2013 ; Davoli & Abrams, 2009). Toutes ces études suggèrent donc que l'utilisation d'outils influence la perception visuelle de l'espace au même titre que la taille du corps. Cependant, il semble que l'ensemble des effets de l'outil sur la

perception de l'espace puisse avoir une origine différente. Des études ont en effet indiqué que l'émergence d'un effet de l'outil sur la perception de l'espace péripersonnel nécessiterait obligatoirement que l'observateur utilise activement cet outil (e.g., Farnè & Làdavas, 2000 ; Maravita, Husain, Clarke, & Driver, 2001) et que la simple intention de l'utiliser ne serait pas suffisante (Bourgeois, Farnè, & Coello, 2014). L'interprétation la plus fréquente de cet effet est que l'utilisation active de l'outil induit une incorporation de l'outil dans le schéma corporel qui serait à l'origine d'une extension de l'espace péripersonnel (pour une interprétation alternative, voir Holmes, Sanabria, Calvert, & Spence, 2007 ; Holmes, 2012). D'autres études ont pourtant suggéré que la simple intention d'utiliser un outil suffirait à influencer la perception visuelle des distances (Witt et al., 2005 ; Witt, 2011b).

Davoli et al. (2012), pour leur part, envisagent que les effets des outils sur la perception visuelle des distances pourraient ne pas se limiter à une extension de l'espace péripersonnel. Dans une de leurs études, les participants qui avaient l'intention de pointer avec un laser en direction d'une cible, pouvant être jusqu'à plus de 30 m d'eux, estimaient que cette cible était plus proche d'eux que ceux qui avaient l'intention de pointer dans sa direction avec un bâton de 15 cm de long (Étude 1). Dans cette étude, les participants avaient l'intention de pointer et non d'atteindre physiquement la cible. Dans cette situation, le laser étendait donc davantage les possibilités d'action des participants que le bâton. Ceci expliquerait, selon les auteurs, le fait que les participants semblent avoir perçu la cible comme étant moins éloignée quand ils envisageaient de pointer dans sa direction avec le laser plutôt qu'avec le bâton. Selon les auteurs, il est en effet peu plausible qu'un tel effet de l'outil sur la perception de distances relativement grandes provienne d'une extension de l'espace péripersonnel. L'extension des champs récepteurs des neurones multimodaux, supposée fondamentale dans l'extension de l'espace péripersonnel, serait en effet trop limitée pour expliquer les effets des outils sur la perception de distances aussi grandes. Bien qu'il ne s'agisse que d'une spéculation, des processus cognitifs différents pourraient donc être à l'origine des effets de l'intention d'utiliser un outil sur la perception des distances et des effets de l'incorporation d'un outil au schéma corporel sur la perception de l'espace péripersonnel (pour une interprétation alternative, voir aussi de Grave, Brenner, & Smeets, 2011 ; Ontiveros, Mejia, Liebson, Lagos, & Durgin, 2011 ; Rennebohm, Woollard, & Durgin, 2012).

3. Les contraintes comportementales

Un troisième type d'étude sur l'influence des contraintes des actions sur la perception porte sur les contraintes comportementales et notamment sur l'influence des habiletés motrices. Taylor, Witt et Sugovic (2011) ont par exemple étudié la perception visuelle que des athlètes pratiquant le Parkour ont de la hauteur des murs. Le Parkour est un sport urbain qui consiste à se déplacer librement en utilisant les éléments de l'environnement généralement considérés comme des obstacles par les profanes (Figure 14). Les résultats de cette étude ont suggéré que les athlètes expérimentés percevraient les murs auxquels ils font face comme étant moins hauts par rapport athlètes novices. De la même manière, une autre étude a montré que les nageurs performants perçoivent les distances dans l'eau comme étant plus courtes que les nageurs les moins performants (Witt, Schuck, & Taylor, 2011).

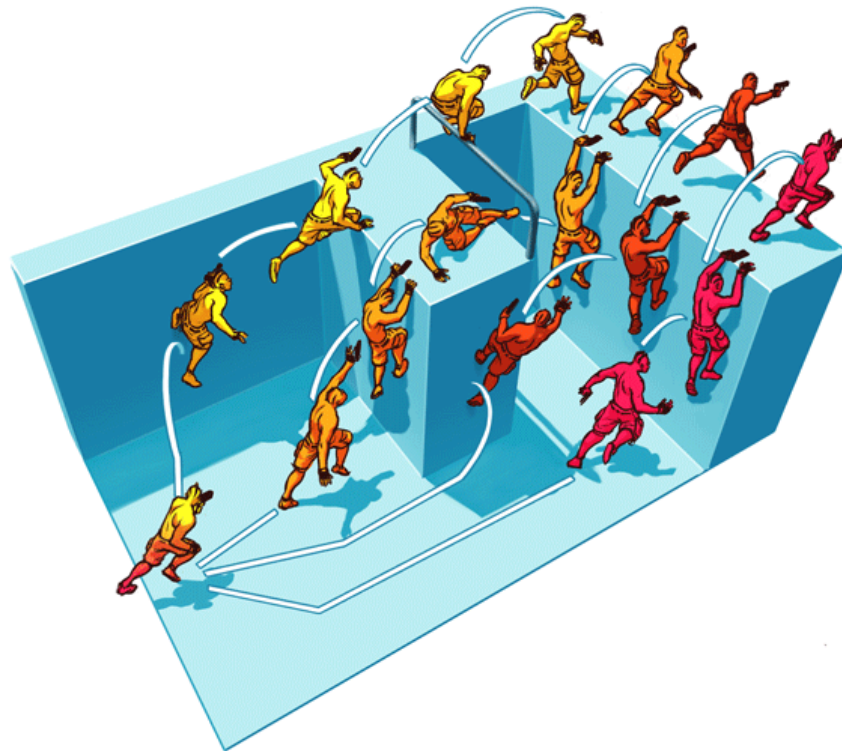


Figure 14. Exemples de la manière dont les athlètes pratiquant le Parkour utilisent leur environnement pour se déplacer librement (e.g., pour une démonstration vidéo, voir Shalvis, 2014).

Ces études permettent donc d'envisager que le niveau d'expertise dans la réalisation d'une tâche pourrait influencer la perception des propriétés spatiales de l'environnement pertinentes pour sa réalisation (pour une autre perspective sur la perception de l'espace par

les athlètes, voir aussi Durgin, Leonard-Solis, Masters, Schmelz, & Li, 2012). De nombreuses études ont également suggéré que les habiletés motrices influencent la perception de la taille des objets (e.g., Cañal-Bruland, Pijpers, & Oudejans, 2010 ; Cañal-Bruland, Zhu, van der Kamp, & Masters, 2011 ; Cañal-Bruland & van der Kamp, 2009 ; Witt & Dorsch, 2009 ; Witt & Proffitt, 2005). Cañal-Bruland et al. (2011, Étude 1) ont réalisé une étude dans laquelle les participants devaient jouer au golf. Ils devaient essayer de faire entrer la balle dans un trou pour chacun des 20 essais qu'ils réalisaient. Ils estimaient également la taille du trou après leur premier essai réussi et après le vingtième essai. Les auteurs ont observé que plus les participants réussissaient d'essais, plus leurs estimations de la taille du trou étaient grandes ($r_{\text{réussite, taille estimée}} = 0,37$). Selon les auteurs de cette étude (e.g., voir aussi Proffitt & Linkenauger, 2013 ; Witt, 2011a), la perception qu'un individu a de la taille d'un objet vers lequel il envisage de diriger son action dépendrait, par conséquent, de son habileté lors de la réalisation de cette action (pour une autre interprétation, voir aussi Cooper, Sterling, Bacon, & Bridgeman, 2012 ; Kirsch, Königstein, & Kunde, 2014a, 2014b).

Selon Proffitt et Linkenauger (2013, p. 189-191), cet effet serait dû au fait que le système visuel utiliserait la variabilité de la performance motrice comme unité intrinsèque pour mesurer la taille de l'objet vers lequel l'action est dirigée. Cette idée est illustrée par la Figure 15. Prenons, par exemple, une action consistant à lancer une fléchette sur une cible. Les performances motrices d'une telle tâche peuvent être mesurées d'au moins deux manières : par son exactitude et par sa variabilité finale. L'*exactitude* des lancers est définie par la différence entre le centre de la cible et l'éloignement moyen des endroits où les fléchettes ont atteint la cible. Plus les fléchettes sont tombées proches du centre, plus l'exactitude est élevée. La *variabilité finale* des lancers correspond à leur dispersion sur la cible par rapport au *lancer moyen*. Plus les flèches sont dispersées par rapport à ce lancer moyen, plus cette variabilité est élevée. Il est donc possible qu'un individu fasse des lancers avec une bonne exactitude tout en ayant une grande variabilité et inversement. Comme indiqué sur la figure par le cercle en pointillés, il est possible de délimiter la zone dans laquelle la majorité des fléchettes a atteint la cible. Lorsque les lancers sont relativement exacts et peu variables, le cercle qui délimite cette zone est plus petit que le centre de la cible. En revanche, lorsque les lancers sont relativement exacts mais peu précis, le cercle qui délimite cette zone est plus grand que le centre de la cible.

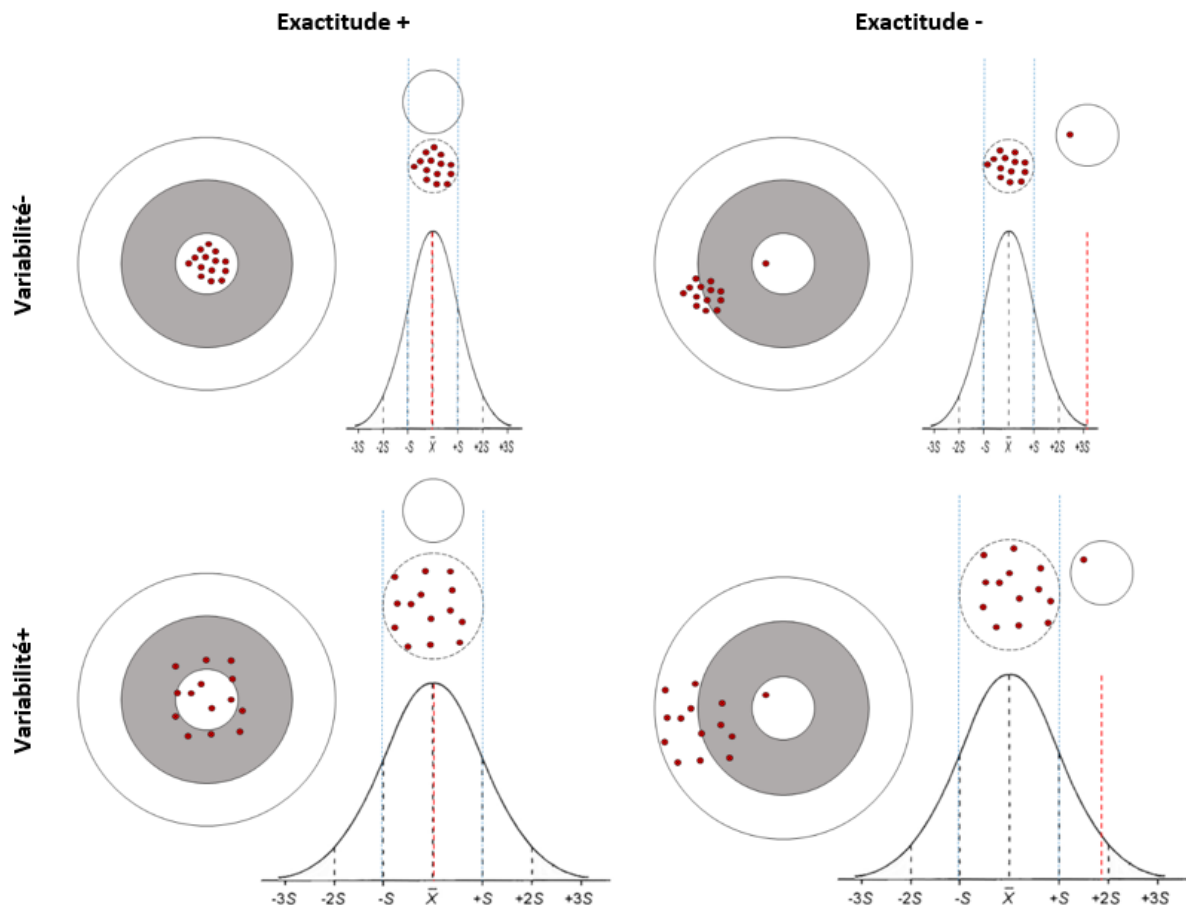


Figure 15. Rapport perçu entre la variabilité des lancers dans une tâche de lancer de fléchettes et la taille de la cible en fonction de l'exactitude des lancers. Les points rouges représentent les endroits où les fléchettes ont atteint la cible. Plus les fléchettes sont proches du centre de la cible, plus les lancers sont exacts. Indépendamment de cette exactitude, plus les fléchettes sont dispersées sur la cible par rapport au lancer moyen, plus les lancers sont variables. La distribution des fléchettes sur la cible est donc représentée sur les cibles elles-mêmes et par les courbes de distributions normales présentées à droite des cibles qui sont accompagnées d'une représentation du rapport entre la taille de la cible et la variabilité des lancers (cercles en pointillés). Les traits bleus en pointillés représentent un écart-type (s) de la distribution des lancers. $\bar{X}$ correspond à la moyenne des lancers et le trait rouge en pointillés représente l'exactitude parfaite. N.B. Sur cette illustration, nous avons choisi de représenter sur les cibles uniquement les fléchettes qui étaient comprises entre plus et moins un écart-type pour des raisons de lisibilité. Dans une situation réelle et comme indiqué par les courbes de distributions, d'autres fléchettes devraient également apparaître au-delà de ces deux bornes.

Il est dès lors possible de ré-exprimer la taille du centre de la cible dans une unité intrinsèque relative à la taille du cercle qui délimite la variabilité des lancers. Il suffit pour cela de calculer un π ratio en divisant le diamètre du centre de la cible par le diamètre de la zone délimitant la variabilité des lancers. Une telle réexpression de la taille de la cible en termes de variabilité motrice est conceptuellement similaire à la réexpression des largeurs d'ouvertures

en termes de largeurs d'épaules (Warren & Whang, 1987) que nous avons abordée précédemment.

Cañal-Bruland, Pijpers et Oudejans (2012) ont récemment apporté des arguments en faveur de l'idée de l'utilisation de la variabilité motrice comme unité intrinsèque dans la perception de la taille de cibles vers lesquelles des actions sont dirigées. Ils ont pour cela ré-analysé des données d'une étude antérieure dans laquelle les participants devaient lancer des fléchettes sur une cible (Cañal-Bruland et al., 2010). Ils ont utilisé les erreurs de lancers pour chaque essai, définies par la distance entre l'endroit où ont atterri les fléchettes et le centre de la cible, pour dériver une mesure d'exactitude (i.e., la moyenne des erreurs) et une mesure de variabilité (i.e., l'écart-type des erreurs). Les auteurs ont observé que lorsque la variabilité des lancers des participants diminuait de 1 *SD*, leur estimation de la taille de la cible augmentait de 0,48 *SD*, pour une valeur d'exactitude des lancers constante. En revanche, lorsque l'exactitude des lancers des participants augmentait de 1 *SD*, leur estimation de la taille de la cible augmentait seulement de 0,04 *SD*, pour une valeur de variabilité des lancers constante. Ainsi, il semble que la variabilité motrice d'une action réalisée en direction d'un objet soit un meilleur prédicteur de la perception de la taille de cet objet que l'exactitude de cette action. Ce résultat va dans le même sens qu'une étude suggérant que l'utilisation d'un stabilisateur permettant de diminuer la variabilité de la visée d'un arc induit une augmentation de la taille perçue de la cible (Y. Lee, Lee, Carello, & Turvey, 2012).

CHAPITRE 1.4.

LES MÉCANISMES EXPLICATIFS ET L'INTÉRÊT ADAPTATIF DE L'INFLUENCE DES CONTRAINTES DES ACTIONS SUR LA PERCEPTION VISUELLE DE L'ESPACE

Witt et Riley (2014) ont récemment souligné que même si de nombreuses études ont mis en évidence des effets des contraintes des actions sur la perception visuelle, les études portant sur les mécanismes cognitifs qui sous-tendent ces effets sont encore rares. Ceci pourrait paraître relativement surprenant compte tenu de la grande quantité de travaux réalisés depuis l'étude princeps de Proffitt et al. (1995) sur la perception des pentes et des premières propositions théoriques qui en ont découlé (Proffitt, 2006). Bien qu'elles soient rares, il existe cependant des études dont les résultats permettent d'envisager des mécanismes pouvant expliquer les effets des contraintes des actions sur la perception de l'espace.

1. L'intention

Selon Proffitt et Linkenauger (2013, p. 180-181), les variables utilisées comme unités intrinsèques pour ré-exprimer les informations visuelles en fonction des contraintes des actions seraient sélectionnées en fonction de leur pertinence pour l'organisme dans une situation donnée. La pertinence d'une variable dépendrait notamment du but qu'un individu souhaite atteindre et plus particulièrement de l'action qu'il a l'intention de réaliser pour l'atteindre. En effet, l'anticipation de l'effort qu'un individu doit exercer pour marcher jusqu'à une cible semble influencer sa perception de la distance qui l'en sépare s'il a l'*intention* de l'atteindre en marchant mais pas s'il a l'intention de l'atteindre en jetant un objet dessus (e.g., Witt et al., 2004 ; Witt, Proffitt, & Epstein, 2010).

Dans deux de ces études (Witt, Proffitt, et al., 2010, Études 1 et 2), l'expérimentateur indiquait aux participants qu'ils allaient marcher sur un tapis roulant. Il précisait à certains

participants qu'ils allaient ensuite devoir marcher les yeux bandés jusqu'à une cible (i.e., le groupe des marcheurs) alors qu'il précisait aux autres participants qu'ils allaient devoir atteindre cette cible en lançant un petit sac de sable (i.e., le groupe des lanceurs). Les participants commençaient donc par marcher sur le tapis roulant pendant 3 min à une vitesse de 3 m/h. Cette tâche servait à découpler le flux visuel relativement statique de l'effort associé à la marche. Ceci avait pour but d'induire une re-calibration visuo-motrice chez les participants en leur donnant ainsi l'impression qu'il fallait exercer un effort pour rester sur place et, par conséquent, augmenter l'effort que les participants s'attendaient à réaliser pour se déplacer en marchant. Un peu avant que l'expérimentateur n'arrête le tapis roulant, les participants se bandaient les yeux. L'expérimentateur les conduisait ensuite dans un couloir jusqu'à une position de départ. Les participants enlevaient le bandeau qu'ils avaient sur les yeux afin de voir la cible. Compte tenu des instructions données par l'expérimentateur au début de l'étude, les « marcheurs » voyaient la cible avec l'intention de l'atteindre en marchant alors que les « lanceurs » la voyaient avec l'intention de l'atteindre en lançant le sac de sable. Après avoir vu la cible, tous les participants se bandaient les yeux de nouveau et l'expérimentateur annonçait aux « lanceurs » qu'ils allaient finalement devoir marcher jusqu'à la cible les yeux bandés. Conformément à la précision donnée par l'expérimentateur au début de l'étude, les « marcheurs » devaient également marcher les yeux bandés jusqu'à la cible. La distance parcourue par les participants en marchant servait de mesure de la perception des distances.

Les résultats de ces deux études indiquent que les « marcheurs » estimaient la distance comme plus longue de 86,36 cm par rapport aux « lanceurs »¹⁷. Les résultats d'une étude contrôle ont en revanche montré que cette différence était négligeable lorsqu'aucune augmentation de l'effort que les participants s'attendaient à exercer pour marcher jusqu'à la cible n'était induite (Witt, Proffitt, et al., 2010, Étude 3). Ainsi, en accord avec d'autres études (e.g., Witt et al., 2004, 2005), il semble que l'action qu'un individu a l'intention de réaliser détermine la pertinence des contraintes des actions pouvant potentiellement lui servir d'unité intrinsèque pour percevoir les distances. Selon Witt et al. (2010), les résultats de ces études indiquent que les contraintes des actions ont un effet sur la perception en elle-même et non

¹⁷ Cette valeur correspond à la moyenne de la différence entre les deux groupes observée dans chaque étude pondérée par la taille de l'échantillon total utilisé dans ces études (e.g., pour une justification de cette procédure méta-analytique, voir P. D. Ellis, 2010, p. 89-115). Nous avons estimé ces différences moyennes à partir des Figures 3 et 4 de l'article de Witt et al. (2010).

sur des processus post-perceptifs impliqués dans la production de la réponse (e.g., pour une interprétation de ce type, voir Woods et al., 2009, Étude 5). Si l'effet des contraintes des actions était post-perceptif, toujours d'après les auteurs, aucune différence n'aurait dû être observée entre les « marcheurs » et les « lanceurs » qui auraient ajusté leur réponse après que l'expérimentateur leur ait dit de marcher jusqu'à la cible les yeux bandés. En d'autres termes, le fait que ce soit l'intention des participants lorsqu'ils ont vu la cible, plutôt que leur intention après l'avoir vue, qui ait influencé leur perception des distances écarterait la possibilité que cet effet soit post-perceptif. Bien que nous soyons sensibles à cet argument, nous reviendrons sur la question de la nature perceptive ou post-perceptive des effets des contraintes des actions plus loin dans cette thèse.

D'autres arguments, en faveur de l'importance des intentions dans les effets des contraintes des actions sur la perception de l'espace, viennent des études portant sur l'influence des habiletés motrices sur la perception de la taille des objets. Dans deux de ces études (Cañal-Bruland & van der Kamp, 2009), l'expérimentateur proposait à des participants de jouer à un jeu dans lequel ils devaient essayer de lancer une balle sur une cible accrochée à un dispositif mécanique (Figure 16).



Figure 16. Dispositif utilisé par Cañal-Bruland et Van der Kamp (2009). Lorsque les enfants réussissent à lancer la balle sur la cible (disque blanc), ils actionnent ainsi un mécanisme qui leur renvoie une nouvelle balle.

Dans une de ces études (Cañal-Bruland & van der Kamp, 2009, Étude 1), il y avait deux conditions expérimentales. Dans une première condition, les participants devaient uniquement lancer la balle sur la cible. Dans une seconde condition, les participants devaient lancer la balle sur la cible et également rattraper la balle que le dispositif mécanique renvoyait lorsqu'ils réussissaient à toucher la cible. Les participants passaient les deux conditions et devaient estimer la taille de la cible sur laquelle ils avaient dû lancer la balle après avoir effectué tous les lancers d'une condition. Pour réaliser ces estimations, l'expérimentateur présentait une feuille sur laquelle des cercles de différentes tailles étaient imprimés. Les participants devaient choisir le cercle dont la taille correspondait à la taille de la cible. Les résultats de cette étude indiquent que les performances des participants aux lancers prédisaient davantage leurs estimations de la taille de la cible lorsqu'ils devaient lancer la balle uniquement ($r_{\text{lancer, cible}} = 0,40$) que lorsqu'ils devaient lancer la balle sur la cible puis réceptionner la balle renvoyée par le dispositif mécanique ($r_{\text{lancer, cible}} = -0,03$). En accord avec la littérature (e.g., Witt & Proffitt, 2005), plus les participants réussissaient leurs lancers, plus ils estimaient que la cible était grande, mais seulement lorsqu'ils avaient uniquement l'intention de lancer la balle. Une interprétation possible de ces résultats consiste à penser que lorsqu'un individu a l'intention de réaliser plusieurs actions consécutives, l'effet des performances sur la perception disparaît.

Les auteurs ont étudié cette question dans une étude complémentaire (Cañal-Bruland & van der Kamp, 2009, Étude 2) dans laquelle tous les participants devaient lancer la balle sur la cible et rattraper la balle renvoyée par le dispositif avant d'estimer la taille de cette dernière. Les résultats montrent que plus les participants réussissaient à rattraper la balle que leur renvoyait le dispositif, plus ils estimaient que la balle était grande ($r_{\text{attraper, balle}} = 0,46$)¹⁸. Contrairement à leurs hypothèses, les auteurs ont également observé que plus les participants réussissaient à toucher la cible en lançant la balle, plus ils estimaient que la balle renvoyée par le dispositif était grande ($r_{\text{attraper, balle}} = 0,67$). Selon les auteurs, les résultats de leurs deux études indiquent que lorsqu'un individu a l'intention de réaliser une série d'actions pour atteindre un but, son habileté motrice lors de la réalisation de ces actions prédit sa perception

¹⁸ D'après la Figure 3a de l'article (Cañal-Bruland & van der Kamp, 2009), il semble possible que les données de deux participants, potentiellement plus influentes que celles des autres, aient induit une inflation de cette corrélation. Bien qu'il s'agisse d'une limite de cette étude, elle ne remet pas nécessairement en cause le fait que les performances de frappes soient corrélées avec les estimations de la taille de la balle.

de la taille des objets associés au but final de cette série d'actions et non pas la perception de la taille des objets associés aux buts de chacune de ces actions. À notre connaissance, ces deux études ont été les premières à souligner l'importance de l'existence de différents niveaux d'intentions pour la sélection des variables pertinentes pour la perception des propriétés spatiales de l'environnement, ici de la taille des objets.

2. L'attention

Des recherches ont en outre indiqué que la possible influence des habiletés motrices sur la perception qu'un individu a de la taille d'un objet nécessiterait que l'attention visuelle de cet individu soit dirigée vers cet objet (Cañal-Bruland, Kishna, & Schenau, 2014 ; Cañal-Bruland et al., 2011). Lorsqu'un individu a l'intention de réaliser une série d'actions pour atteindre un but, son attention pourrait être davantage dirigée vers l'objet associé au but de cette série d'actions plutôt qu'aux objets associés aux buts des actions intermédiaires. Ainsi, dans les études de Cañal-Bruland et Van der Kamp (2009), il est possible que les participants qui lançaient une balle puis en rattrapaient une autre aient davantage orientée leur attention vers la balle à rattraper (i.e., but final) que vers la cible à toucher (i.e., but intermédiaire). Leur habileté motrice lors de cette série d'actions influencerait donc leur perception de la taille de la balle à rattraper plutôt que la perception de la taille de la cible. Des études supplémentaires sont nécessaires pour déterminer les rôles respectifs de l'attention et des intentions super-ordonnées (i.e., un but final) et sous-ordonnées (i.e., un but intermédiaire) dans l'influence des habiletés motrices. Déterminer si ces résultats se généralisent à la perception d'autres propriétés spatiales de l'environnement que la taille des objets (e.g., les distances) est également une piste qui devrait être explorée.

3. La simulation motrice

Les travaux cités précédemment semblent indiquer que la perception des distances est influencée spécifiquement par les contraintes associées à l'action que cet individu a l'intention de réaliser. La question qui résulte de ce constat est cependant de savoir comment les contraintes de cette action sont prises en compte dans la perception. Une possibilité est que, lorsqu'un individu envisage de réaliser une action, son système moteur simule cette action ce qui lui permettrait d'anticiper ses conséquences perceptives elles-mêmes intégrées dans sa

perception visuelle de l'espace (Witt & Proffitt, 2008). Cette idée est fortement inspirée des travaux portant sur les modèles internes. De manière générale, les auteurs défendant cette approche considèrent que planifier une action consiste également à la simuler pour pouvoir en anticiper les conséquences perceptives (e.g., Wolpert & Flanagan, 2001 ; pour une revue, voir Wolpert & Kawato, 1998). L'idée que cette prédiction sensorielle pourrait influencer en retour la perception de l'environnement est compatible avec des théories telles que celles du codage de l'événement selon laquelle les actions et la perception sont représentées dans un format de codage sensori-moteur commun (e.g., Jeannerod, 1997 ; Schütz-Bosbach & Prinz, 2007). Cette idée suppose donc que solliciter le système moteur par une tâche concurrente lors de la réalisation d'une tâche perceptive pourrait interférer avec les processus mis en œuvre dans cette tâche, compte tenu de la diminution des ressources motrices (i.e., méthode d'interférence motrice). Par exemple, lorsqu'un individu perçoit l'image d'un outil alors qu'il presse une balle en caoutchouc avec une de ses mains, il a plus de difficultés à identifier cet outil si sa poignée ou son manche est orienté vers la main qui presse la balle plutôt que vers la main qui ne la presse pas (Witt, Kemmerer, Linkenauger, & Culham, 2010). Ce type de résultats comportementaux (voir aussi R. Ellis & Tucker, 2000 ; Tucker & Ellis, 1998, 2001) et des résultats obtenus en neuro-imagerie fonctionnelle (e.g., Grèzes & Decety, 2002 ; Grèzes, Tucker, Armony, Ellis, & Passingham, 2003) suggèrent donc que le système moteur est impliqué dans la perception visuelle.

En se basant sur ces travaux, Witt et Proffitt (2008) ont ainsi réalisé plusieurs études basées en utilisant une méthode d'interférence motrice afin d'étudier le rôle du système moteur dans l'influence de l'effort sur la perception visuelle des distances. Dans leur Étude 4, l'expérimentateur demandait aux participants d'estimer verbalement la distance qui les séparait d'une cible avant de lancer une balle pesant 910 g sur cette cible. La moitié des participants devait presser une balle en caoutchouc pendant la tâche d'estimation des distances avec la main qu'ils allaient ensuite utiliser pour le lancer. L'autre moitié des participants réalisait la tâche d'estimation des distances sans presser de balle en caoutchouc. Après chaque estimation de distance, les participants lançaient la balle jusqu'à ce qu'elle atteigne la cible. Le poids de la balle était supposé induire une anticipation de l'effort. En guise de contrôle, les auteurs ont réalisé une étude identique à l'Étude 4 à l'exception du fait que les participants lançaient cette fois une balle pesant 325 g plutôt que 910 g. Cette différence

de poids entre les deux balles était justifiée par des résultats antérieurs indiquant qu'une telle différence était suffisante pour influencer la perception des distances (e.g., Witt et al., 2004, Études 1 et 2). Les résultats de cette nouvelle étude suggèrent que l'effet d'interférence motrice sur les estimations des distances serait modéré par le poids de la balle à lancer¹⁹. Selon les auteurs, ce résultat témoigne du fait que l'influence de l'effort sur la perception des distances est due à un processus de simulation motrice. Bien que ces résultats apportent un premier argument en faveur de cette idée, il est néanmoins impossible de savoir si l'effet d'interférence observé provient de la nature motrice de la tâche concurrente (i.e., presser la balle), du simple fait de réaliser cette tâche en même temps que l'estimation des distances, ou de ces deux aspects confondus.

Certaines études ont également suggéré que la simulation motrice qui sous-tend les actions imaginées prendrait en compte les contraintes physiques associées à cette action. Dans certaines de ces études (e.g., Flusberg & Boroditsky, 2011 ; Macramalla & Bridgeman, 2009), les participants devaient par exemple s'imaginer en train de faire tourner un objet sur lui-même ou s'imaginer en train de tourner sur eux-mêmes. Les résultats de ces études ont indiqué que l'effort nécessaire pour réaliser ces rotations influençait non seulement le temps que les participants mettaient pour réaliser réellement cette rotation mais également le temps qu'ils mettaient pour la réaliser mentalement. Une seconde manière de mettre en évidence l'implication de la simulation motrice dans l'influence des contraintes physiques sur la perception de l'espace pourrait donc consister à étudier si les contraintes associées aux mouvements imaginés influencent également cette perception.

Witt et Proffitt (2008, Étude 1) se sont intéressés à cette question en manipulant la capacité réelle ou imaginée des participants à atteindre une cible située à différentes distances. Pour chaque essai, les participants devaient estimer la distance qui les séparait d'une cible par une tâche de correspondance visuelle avant de réaliser un mouvement d'atteinte en direction de cette cible. Un premier groupe de participants tenait un bâton de 39 cm de long pendant qu'ils estimaient la distance qui les séparait de la cible. Après avoir

¹⁹ Bien que les auteurs n'aient pas testé directement cette interaction, notre interprétation est consistante avec les données présentées dans leur article (Witt & Proffitt, 2008, p. 1487-1488) et avec les intervalles de confiance de la taille de l'effet d'interférence en fonction du poids de la balle lancée que nous avons calculé à partir des F reportés et de leurs degrés de liberté, 90% CI pour $\eta^2_{p_balle\ de\ 910\ g}$ [0,20 ; 0,57] et 90% CI pour $\eta^2_{p_balle\ de\ 325\ g}$ [0,00 ; 0,13].

estimé la distance, ces participants devaient atteindre la cible avec le bâton. Un deuxième groupe de participants ne tenait pas le bâton lors de l'estimation de la distance mais celui-ci était posé sur la table à côté d'eux et ils devaient s'en servir pour atteindre la cible après avoir réalisé leur estimation. Un troisième groupe de participants ne tenait pas non plus le bâton lors de l'estimation de la distance mais celui-ci était également posé sur la table à côté d'eux. Cependant, contrairement aux deux groupes précédents, les participants de ce dernier groupe devaient réaliser un mouvement d'atteinte en direction de la cible avec leur main en imaginant qu'ils utilisaient le bâton pour l'atteindre mais sans jamais l'utiliser réellement. Enfin, un quatrième groupe de participants servant de groupe contrôle devait estimer la distance qui les séparait de la cible et réaliser un mouvement d'atteinte dans sa direction avec leur main. Aucun bâton n'était présent pour ce groupe.

Les résultats de cette étude indiquent que les participants du groupe contrôle estimaient que la cible était en moyenne plus éloignée d'eux que les participants qui tenaient un bâton afin de l'utiliser, qui anticipaient son utilisation sans le tenir et qui imaginaient qu'ils l'utilisaient. Ces résultats sont cohérents avec les travaux qui suggèrent que l'utilisation d'un outil peut influencer différents aspects de la perception de l'espace (Bassolino, Serino, Ubaldi, & Làdavas, 2010 ; Berti & Frassinetti, 2000 ; Bloesch, Davoli, Roth, Brockmole, & Abrams, 2012 ; Bourgeois et al., 2014 ; Costantini, Ambrosini, Sinigaglia, & Gallese, 2011 ; Davoli et al., 2012 ; Farnè, Serino, & Làdavas, 2007 ; Longo & Lourenco, 2006 ; Osiurak et al., 2012, Article 2 de cette thèse ; Witt et al., 2005 ; Witt, 2011b). Selon Witt et Proffitt (2008) la contribution majeure de leurs résultats est que l'utilisation imaginée d'un bâton pour atteindre une cible plus facilement influence la perception des distances au même titre que son utilisation réelle. Ainsi, ceci témoignerait du fait que la simulation motrice, qui sous-tend la réalisation de mouvements imaginés, joue un rôle dans l'effet des contraintes des actions, ici de l'atteignabilité, sur la perception des distances. Ce résultat est par ailleurs cohérent avec les résultats d'une étude récente qui ont indiqué qu'imaginer utiliser un outil étend la représentation du bras au même titre que son utilisation réelle (Baccarini et al., 2014 ; Cardinali, Frassinetti, et al., 2009 ; voir aussi Maravita & Iriki, 2004).

L'ensemble des résultats que nous avons présentés suggère donc que les contraintes des actions qu'un individu envisage de réaliser influencent sa perception visuelle des distances et que cet effet pourrait reposer sur une simulation motrice de l'action envisagée. D'après

Witt et Proffitt (2008, p. 1489), la simulation motrice permettrait à un individu de comparer les alternatives dont il dispose pour atteindre son but. Ceci lui permettrait en effet d'identifier l'action la moins coûteuse pour son organisme sans qu'il doive pour autant essayer réellement toutes les alternatives disponibles. Cependant, selon certains auteurs, la simulation motrice ne suffirait pas à expliquer la perception des affordances (e.g., Declerck, 2013). Un de leurs arguments est en effet que la simulation d'un ensemble de possibilités d'actions disponibles dans l'environnement serait trop coûteuse cognitivement. Des études supplémentaires sont donc indispensables pour s'assurer que les effets de l'action sur la perception sont bien imputables à un processus de simulation motrice. Si c'est bien le cas, il serait également indispensable de déterminer de quelle manière la simulation motrice influence la perception visuelle de l'espace. Une possibilité envisagée actuellement est que la simulation motrice pourrait influencer la perception des distances en affectant la manière dont le système visuelle utilise les sources d'informations visuelles sur les distances (e.g., Hajnal, Bunch, & Kelty-Stephen, 2014).

4. L'intérêt adaptatif de ces effets

Une des propositions théoriques de Proffitt et de ses collègues qui a été la moins étudiée porte sur le rôle de l'influence des contraintes des actions sur la perception visuelle de l'espace dans la planification économique des actions (e.g., Proffitt & Linkenauger, 2013 ; Proffitt, 2006)²⁰. Cette proposition théorique a au moins trois implications fondamentales. La première implication est qu'il est indispensable de déterminer que les contraintes des actions influencent effectivement la perception de l'espace. La seconde implication, qui découle de la première, est que cette influence des contraintes des actions sur la perception doit médier une partie de l'influence de ces contraintes sur la planification des actions. La troisième implication est que cet effet médiateur doit faciliter la planification des actions les moins coûteuses parmi un ensemble d'alternatives. Nous avons déjà abordé la première implication dans les parties précédentes c'est pourquoi nous nous intéressons ici uniquement à la deuxième et la troisième.

²⁰ Proffitt (2013) s'est récemment exprimé de manière plus nuancé sur cette idée en proposant que seules les contraintes énergétiques pourraient servir cette planification économique des actions.

La deuxième implication renvoie au fait que l'effet de l'action sur la perception devrait influencer la planification de l'action en retour. Indépendamment des travaux menés dans le cadre ou en marge de l'approche phénotypique, certains travaux sur les illusions visuelles semblent apporter de premiers arguments indirects en faveur de cette idée. Une manière d'envisager les effets des contraintes des actions sur la perception de l'espace est de considérer qu'il s'agit de micro-illusions servant à faciliter une planification économique des actions. Dès lors, observer qu'une illusion visuelle, d'une amplitude comparable aux effets des actions sur la perception, influence les actions pourrait suggérer indirectement que c'est également le cas pour les effets des actions sur la perception. Elliott, Vale, Whitaker et Buckley (2009) ont manipulé la perception que des participants avaient de la hauteur de marches d'escalier en appliquant une texture particulière sur ces marches de hauteur réelle identique, servant tantôt à donner l'illusion d'une marche plus basse et tantôt l'illusion d'une marche plus haute (Figure 17). Les auteurs ont ainsi observé que les participants estimaient que la marche était plus haute d'environ 5 cm lorsqu'elle portait la texture servant à donner l'illusion qu'elle était plus haute que lorsqu'elle portait la texture servant à donner l'impression qu'elle était plus basse. Le résultat le plus important de cette étude est le fait que plus les participants estimaient visuellement que la marche était haute, plus la hauteur maximale de leur pied lors de la montée de la marche était élevée ($r_{\text{hauteur perçue, hauteur du pied}} = 0,55$, p. 2). Selon les auteurs, ces résultats témoignent du fait que la perception consciente de l'environnement et le guidage visuel des actions ne sont pas indépendants et que des variations dans la perception visuelle de l'environnement peuvent conduire à adopter des stratégies de marche plus conservatrices afin de réduire les risques de chutes.

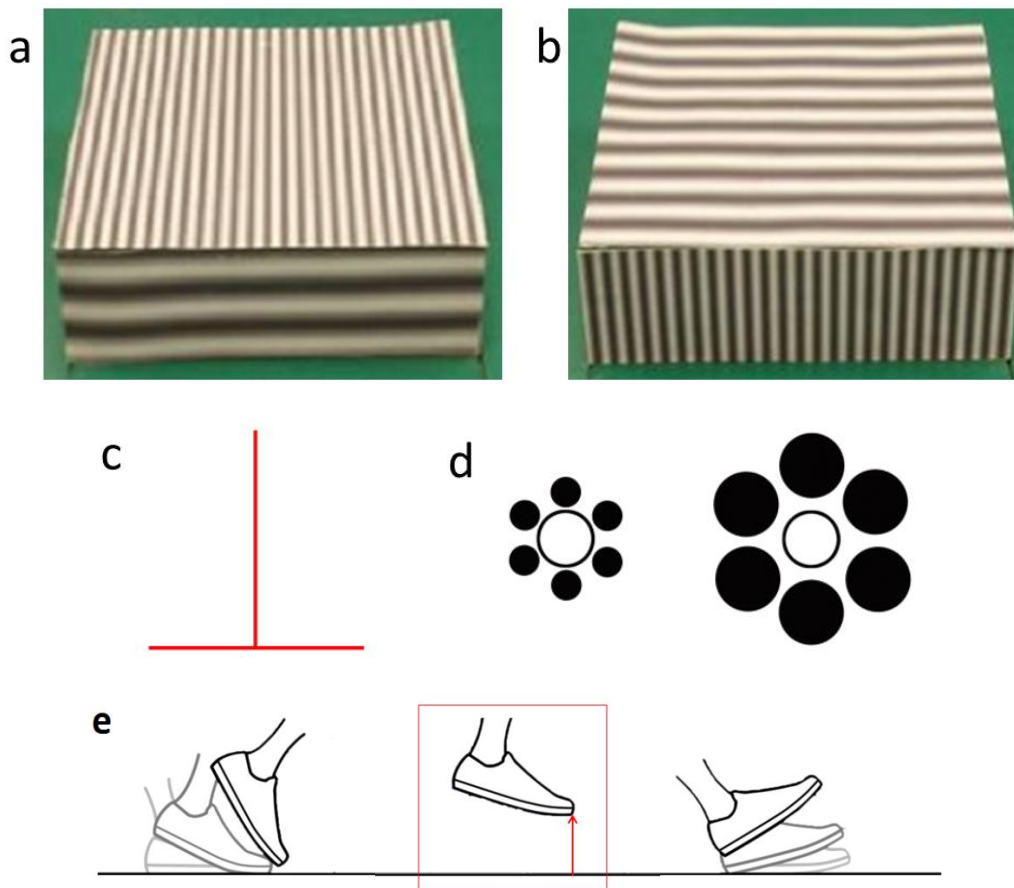


Figure 17. Textures utilisées pour créer l'illusion qu'une marche était plus basse (a) ou plus haute qu'elle ne l'était en réalité (adaptée d'après Elliott et al., 2009). Les textures appliquées sur ces marches étaient des adaptations d'illusions connues telles que l'illusion de la verticale-horizontale (c) qui donne l'impression qu'une ligne verticale est plus longue qu'une ligne horizontale de même longueur et l'illusion d'Ebbinghaus (d) qui donne l'impression qu'un objet a une taille différente en fonction de la taille des objets qui l'entourent. L'augmentation ou la diminution de la taille apparente de la marche était supposée influencer la hauteur maximum de l'élévation du pied (e) lors de la marche (flèche rouge).

Bien que des résultats de ce type (voir aussi Witt, Linkenauger, & Proffitt, 2012) soient intéressants quant à ce qu'ils suggèrent, les études dont ils sont issus n'avaient pas pour vocation d'étudier la manière dont l'influence des contraintes des actions sur la perception de l'espace promeut une planification économique des actions. Néanmoins, les premiers éléments de réponse à cette question ont été présentés récemment dans le cadre d'études sur la perception des pentes. Dans une de ces études, Eves, Thorpe, Lewis et Taylor-Covill (2014, Étude 2) ont étudié le lien entre la tendance à choisir un escalator plutôt qu'un escalier et la perception de l'inclinaison des escaliers. L'expérimentateur abordé des passants dans un centre commercial juste après qu'ils aient emprunté un escalier ou un escalator pour leur

proposer une interview portant sur leur environnement. L'expérimentateur projetait l'image grandeur nature d'un escalier composé de 24 marches (Figure 18) et leur demandait d'estimer l'inclinaison par les tâches d'estimation verbale, visuelle et motrice décrites précédemment.

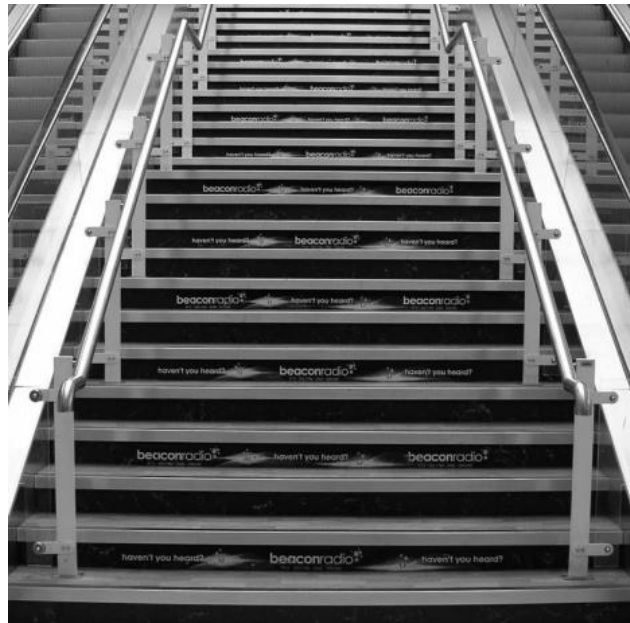


Figure 18. Stimulus utilisé par Eves et al. (2014, Étude 2). Cette image était projetée en grandeur réelle sur le mur d'un magasin.

Les auteurs ont observé, qu'en moyenne, les participants estimaient que l'escalier présenté par l'expérimentateur était plus incliné d'environ $2,9^\circ$ lorsqu'ils avaient emprunté l'escalator plutôt que l'escalier. Selon les auteurs, ce résultat apporte un premier argument en faveur de l'existence d'une relation entre le processus de décision lié à une action et la perception de l'inclinaison des escaliers. Cependant, comme l'ont souligné les auteurs à juste titre, ce résultat est limité par sa nature corrélationnelle dans la mesure où il est impossible de savoir si la relation observée était une relation causale ou non.

Krpan et Schnall (2014) se sont récemment intéressés au possible effet médiateur de l'influence de l'action sur la perception de l'inclinaison des collines sur la propension des individus à gravir cette colline. Ces auteurs ont tout d'abord observé que les participants qui avaient un but d'approche estimaient qu'une colline était plus inclinée que ceux qui avaient un but d'évitement (Études 1 et 2). D'après les auteurs, ce résultat témoigne du fait que les propriétés de l'environnement qui contraignent substantiellement les actions qu'un individu

envisage de réaliser, comme la forte inclinaison d'une colline, influencent sa perception de l'espace (pour une interprétation similaire concernant l'effet des obstacles sur la perception des distances, voir Morgado, Gentaz, Guinet, Osiurak, & Palluel-Germain, 2013, Article 1 de cette thèse ; voir aussi Stefanucci et al., 2005). Dans l'Étude 3 de Krpan et Schnall, l'expérimentateur manipulait l'intention des participants en activant un but d'approche par une tâche d'amorçage (Figure 19).

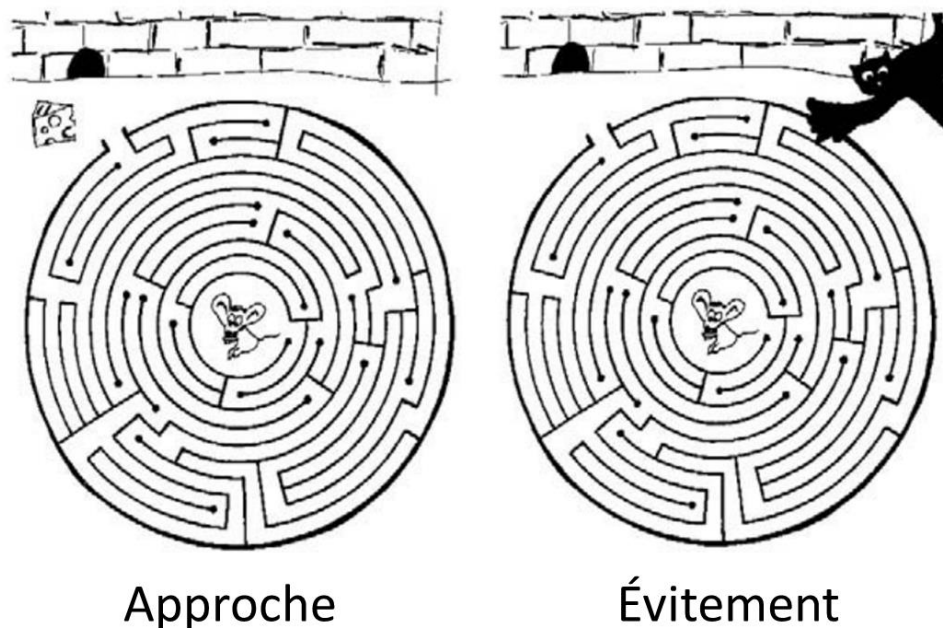


Figure 19. Tâche d'amorçage des buts d'approche et d'évitement de Friedman et Förster (2005). Cette tâche consiste habituellement à aider une souris à sortir d'un labyrinthe pour obtenir un morceau de fromage (i.e., but d'approche) ou pour échapper à un hibou (i.e., but d'évitement).

Les participants étaient répartis en trois groupes. L'expérimentateur indiquait aux participants du premier groupe qu'ils allaient devoir gravir la colline à la fin de l'étude. À l'inverse, il indiquait à ceux du deuxième groupe qu'ils n'allaient pas devoir gravir la colline à la fin de l'étude. L'expérimentateur ne donnait, en revanche, aucune information aux participants du troisième groupe. Tous les participants devaient ensuite estimer l'inclinaison de la colline puis répondre à plusieurs items d'un questionnaire auto-rapporté servant à mesurer leur propension à gravir cette colline (e.g., effort nécessaire pour gravir la colline et motivation pour la gravir).

Les auteurs ont observé que les participants, auxquels l'expérimentateur n'avait pas donné d'informations supplémentaires, estimaient l'inclinaison de la colline de manière

similaire à ceux auxquels l'expérimentateur avait précisé qu'ils auraient à gravir la colline. En moyenne, ces deux groupes de participants estimaient que la colline était plus inclinée d'environ 5° par rapport aux participants auxquels l'expérimentateur avait précisé qu'ils n'auraient pas à gravir cette colline²¹. Les auteurs ont également testé si les estimations verbales et visuelles de l'inclinaison de la colline médiatisaient l'effet du but d'approche sur le score de propension à gravir cette colline. D'après leurs résultats, les estimations perceptives ne prédisaient pas le score de propension à gravir la colline lorsque l'ensemble de leur échantillon était considéré dans l'analyse. Les auteurs ont cependant observé que la corrélation négative attendue entre les estimations perceptives de l'inclinaison de la colline et la propension des participants à gravir la colline était plus élevée pour les participants qui avaient indiqué une forte propension à gravir la colline (i.e., au-delà du 67^{ème} percentile, $r_{\text{estimation, propension}} = -0,38$) que pour les autres participants ($r_{\text{estimation, propension}} = -0,04$)²². Selon Krpan et Schnall (2014), le fait de percevoir la colline comme étant plus inclinée découragerait les individus de la gravir uniquement s'ils ont, à la base, une forte propension à la gravir.

Bien que limités par leur nature corrélationnelle, les résultats obtenus par Eves et al. (2014, Étude 2) et par Krpan et Schnall (2014, Étude 3) apportent des arguments préliminaires concernant le rôle de l'influence des contraintes des actions sur la perception dans la planification économique des actions. Zadra et al. (2011) ont par ailleurs observé que la perception visuelle des distances est influencée par le coût relatif des différentes alternatives disponibles pour atteindre un but. L'étude des relations entre la perception, l'action et la prise de décision est d'une importance capitale pour le développement d'une théorie intégrative des comportements humains. Une telle théorie n'est envisageable que si des passerelles sont construites entre les travaux sur la perception et l'action et ceux sur la prise de décision, notamment avec les recherches sur la prise de décision incarnée (e.g., DeCaro et al., 2009 ; Green & Heekeren, 2009) et sur les heuristiques de navigation dans l'espace (e.g., Conlin, 2009). De Oliveira et al. (2009 ; voir aussi Raab, de Oliveira, & Heinen, 2009) ont d'ailleurs déjà

²¹ La valeur présentée ici correspond à la différence entre la moyenne des estimations verbales et visuelles de l'inclinaison de la colline réalisées par les participants auxquels l'expérimentateur avait indiqué qu'ils n'auraient pas à gravir la colline et celle des deux autres groupes de participants confondus.

²² Les valeurs présentées ici correspondent aux moyennes des corrélations observées pour l'estimation visuelle et l'estimation verbale. La corrélation indiquée ici pour « les autres participants » correspond à la moyenne des corrélations observées pour les participants avec une propension modérée (i.e., entre le 33^{ème} et le 67^{ème} percentile) et faible (i.e., en dessous du 33^{ème} percentile).

proposé un cadre théorique allant dans ce sens et selon lequel la perception, l'action et la prise de décision s'influenceraient mutuellement selon un principe de causalité circulaire. Les études de Eves et al., de Krpan et Schnall et de Zadra et al. semblent à première vue en accord avec ces propositions théoriques.

En résumé, les travaux que nous avons passés en revue suggèrent que les contraintes des actions influencent différents aspects de la perception visuelle de l'espace. Comme Witt et Riley (2014) l'ont souligné, il reste encore cependant de nombreuses zones d'ombres concernant les mécanismes sur lesquels reposent ces effets. Par ailleurs, les propositions théoriques sur l'intérêt fonctionnel de ces effets, notamment dans la planification des actions, sont encore essentiellement spéculatives. La liste de mécanismes possibles que nous avons cités n'est cependant pas exhaustive. À titre d'exemple, un mode de sélection des contraintes des actions pertinentes comme unités intrinsèques utilisées dans la perception de l'espace pourrait dépendre de la possibilité de réaliser ces actions ou non. Lessard, Linkenauger et Proffitt (2009) ont en effet observé que des participants qui portaient un sac à dos lesté percevaient un fossé comme étant plus large par rapport à ceux qui n'en portaient pas, mais uniquement lorsque ce fossé n'était pas trop large pour leur permettre de sauter par-dessus (e.g., voir aussi Chambon, 2009 ; Morgado, Gentaz, et al., 2013 ; Morgado, Muller, et al., 2013). Certains auteurs ont également observé que la dépendance des individus à l'égard de leur champ visuel pourrait également jouer un rôle dans ce type d'effet (Willey & Jackson, 2014). D'autres auteurs ont, quant à eux, proposé que la sensibilité aux informations intéroceptives ainsi que des interactions multi-sensorielles et motrices puissent également avoir leur rôle à jouer (Witt & Riley, 2014).

Nous sommes d'accord avec Witt et Riley (2014) sur le fait qu'une théorie sur l'influence des contraintes des actions sur la perception ne peut se limiter uniquement à la mise en évidence de nouvelles variables qui influencent la perception. Cependant, l'apparent consensus autour de l'influence des contraintes des actions qui transparaît peut-être de notre revue de questions ne reflète qu'une version de l'histoire. Les lecteurs attentifs auront en effet sans doute remarqué nos références à des auteurs proposant des interprétations alternatives des résultats que nous avons présentés comme des effets perceptifs. Que ces lecteurs se rassurent, les arguments expérimentaux qui remettent en question la nature perceptive de ces effets sont présentés dans la section Discussion Générale. Dans cette dernière, nous

proposerons une analyse critique des propositions théoriques que nous venons de présenter et nous présenterons les limites de nos propres travaux.

SECTION EXPÉRIMENTALE

PROBLÉMATIQUE

Les études que nous venons de présenter semblent indiquer que les contraintes physiques des actions influencent la perception visuelle de l'espace. Parmi ces contraintes physiques, certaines sont relatives à la morphologie du corps comme la longueur de bras qui détermine en partie la capacité d'un individu à atteindre un objet sans avoir à marcher jusqu'à lui. D'autres contraintes physiques sont relatives à la physiologie du corps comme par exemple la force à exercer pour réaliser un mouvement d'atteinte. Il semble en effet qu'un individu perçoive les objets qui l'entourent comme étant d'autant plus proches de lui qu'il a les bras longs (e.g., Longo & Lourenco, 2007 ; Lourenco et al., 2011 ; Volcic, Fantoni, Caudek, Assad, & Domini, 2013) et que la force qu'il doit exercer pour les atteindre est faible (e.g., Kirsch & Kunde, 2013 ; Lourenco & Longo, 2009). Dans le même ordre d'idées, des contraintes physiques relatives à la tâche que cet individu réalise semblent également influencer sa perception des distances. Lorsqu'un individu envisage par exemple de saisir un outil de manière à pouvoir l'utiliser immédiatement, il semble percevoir cet objet comme étant d'autant plus éloigné que l'orientation de sa poignée le rend difficile à saisir avec la main qu'il envisage d'utiliser (e.g., Linkenauger, Witt, Stefanucci, Bakdash, & Proffitt, 2009 ; Valdés-Conroy, Román, Hinojosa, & Shorkey, 2012).

Bien que ces études aient suggéré que des contraintes d'atteignabilité, relatives au corps et à la tâche, influencent la perception des distances, aucune d'entre elles n'a encore étudié si un effet similaire pouvait être induit en manipulant des contraintes d'atteignabilité relatives à l'environnement. Bien que les objets qu'un individu envisage d'atteindre et de saisir fassent partie intégrante de son environnement, ce dernier contient généralement d'autres objets qui peuvent contraindre ses possibilités d'action. Certains de ces objets peuvent en effet devenir des obstacles s'ils se trouvent entre l'individu et l'objet qu'il envisage d'atteindre. D'autres objets peuvent en revanche devenir des outils si cet individu décide de s'en servir pour atteindre plus facilement sa cible.

Les obstacles et les outils sont donc des objets de l'environnement qui contraignent les possibilités d'action d'un individu. Or, un obstacle n'en est un que si cet individu envisage d'atteindre un objet qui se trouve derrière lui. De la même manière, un outil n'en est un que si cet individu envisage de l'utiliser. Il y a cependant une différence majeure entre ces deux types d'objets, outre le fait qu'ils contraignent les possibilités d'action de manière différente. Les obstacles restent en effet des objets de l'environnement dans la mesure où ils sont généralement détachés du corps de l'individu qui doit donc les contourner, ou les écarter lorsque c'est possible, pour atteindre l'objet qu'il envisage de saisir. Les outils cessent en revanche d'être des objets de l'environnement dès lors qu'un individu les utilise, puis le redeviennent dès lors qu'il ne les utilise plus. Les obstacles sont donc des objets particulièrement pertinents pour l'étude de l'influence des contraintes de l'environnement sur la perception des distances. Les outils peuvent également être pertinents pour étudier cette question à condition qu'ils restent des objets de l'environnement potentiellement utiles pour réaliser une action plus facilement. Il suffit pour cela d'étudier l'influence de la disponibilité d'outils potentiels, présentés comme de simples objets de l'environnement, sur la perception des distances des participants sans induire explicitement chez eux l'intention de les utiliser.

Compte tenu de l'ubiquité de ces objets dans l'environnement, nous avons réalisé une série d'études afin de déterminer dans quelle mesure ils influencent la perception visuelle qu'un individu a de la distance qui le sépare de l'objet qu'il envisage d'atteindre. Le but de notre première expérience était d'étudier l'influence de la largeur d'un obstacle sur la perception visuelle que les individus ont de la distance qui les sépare d'un objet se trouvant derrière (Article 1, Morgado, Gentaz, et al., 2013). Nous avons pour cela manipulé la largeur d'un panneau transparent que les participants imaginaient contourner pour atteindre et saisir un cylindre. Cette manipulation permettait de faire varier l'amplitude, et donc indirectement l'effort, du mouvement que les participants imaginaient réaliser. Notre hypothèse était que plus le panneau était large, plus les participants étaient censés anticiper un effort important et plus ils étaient censés estimer que la distance qui les séparait du cylindre était grande.

Le but de notre seconde expérience était d'étudier l'influence de la disponibilité d'un objet pouvant potentiellement servir d'outil, sans pour autant être présenté comme tel, sur la perception des distances (Article 2, Osiurak et al., 2012). Les participants devaient estimer

la distance qui les séparait d'une cible en maintenant leur doigt sur un point ou en maintenant un bâton de longueur variable sur ce point. L'expérimentateur présentait ce bâton aux participants concernés comme un objet de l'environnement servant à standardiser la position de leur main. Cet objet n'était donc pas explicitement un outil servant à atteindre plus facilement la cible. Notre hypothèse était que la disponibilité d'un objet dans l'environnement, pouvant potentiellement être utile pour atteindre la cible, induirait une intention implicite de l'utiliser chez les participants. Des études antérieures ont indiqué que les individus qui ont explicitement l'intention d'utiliser un bâton pour atteindre une cible la perçoivent comme étant plus proche d'eux que les individus qui n'ont pas l'intention d'utiliser ce bâton (e.g., Witt et al., 2005). De manière consistante avec ces résultats, nous attendions donc que l'émergence spontanée de cette intention implicite chez les participants qui tenaient un bâton les mène à estimer que la cible était plus proche d'eux que les participants qui ne tenaient rien ou qui tenaient un bâton plus petit.

Contrairement aux études citées précédemment et à notre deuxième étude, les outils qu'un individu peut utiliser ne sont pas toujours à portée de main. La question est donc de savoir si le fait que ces outils ne sont pas immédiatement utilisables modère leur effet sur la perception des distances. Il est en effet possible que l'effort nécessaire pour aller chercher un outil éloigné compense ou dépasse le bénéfice que procure son utilisation et diminue, voire inverse, son effet sur la perception des distances. Avant de tester cette hypothèse, nous avons d'abord voulu l'affiner en réalisant deux expériences pour essayer d'en savoir davantage sur l'origine de la spontanéité avec laquelle les individus utilisent des outils (Article 3, Osiurak, Morgado, Vallet, Drot, & Palluel-Germain, 2014). Notre hypothèse était que cette spontanéité proviendrait d'une tendance à percevoir l'utilisation d'un outil comme étant plus bénéfique qu'elle ne l'est pour réaliser une tâche donnée, même lorsqu'il est moins coûteux (e.g., d'un point de vue temporel) d'utiliser ses mains. Dans une première expérience, les participants devaient déplacer, ou s'imaginer en train de déplacer, différentes quantités de rouleaux de papier toilette d'un endroit à un autre. Ils réalisaient cette action réelle ou imaginée avec leurs mains ou avec un bac qui permettait de déplacer deux fois plus de rouleaux mais qui se trouvait sur une autre table que celle sur laquelle ces rouleaux se trouvaient initialement. Pour les petites quantités de rouleaux à déplacer, le temps gagné à utiliser le bac était objectivement plus faible que le temps perdu à aller le chercher. Ce rapport entre le bénéfice

temporel réel lié à l'utilisation du bac et le coût temporel réel lié au fait d'aller le chercher s'inversait progressivement avec l'augmentation de la quantité de rouleaux à déplacer. Notre hypothèse était que les participants surestimeraient le bénéfice temporel de l'utilisation du bac pour déplacer les rouleaux même lorsqu'il était moins coûteux pour eux d'utiliser leurs mains. Nous attendions notamment que les participants soient plus rapides pour déplacer mentalement les rouleaux avec le bac plutôt qu'avec leurs mains, y compris lorsque le coût d'aller chercher le bac était objectivement plus grand que le bénéfice de son utilisation. La seconde expérience que nous avons réalisée avait pour but d'étudier si les résultats obtenus dans la première étude pouvaient provenir de la préférence d'utiliser un outil même lorsqu'il est moins coûteux de ne pas l'utiliser. Les participants réalisaient une tâche qui consistait à indiquer, pour chaque quantité de rouleaux, s'ils préféraient utiliser le bac ou leurs mains pour les déplacer d'un endroit à un autre. Notre hypothèse était que les participants préféreraient utiliser le bac, y compris pour déplacer des quantités de rouleaux trop petites pour que son utilisation ait un quelconque bénéfice temporel.

ARTICLE 1

L'INFLUENCE DES OBSTACLES SUR LA PERCEPTION VISUELLE DES DISTANCES

Référence

Morgado, N., Gentaz, E., Guinet, E., Osiurak, F., & Palluel-Germain, R. (2013). Within reach but not so reachable: Obstacles matter in visual perception of distances. *Psychonomic Bulletin & Review*, 20(3), 462-467. doi: 10.3758/s13423-012-0358-z

Abstract

A large number of studies have shown that effort influences visual perception of reaching distance. These studies have mainly focused on the effects of reach-relevant properties of the body and the objects that people intend to reach. However, any influence of reach-relevant properties of the surrounding environment remains still speculative. We investigated this topic in terms of the role of obstacle width in perceiving distances. Participants had to estimate the straight-line distance to a cylinder located just behind a transparent barrier of varying width. The results showed that participants perceived the straight-line distance to the cylinder as being longer when they intended to grasp the cylinder by reaching around a wide transparent barrier than by reaching around narrower ones. Interestingly, this effect might be due to the anticipated effort involved in reaching. Together, our results show that reach-relevant properties of the surrounding environment influence perceived distances, thereby supporting an embodied view of visual perception of space.

Si vous préférez lire cet article dans son format de publication, rendez-vous directement à la fin de cette thèse ou cliquez [ici](#).

Introduction

When you reach around a water bottle to grasp a soda placed just behind it, the distance you have to cover depends on the bottle width. Even if variations of the bottle width imply different reaching distances, the distance in a straight line between your hand and the soda (i.e., the Euclidean distance) remains identical. According to modular approaches (e.g., Pylyshyn, 1999), the intended reaching distance should not influence your visual perception of the Euclidean distance since, effort or intentions are not supposed to influence vision. Researchers using these approaches have argued that any influence of action capabilities must necessarily operate at the response rather than the perceptual stage (Durgin et al., 2009; Woods et al., 2009).

In contrast, an embodied view (Glenberg, 2010) of perception, namely the economy-of-action account (Coello & Delevoye-Turrell, 2007; Jackson & Cormack, 2007; Proffitt, 2006), posits that the effort associated with intended actions influences visual perception of space. The rationale of this account is that sensory motor systems have evolved under evolutionary pressures that promote minimizing such action costs like energy expenditure. For instance, reducing the arm's reach with wrist weights (Lourenco & Longo, 2009) or making an object harder to grasp by manipulating the orientation of its handle (Linkenauger, Witt, Stefanucci, et al., 2009) leads people to perceive this object as being farther away. Conversely, people perceive an object beyond reach as being closer when they intend to reach it with a baton that extends their arm's reach than when they intend to reach without this tool (Witt et al., 2005). These results suggest that modifications of reach-relevant properties of a body (i.e., arm's reach) and the objects people intend to reach (i.e., handle orientation) influence perceived Euclidean distances. However, the argument that these results can be generalized to the influence of reach-relevant properties of the surrounding environment remains speculative.

Studies about the influence of tool use on perceived distances have provided preliminary insights into this question. Tools are objects from the surrounding environment that can improve one's ability to act, influencing space perception even in situations in which these objects are not explicitly defined as tools (Osiurak et al., 2012). However, such effects of tool use probably rely on an extension of the arm's reach that is associated with an updating

of the body schema (e.g., Cardinali, Brozzoli, et al., 2009)—that is, a reach-relevant property of the body, but not a property of the environment per se. Unlike tools, obstacles are part of the surrounding environment, so they are not supposed to directly affect body or target properties. Instead, obstacles mediate the relationship between the body and the target. For this reason, obstacles are particularly relevant for studying the influence of reach-relevant properties of the surrounding environment without modifying the body and target properties. In line with the economy-of-action account, we expected (and observed) that intending to grasp a cylinder by reaching around a transparent barrier leads participants to estimate the Euclidean distance to this cylinder differently, depending on the barrier width.

Method

Participants. Twenty right-handed undergraduates (19 females, one male; $M_{\text{age}} = 21.75$, $SD_{\text{age}} = 3.34$) from the University of Grenoble took part in this experiment for course credit. The handedness of the participants was assessed by self-report and with the Edinburgh Handedness Survey (Oldfield, 1971; $M = 85.47$, $SD = 16.26$). Participants had normal or corrected-to-normal vision, as indicated by self-report. The present study was conducted in accordance with the Declaration of Helsinki and with the understanding and the written consent of each participant. It was approved by the local ethics committee of the LPNC (CNRS and University of Grenoble).

Apparatus and Procedure. The participants sat approximately 5 cm away from the edge of a rectangular table (length 144 cm, width 125 cm, height 77 cm). They had to estimate the Euclidean distance (43, 40, 37, or 34 cm) between their right forefinger and a plastic cylinder (height 9 cm, diameter 3.2 cm) by a visual-matching task (Osiurak et al., 2012; Witt et al., 2005). Using the arrows from a keyboard with their left hand, they adjusted the distance between their right forefinger kept on a reference point, and a comparison point projected onto the table until it matched the Euclidean distance between their finger and the cylinder (Figure 20). The reference point and the cylinder were aligned on the participant's mid-sagittal axis. The comparison point was projected upon the table at a 45° angle from the mid-sagittal axis in the right or left hemifield of the participant. The initial distance between the comparison point and the reference point was randomly equal to either $\pm 25\%$ of the distance

between the cylinder and the reference point. The cylinder was presented 10 cm behind a transparent barrier (height: 25 cm) that was of variable widths (wide: 30 cm, medium: 20 cm, or narrow: 10 cm). The transparent barrier allowed participants to clearly see the cylinder but was intended to increase the anticipated reaching effort, depending on the barrier's width. It is important to note that before each distance estimation, participants had to imagine a reach-to-grasp movement to the cylinder. This was done because some studies had shown that the ability to perform an action influences perceived distances when people intend to carry out this action (Witt et al., 2005) and that imagined actions influence perceived distances in the same way (Witt & Proffitt, 2008). In order to reduce between-subject variability in the imagined movement, participants actually performed this movement five times before the visual-matching task. More precisely, on another table, they reached around a transparent barrier (height: 25 cm, width: 15 cm) so as to grasp a cylinder presented 23 cm from a constant initial position. This movement was executed without leaning forward and with the shoulders against the back of the chair. Moreover, to avoid merely priming effort, the barrier width and the distance used during this task allowed participants to easily reach and grasp the cylinder with minimal reaching effort.

After this motor task, participants performed the visual matching task described previously. They first performed four training trials randomly selected from among the 12 of distance-width pairs. Then they completed two estimations for each of these pairs, one with the comparison point in their right and one with the comparison point in their left hemifield. These 24 test trials were presented randomly. At the end of each trial, participants masked their eyes with their hands to allow the experimenter to adjust the apparatus for the next trial. To prevent the use of proprioceptive and kinesthetic cues of perceived distances provided by actual movements, the participants never reached over the table during the 28 distance estimations. Cues projected onto the table allowed the experimenter to install the cylinder with the appropriate barrier width at the appropriate distance.

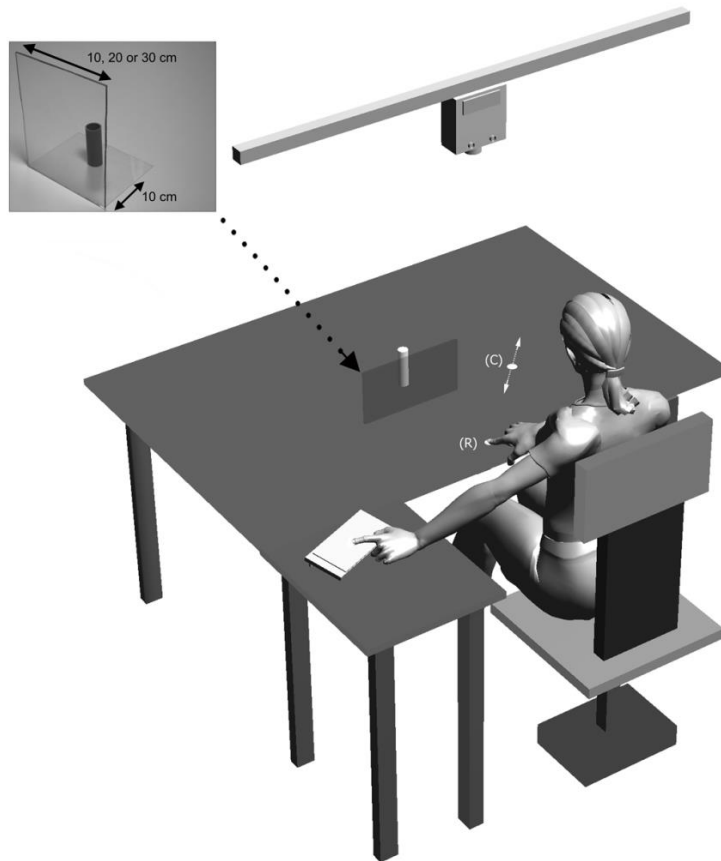


Figure 20. Schematic representation of the visual-matching task. Participants had to put their right forefinger on the reference point (R) throughout the visual-matching task. Then, they had to judge the Euclidean distance between that finger and the cylinder by a visual-matching task. Using the arrows from a keyboard with their left hand, they adjusted the distance between the reference point and a comparison point (C) projected onto the table until that comparison matched the Euclidean distance between their finger and the cylinder. The cylinder was presented 10 cm behind a transparent barrier (height 25 cm) of variable widths (wide 30 cm, medium 20 cm, or narrow 10 cm).

After this visual-matching task, the experimenter interviewed the participants to determine whether they suspected the goal of the experiment using a post-experimental questionnaire²³. Finally, participants also rated their anticipated reaching effort for each barrier width on a 4-point scale (1, *no effort*, to 4, *strong effort*). For this effort manipulation check, the cylinder was randomly presented with each of the three barrier widths at 24 cm from the reference point. In addition, since the perceived and actual size of the body influence space perception (Linkenauger, Witt, et al., 2011; Stefanucci & Geuss, 2009; van der Hoort et

²³ The experimenter asked two questions to the participants: (1) In your opinion, what hypothesis is tested in this study? (2) Do you think that some aspects of the experiment could have influenced your responses? If so, what were these aspects?

al., 2011a), the experimenter also recorded the perceived and actual lengths of the right and left arms of each participant. The arm length estimations were recorded following a visual-matching task used by Linkenauger, Witt, Bakdash, Stefanucci, and Proffitt (2009) in a counterbalanced order. For each of their arms, the participants had to estimate the distance between the protrusion of their shoulder and the tip of their forefinger. Then, the experimenter measured this distance to obtain the actual length of each arm. The effort manipulation check and the measure of the actual and perceived arm's lengths were done after the post-experimental questionnaire. This aimed to ensure that the post-experimental questionnaire reflects as much as possible the suspicion resulting from the visual-matching task and not any potentially produced by the additional measures.

Results

According to the two questions asked to the participants about our hypothesis, no participant indicated a suspicion that we were testing the effect of reaching constraints on visual perception of distances. We conducted a two-way analysis of variance (ANOVA) with Actual Distance (43, 40, 37, and 34 cm) and Barrier Width (wide 30 cm, medium 20 cm, and narrow 10 cm) as within-subject factors, and Perceived Euclidean Distance as a dependent variable. To avoid the frequent problem of the sphericity assumption, we separated this ANOVA into a group of orthogonal contrasts with one degree of freedom (Judd, McClelland, & Ryan, 2009)²⁴. This principle was also used for the subsequent analyses. The main effect of the Actual Distance was significant, as indicated by the significant linear contrast, $F(1, 19) = 847.79$, $p < .001$, $\eta^2 = .98$, and the non-significant quadratic and cubic contrasts tested together, $F(1,38) = 2.92$, $p = .096$, $\eta^2 = .07$. More interestingly, we also found a significant effect of the Barrier Width as indicated by the significant linear contrast, $F(1, 19) = 4.43$, $p = .049$, $\eta^2 = .19$, and the non-significant quadratic contrast, $F(1, 19) = 3.81$, $p = .066$, $\eta^2 = .17$. Supplemental analyses using Bonferroni correction revealed that the distance overestimation was significant between the wide ($M = 41.62$ cm, $SD = 2.86$) and narrow ($M = 40.42$ cm, $SD =$

²⁴ An omnibus ANOVA was also performed and yielded similar results for the effect of Actual Distance, $F(3, 57) = 348.26$, $p < .001$, $\eta^2 = .95$, and Barrier Width, $F(2, 38) = 3.34$, $p = .02$, $\eta^2 = .19$. However the interaction between Actual Distance and Barrier Width was not significant with this omnibus ANOVA, $F(6, 114) = 1.16$, $p = .33$, $\eta^2 = .06$, whereas it was marginal when tested with contrast analysis, which is known to be a more powerful and conservative test than the omnibus ANOVA (Judd et al., 2009).

2.69) barriers, $p = .026$, and was marginal between the wide and medium ones ($M = 40.63$ cm, $SD = 2.51$), $p = .088$. However, distance estimations for the medium and narrow barriers were not significantly different, $p > .9$. The interaction between the Barrier Width and the Actual Distance was marginal as indicated by the marginal linear contrast, $F(1, 19) = 4.23$, $p = .054$, $\eta^2 = .18$, and the non-significant residual contrast, $F(1, 95) = 1.39$, $p = .24$, $\eta^2 = .01$. This was partly due to the fact that the effect of the Barrier Width was not significant for the shortest distance, $F(1, 19) = .32$, $p = .58$, $\eta^2 = .02$, whereas it was significant for the three longest distances, $ps < .05$ (Figure 21).

Concerning the effort manipulation check, we conducted a one-way ANOVA with Barrier Width as within-subject factor and the rating of Anticipated Reaching Effort as dependent variable. We observed that the Anticipated reaching Effort increased significantly with the Barrier Width, $F(1, 19) = 69.28$, $p < .001$, $\eta^2 = .78$. However, this increase was significantly greater between the medium and wide barrier ($M = 1.2$, $SD = .77$) than between the narrow and medium ones ($M = .7$, $SD = .66$), $F(1, 19) = 5$, $p = .038$, $\eta^2 = .21$. Additionally, we found a significant difference between the perceived lengths of the right ($M = 57.27$ cm, $SD = 8.33$) and left ($M = 54.76$ cm, $SD = 7.17$) arms, $F(1,19) = 7.04$, $p = .02$, $\eta^2 = .27$. In contrast, the difference was not significant between the actual length of the right ($M = 68.12$ cm, $SD = 3.39$) and left ($M = 68.19$ cm, $SD = 3.53$) arms, $F(1,19) = .06$, $p = .8$, $\eta^2 = .003$. Interestingly, this asymmetry in perceived arm length is consistent with those found by Linkenauger, Witt, Bakdash, et al. (2009). However entering perceived or actual right arm length as a covariate in the analysis did not significantly modify the results reported above concerning the influence of barrier width on perceived distances.

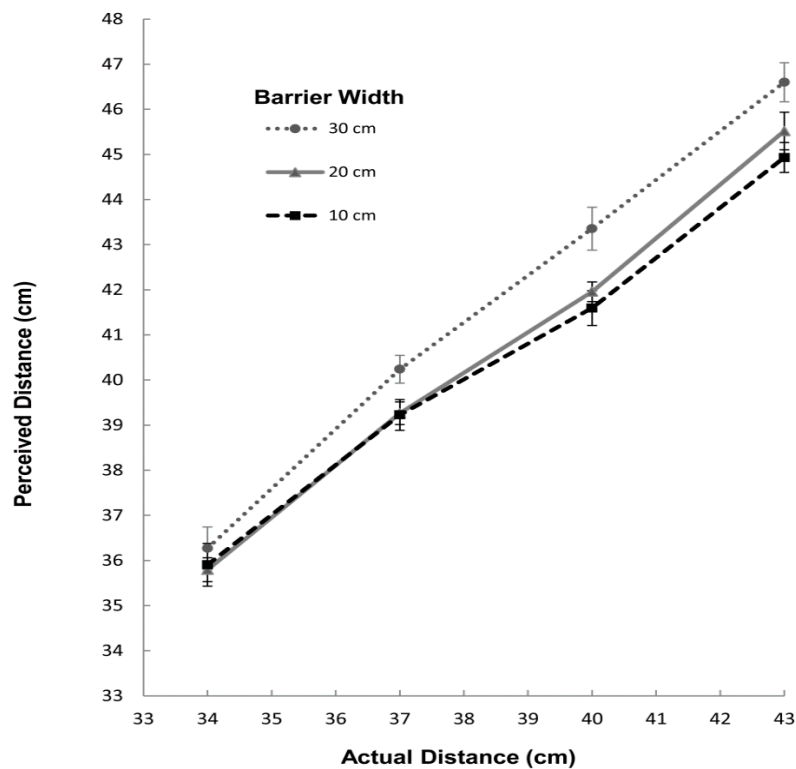


Figure 21. Perceived distance as a function of actual distance and barrier width. Error bars denote standard errors of the means, corrected for between-subject variability (Cousineau, 2005).

Discussion

In the present study, participants perceived longer Euclidean distances to a cylinder in the presence of a wide barrier than in the presence of medium and narrow ones. As suggested by the effort manipulation check analysis, this might reflect that the difference of anticipated reaching effort between the wide barrier and the two others was greater than that between the medium and narrow barriers. However, further studies will have to confirm this interpretation by using a more subtle measure of the anticipated effort (e.g., Rosenbaum & Gaydos, 2008). In contrast, one could argue that our results might be explained in terms of demand characteristics. Against such an explanation, it could be argued that the post-experimental questionnaire would have allowed us to detect participants who suspected our hypothesis. Moreover, a difference in the perceived distance between the medium and narrow barriers would have been observed, and we should not have observed a marginal interaction between barrier width and actual distance. In spite of these arguments, we agree

that the potential implications of demand characteristics in such experiments remains an important concern (Durgin et al., 2009). Notably, the use of implicit manipulations of effort, the use of indirect measures of perceived distances, and the use of a different type of post-experimental questionnaire might be relevant to deal with this concern in future studies. The absence of a difference in perceived distances between the medium and narrow barrier also rules out an interpretation in terms of distance segmentation produced by the barrier, as shown in previous studies on environmental effects on distance perception (Nasar, 1983; Witt, Stefanucci, Riener, & Proffitt, 2007).

Consistent with the economy-of-action account, the marginal interaction between the actual distance and the barrier width could reflect that the effort required to reach around the wide barrier increases with the actual distance. Such an interaction effect was also observed by Lessard, Linkenauger, and Proffitt (2009), who showed that increasing physical constraints of an intended action influences distance perception merely when the constraints substantially affect the action capabilities. Further studies will be needed to directly test this hypothesis. In addition, our results corroborate previous studies on motor control that have indicated that the biomechanical costs associated with going around or above obstacles play an important role in motor planning for reaching (R. G. Cohen, Biddle, & Rosenbaum, 2010) as well as for walking (Patla & Rietdyk, 1993). More generally, as was stated by Sparrow and Newell (Sparrow & Newell, 1998), planning and performing of adaptive action seem to be functions of the organism's propensity to minimize energy expenditure regarding the task, environment, and organism constraints on an action. Consistent with this statement, perceptual effects such as the one found in the present study could play an important role in an economic action planning (Proffitt, 2006).

Detractors of the economy-of-action account have argued that such variability of space perception is unlikely to occur independently of response bias, since an illusory perception of the environment would be dysfunctional for an adaptive control of action (Durgin, Ruff, & Russell, 2012). However, recent studies have suggested that such top-down effects of action on perception have an adaptive function by influencing action in return. For instance, Elliott, Vale, Whitaker, and Buckley (2009; see also Witt et al., 2012) showed that increasing the perceived height of a stair by a visual illusion leads people to adopt a safer stepping strategy to avoid tripping. Therefore, perceptual effects resulting from the tendency to minimize action

costs might be highly adaptive for action planning through promoting larger safety margins. Conversely, perceptual effects resulting from the overestimation of one's own capabilities might have many detrimental effects through increasing risky behaviors. Luyat, Domino, and Noël (2008) provided a compelling example of such tendencies by observing that older adults tend to overestimate their ability to stay in an inclined surface without falling, suggesting that this perceptual tendency could lead to an increase of falling risks.

Perceived Euclidean distances are influenced by modifications of reach-relevant properties of the body and the objects people intend to reach, such as arm's reach (Lourenco & Longo, 2009; Witt et al., 2005) or handle orientation (Linkenauger, Witt, Stefanucci, et al., 2009), respectively. Here, we observed that obstacle width plays a role in this perception as a reach-relevant property of the surrounding environment. These results provide strong support for the claim that action costs influence visual perception (Proffitt, 2006), which appears to be a more penetrable process than is usually assumed. Of course, further studies will need to determine exactly what cognitive processes underlie the effect observed in the present study. It has been shown that both motor simulation (Witt & Proffitt, 2008) and visual attention (Cañal-Bruland et al., 2011) are implicated in the effects of actions on space perception. How these processes interact with visual perception to produce the effects remains an open issue. Another interesting research perspective consists in extending the rationale of the economy-of-action account to social cognition. Recent evidences has suggested that this perspective is promising, since it has been reported that psychosocial resources and costs influence visual perception (Balcetis & Lassiter, 2010; Harber, Yeung, & Iacovelli, 2011; Morgado, Muller, Gentaz, & Palluel-Germain, 2011; Schnall, Harber, Stefanucci, & Proffitt, 2008; Schnall, 2011; Stefanucci, Gagnon, & Lessard, 2011).

ARTICLE 2

L'INFLUENCE DES OUTILS SUR LA PERCEPTION VISUELLE DES DISTANCES

Référence

Osiurak, F., Morgado, N., & Palluel-Germain, R. (2012). Tool use and perceived distance: When unreachable becomes spontaneously reachable. *Experimental Brain Research*, 218(2), 331-339. doi: 10.1007/s00221-012-3036-5

Abstract

An interesting issue about human tool use is whether people spontaneously and implicitly intend to use an available tool to perform an action that would be impossible without it. Recent research indicates that targets presented just beyond arm's reach are perceived closer when people intend to reach them with a tool rather than without it. An intriguing issue is whether this effect also occurs when people are not explicitly instructed to use a tool to reach targets. To address this issue, we asked participants to estimate distances that were beyond arm's reach in three conditions. Participants who held passively a long baton underestimated the distances as compared to participants with no baton (Experiment 1). To examine whether this effect resulted from holding the baton, we asked participants to estimate distances while holding passively a shorter baton (Experiment 2). We found that holding this short baton did not influence distance perception. Our findings demonstrate that when people aim at performing a task beyond their action capabilities, they spontaneously and implicitly intend to use a tool if it substantially extends their action capabilities. These findings provide interesting insights into the understanding of the link between the emergence of tool use, intention, and perception.

Si vous préférez lire cet article dans son format de publication, rendez-vous directement à la fin de cette thèse ou cliquez [ici](#).

Introduction

Humans are not unique in using tools (Beck, 1980; Seed & Byrne, 2010). But, human tool use differs from that known to occur in nonhumans in being very frequent, spontaneous, and diversified (K. R. Gibson, 1993; Johnson-Frey, 2004). It seems somewhat premature to specify the conditions of emergence of use in humans and, more interestingly, whether some of these conditions are specific to humans. Nevertheless, a first step can be to elucidate whether humans integrate spontaneously the opportunity to use a tool. As discussed below, a certain number of studies have demonstrated that tool use can affect perceived distance. In these studies, participants were clearly instructed to use a tool. Therefore, the issue remains open as to whether humans can spontaneously integrate the opportunity to use a tool in implicit situations, that is, in situations in which they are not explicitly instructed to use a tool. The goal of the present paper is to address this issue.

Imagine you are playing with a ball and, accidentally, the ball slips out of your hands and rolls under your couch so that it is beyond arm's reach. In this situation, you may spontaneously look around for something useful for getting the ball back (e.g., your baseball bat). This example illustrates the spontaneous intention of use formalized by the dialectical theory of human tool use (Osiurak et al., 2010). This theory has been originally developed in neuropsychology to explain why left brain-damaged patients with impaired familiar tool use encounter severe difficulties to use novel tools or familiar tools in a non-conventional way (Goldenberg & Hagmann, 1998; Goldenberg, Hermsdörfer, Glindemann, Rorden, & Karnath, 2007; Goldenberg & Spatt, 2009; Hartmann, Goldenberg, Daumüller, & Hermsdörfer, 2005; Osiurak et al., 2007, 2009; see Osiurak, Jarry, & Le Gall, 2011 for a review). These findings reveal that any situations involving tool use could be supported by a single mechanism, that is, the ability to reason about the physical properties of tools and objects, what we called "technical reasoning" (Goldenberg & Hagmann, 1998; Osiurak et al., 2009, 2010, 2011; Osiurak, Aubin, Allain, Jarry, Etcharry-Bouyx, et al., 2008; Osiurak, Aubin, Allain, Jarry, Richard, et al., 2008; Penn, Holyoak, & Povinelli, 2008). According to this perspective, people first do technical reasoning to seek tool solutions (e.g., a long object) useful for solving a problem (reaching a ball out of reach). After doing this reasoning, they probe the environment to reify the product of the reasoning into an appropriate object (a baseball bat). Finally, it is the mental

representation of the action to be carried out with the tool that would guide the movement. Importantly, this theory conceived tool use as an emerging property of the cognitive system. More specifically, people would integrate spontaneously the opportunity to use a tool when confronted with problem situations, that is, situations that are difficult to solve without it. This theory has, however, received very little attention. An efficient way to test this idea comes from a recent approach to visual perception, namely, the action-specific account of perception, suggesting that visual information about spatial layout is scaled to the action capabilities and intentions of the perceiver (Proffitt & Linkenauger, 2013; Proffitt, 2006; Witt, 2011a). Consequently, if people intend spontaneously to use a tool when confronted with problem situations, then they should perceive spatial layout differently.

The action-specific account of perception assumes that the function of perception is not to construct an objective representation of the physical world, but rather to allow people to anticipate the actions they have to perform on the environment in order to satisfy a current goal (J. J. Gibson, 1979; Proffitt & Linkenauger, 2013; Proffitt, 2006; Shaw, Turvey, & Mace, 1982; Shaw, 2003; Witt, 2011a). Over the past decade, a substantial body of evidence has provided support for this view (for a review see Proffitt, 2006). For instance, people who are encumbered (e.g. wearing a heavy backpack), physically fatigued or in declining health, overestimate distances and hill's slant (Bhalla & Proffitt, 1999; Proffitt et al., 2003). People who throw a heavy ball at targets placed on the ground judge the targets to be farther away than those who throw a light ball (Witt et al., 2004). Objects that require difficult grasps also appear farther away than objects that are more easily grasped (Linkenauger, Witt, Stefanucci, et al., 2009). More relevant to our concerns is research indicating that the intention to use a tool affects visual perception of distances. For instance, Witt, Proffitt, and Epstein (2005, Experiments 1 and 2) asked participants to estimate the distance and reach with their hands to targets that were beyond arm's reach (No-Tool condition). However, during half the trials, participants had to hold and reach with a baton so that targets were within reach when the baton was held (Tool condition). Results indicated that participants perceived the targets to be closer in the Tool condition than in the No-Tool condition (Davoli et al., 2012; Witt & Proffitt, 2008; Witt, 2011b). Very interestingly, people who hold a tool but do not intend to reach with it do not perceive the targets to be closer (Witt et al., 2005, Experiment 3). In other words, the mere presence of a tool would not be enough to affect perceived distance.

In sum, it appears that holding a tool leads people to underestimate the distance to a target, but only when they intend to reach the target with it. Nevertheless, these studies do not demonstrate that the intention of use emerges spontaneously since participants were explicitly instructed to use a tool to reach targets. To examine this possibility, we adapted the paradigm devised by Witt et al. (2005) with an important methodological modification. As described above, Witt and colleagues manipulated explicitly the intention to use a tool. In their Experiments 1 and 2, participants had to use the baton to reach targets. So, the intention to reach and the opportunity to use the baton were explicit. In their Experiment 3, participants did not have to use the baton, nor to reach. The intention to reach and the opportunity to use the baton were therefore absent. In the present study, we did not inform participants to use a tool to reach targets. We simply asked them to hold a baton in their hand by telling them that it was done to standardize hand and arm position across participants. In broad terms, the intention to reach was explicit, but the opportunity to use the tool was not. We expected that this modification allowed us to test whether an implicit intention to use the tool could emerge. We asked participants to estimate distances to targets that were beyond arm's reach in three conditions. In the No-Tool condition, no tool was present whereas in the Long-Tool condition participants had to make estimations with the left hand while passively holding a long baton with the right hand at a certain position on the table (Experiment 1). To examine the potential effect of merely holding the baton, we also asked participants to estimate distances holding passively a shorter baton with which they could not reach the targets (Experiment 2). If people integrate implicitly the opportunity to use a tool as suggested by the dialectical theory of human tool use, then participants in the Long-Tool condition should perceive the targets as closer than participants in the No-Tool condition and the Short-Tool condition.

Experiment 1

Method

Participants. Twenty-four healthy participants took part in the study (18 women, $M_{age} = 23.7$, $SD_{age} = 5.9$). All participants were right-handed and had normal or corrected-to-normal visual acuity. Informed consent to procedures approved by the Laboratory of Psychology and NeuroCognition (Grenoble, France) was obtained from the participants, but they were not

aware of the ultimate goal of the experiment. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and stimuli. A schematic representation of the apparatus is presented in Figure 22. All the stimuli were projected onto a large white rectangular table (height from the floor: 77 cm, width: 125 cm, length: 144 cm) by a projector pointing downward from the ceiling. Four points (diameter: 2 cm) were projected onto the table. The Reference point (R) was at 35 cm from the left edge of the table on the mid-sagittal axis of the participants approximately at 20 cm from participants' navel. The Target point (T) was also projected on the mid-sagittal axis of the participants, at the six following distances to the reference point: 77 cm, 82 cm, 87 cm, 92 cm, 97 cm, or 102 cm. An Anchor point (A) was projected at 5 cm to the right of the reference point. The reference point and the anchor point were not merged to ensure that participants in the Long-Tool group could have a clear sight of the reference point when making their estimation. The Comparison point (C) was projected upon the table in the right field of the participants at 30° from the mid-sagittal axis. A keyboard was at the left side of the participants to allow them to give their distance estimation. During the experiment some participants (Long-Tool group) held a wooden baton (diameter: 3 cm, length: 39 cm). A tape measure was used to record participants' arm length.

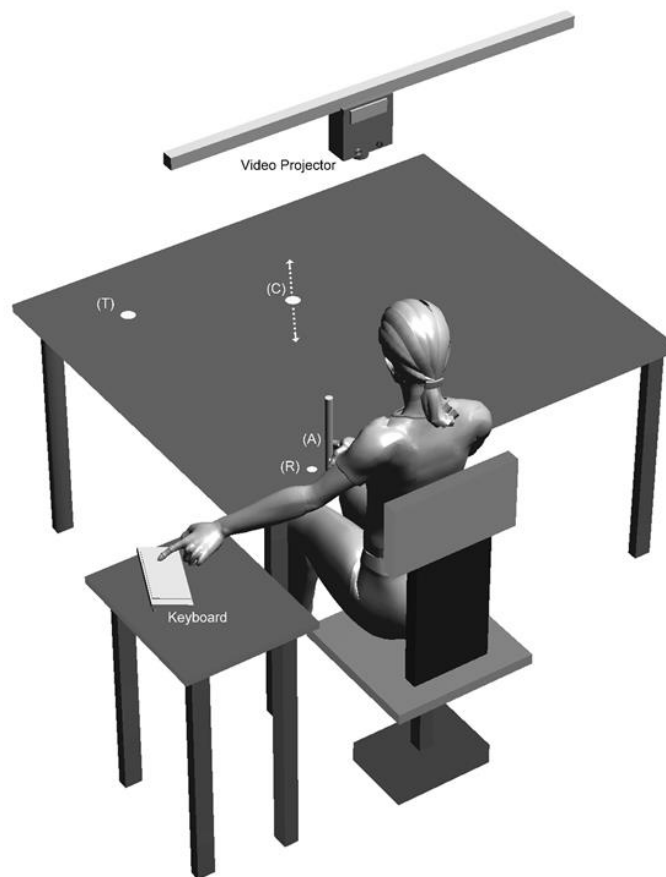


Figure 22. Schematic representation of the experimental apparatus. Four points were projected down onto the table. Participants were instructed to put their right forefinger (No-Tool group) or the baton (Long-Tool group/Experiment 1 and Short-Tool group/Experiment 2) on the Anchor point (A). Then, they were asked to judge the distance between the Reference point (R) and the Target (T). They used a keyboard to move the Comparison point (C) until they judged the distance between R-C to be the same as the distance R-T. The distance R-T was 77 cm, 82 cm, 87 cm, 92 cm, 97 cm or 102 cm.

Procedure. After giving their informed consent, participants sat in front of the reference point. Participants were randomly assigned to one of the two groups: No-Tool group and Long-Tool group²⁵. In the No-Tool group, participants were instructed to put their right forefinger on the anchor point. Participants in the Long-Tool group held the baton at its basis in their right hand using a precision grip and were asked to maintain it in the anchor point. As a cover story, the experimenter justified the presence of the baton by telling to participants

²⁵ As suggested by Witt and Proffitt (2008), we chose “to use a between-subjects design so that participants were unaware of the other conditions and thus were less likely to guess our hypothesis and adjust their distance judgments to be based on anything other than their perception of the distance to the target” (p. 1483).

that it served to standardize hand and arm position across participants. Participants were told to keep their shoulders against the back of the chair along the duration of the experiment.

The task was to estimate the distance between the Reference point (R) and the Target (T) by moving the Comparison point (C) until they judged the distance R-C to be the same as the distance R-T. On each trial, the target appeared at one of the six distances randomly presented. The comparison point appeared 3 s later. At the beginning of each trial the distance R-C was randomly equal to either + or - 25% to the distance R-T. For the visual matching task participants had to move the comparison point by tapping the up- and down-arrow keys on the keyboard with their left hand. After having confirmed their answer by pressing the “Enter” key, the comparison point disappeared and participants put the baton down on the right side of the table (Long-Tool group) or stayed in position (No-Tool group). Then, participants tried to reach the target point by pointing toward it with their right hand during 2 s without touching the table. Target point was never reachable regardless of its distance. Four seconds later, the next trial began. After four training trials, participants completed four estimations for each of the six distances for a total of 24 randomly ordered trials.

Before the end of the experiment, the experimenter recorded the perceived and actual right arm length of the participants. The arm length estimation was recorded following the procedure used by Linkenauger, Witt, Bakdash, Stefanucci, and Proffitt (2009). Participants stood up and extended their right arm to be perpendicular to their body. They placed the fingers of their left hand on the protrusion of their right shoulder, defined by the intersection of the clavicle and the humerus. The experimenter was in front of the participants and unrolled a tape measure with numbers hidden for the participants. At the beginning of the estimation, the tape was 130 cm. Then, the experimenter adjusted the length of the tape until the participants considered that it was equal to the length of their right arm, defined as the distance between the protrusion of their right shoulder and the tip of their right forefinger. Participants could view their arm while making the estimate. Finally, participants were checked for suspicion, debriefed and thanked.

Results

Data from three participants were excluded of the subsequent analysis because of technical problems during the experiment ($N_{\text{No-Tool}} = 10$; $N_{\text{Long-Tool}} = 11$). Studentized deleted residuals were inspected and no outliers were found following the recommendation of Judd et al. (2009, p. 304). Data were entered in a two-way ANOVA²⁶ with Tool (No-Tool vs. Long-Tool) as between-group factor, Actual Distance (77 cm vs. 82 cm vs. 87 cm vs. 92 cm vs. 97 cm vs. 102 cm) as within-subject factor, and the perceived distance as dependent variable.

Results are presented in Figure 23. The analysis revealed a significant main effect of Actual Distance as the perceived distance increased with the actual distance ($F(1, 19) = 4785.17, p < .001, \eta^2 = .99$). The main effect of Tool was also significant ($F(1, 19) = 5.28, p = .03, \eta^2 = .22$). Participants in the Long-Tool group ($M = 85.9$ cm, $SD = 39.5$) perceived targets as 3.6 cm closer than participants in the No-Tool group ($M = 89.5$ cm, $SD = 30.5$). The significant interaction effect between Tool and Actual Distance ($F(1, 19) = 11.02, p = .004, \eta^2 = .37$) revealed that the difference between the two groups was only significant for targets presented at 82 cm ($F(1, 19) = 5.29, p = .03, \eta^2 = .22$), 92 cm ($F(1, 19) = 5.29, p = .03, \eta^2 = .22$), 97 cm ($F(1, 19) = 5.34, p = .03, \eta^2 = .22$), and 102 cm ($F(1, 19) = 7.25, p = .01, \eta^2 = .28$), but not for targets presented at 77 cm ($F(1, 19) = 2.23, p = .15, \eta^2 = .11$) and 87 cm ($F(1, 19) = 2.74, p = .11, \eta^2 = .13$).

Analyses of perceived and actual arm length revealed no significant effect between the two groups for both measures (Perceived arm length: $M_{\text{No-Tool}} = 75.3$ cm, $SD_{\text{No-Tool}} = 11.9$; $M_{\text{Long-Tool}} = 76.3$ cm, $SD_{\text{Long-Tool}} = 5.7$; $t(19) = .24, p = .81$; Actual arm length: $M_{\text{No-Tool}} = 75.1$ cm, $SD_{\text{No-Tool}} = 8.2$; $M_{\text{Long-Tool}} = 71.7$ cm, $SD_{\text{Long-Tool}} = 4.1$; $t(19) = 1.17, p = .26$). We also computed a perceived arm length bias index as the ratio of perceived arm length to actual arm length ($M_{\text{No-Tool}} = 1.0, SD_{\text{No-Tool}} = 0.14$; $M_{\text{Long-Tool}} = 1.06, SD_{\text{Long-Tool}} = 0.05$). Again, no difference was obtained between the two groups ($t(19) = 1.22, p = .24$).

²⁶ To avoid the frequent problem of sphericity assumption, we performed our comparisons for Experiments 1 and 2 with one degree of freedom (Judd et al., 2009).

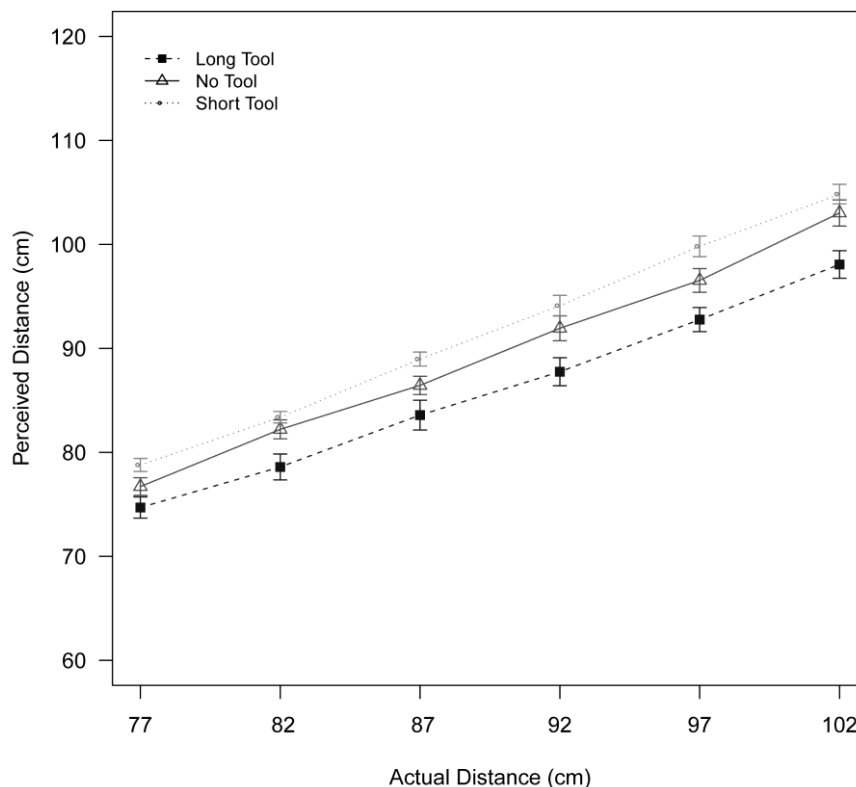


Figure 23. Perceived distance as a function of the actual distance in the No-Tool, Short-Tool and Long-Tool conditions of Experiments 1 and 2. Error bars indicate standard errors of the means.

Discussion

The results of Experiment 1 indicated that participants in the Long-Tool condition estimated the targets as closer than participants in the No-Tool condition. This effect emerged even though the participants who held the baton were not explicitly instructed to reach the targets with the baton. More specifically, targets were seen on average 3.6 cm closer in the Long-Tool condition. These results are consistent with those reported by Witt et al. (2005, Experiment 2) in an explicit condition (difference of 7 cm), even though the difference here is smaller. One possibility to explain this difference is that participants in our study held a baton passively and did not have to reach the targets with it. So, unlike the explicit condition of Witt et al. (2005, Experiment 1 and 2), the intention of use was clearly implicit here, perhaps minimizing the magnitude of the tool effect. Another possibility is that we did not employ the same visual matching task as Witt et al.'s (2005). In the present study, participants had to compare two egocentric distances (the distance between the participant and the target: R-T;

the distance between the participant and the comparison point: R-C). By contrast, Witt et al. (2005, Experiment 2 and 3) asked participants to compare an egocentric distance (the distance between the participant and the target) with an allocentric distance (the distance between two points which were positioned perpendicular to the line between the participant and the target). We thought that the procedure used by Witt et al. (2005) could induce a certain degree of distortion of space. Perhaps, the smaller tool effect observed here shows that our procedure was less sensitive to this distortion.

The difference of 3.6 cm between the conditions was much less than the 39 cm extension provided by the tool. As suggested by Witt et al. (2005) “reachability is only one type of information contributing to perceived distance. Optical and oculomotor information also provide robust specification of apparent distance” (p. 884). In line with this, we interpret the results of Experiment 1 as evidence that the implicit opportunity to use a baton led participants to perceive targets as reachable and, as a result, to see them closer.

Importantly, it is unlikely that this tool effect resulted from an experience-dependent expansion of the body schema, causing an expansion of the limb representation to encompass space occupied by the tool (e.g., Cardinali, Brozzoli, et al., 2009; Farnè et al., 2007). There is a significant literature in neurosciences indicating that active tool use extends the boundary of peripersonal space, i.e., the visual space immediately surrounding the body or parts of the body (Farnè & Làdavas, 2000; Holmes et al., 2007; Iriki et al., 1996; Maravita et al., 2001). These studies have revealed that active use, but not passive holding of a tool increases the salience of visual stimuli presented at the end of the tool. In Experiment 1, participants had to hold a tool passively, and yet we found a tool effect which was smaller than the 39 cm extension provided by the baton. Taken together, these findings suggest that the tool effect of Experiment 1 cannot be explained by a “passive” incorporation of the tool into a dynamic representation of the participants’ body in space.

It is noteworthy that the tool effect observed in Experiment 1 could be explained by two confounded variables. The first concerns the mere holding of the baton. The second is the relevance of the baton. By relevance we mean that the baton was appropriate for the intended action, i.e. relatively long enough to reach the targets. So, to distinguish between these two alternatives, we asked participants to estimate distances holding passively a shorter baton (Experiment 2).

Experiment 2

Method

Participants. Ten new healthy participants took part in the study (nine women, $M_{age} = 22.1$, $SD_{age} = 3.1$). All participants were right-handed, had normal or corrected-to-normal visual acuity. Informed consent to procedures approved by the Laboratory of Psychology and NeuroCognition (Grenoble, France) was obtained from the participants, but they were not aware of the ultimate goal of the experiment. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and Procedure. The methodological details of this experiment were the same as in the Long-Tool condition of Experiment 1. The only difference between the two experiments was that in Experiment 2, participants held a baton which was shorter than the long one used in Experiment 1 (diameter: 3 cm, length: 15 cm).

Results

Studentized deleted residuals were inspected and no outliers were found (Judd et al., 2009, p. 304). Because of a virtual identical experimental setting in Experiments 1 and 2, data from both experiments were combined in a two-way ANOVA with Tool (No-Tool vs. Short-Tool vs. Long-Tool) as between-group factor, Actual Distance (77 cm vs. 82 cm vs. 87 cm vs. 92 cm vs. 97 cm vs. 102 cm) as within-subject factor, and the perceived distance as dependent variable²⁷.

Results are shown in Figure 23. The analysis revealed a significant main effect of Actual Distance as the perceived distance increased with the actual distance ($F(1, 28) = 5928.97$, $p < .001$, $\eta^2 = .99$). The main effect of Tool was also significant ($F(1, 28) = 17.18$, $p < .001$, $\eta^2 = .38$). More precisely, participants who held the long tool underestimated the distance to target ($M = 85.9$ cm, $SD = 39.5$) compared with participants from the Short-Tool group ($M = 91.7$ cm, $SD = 21.5$; $F(1, 28) = 15.29$, $p < .001$, $\eta^2 = .35$) and from the No-Tool group ($M = 89.5$ cm, $SD =$

²⁷ We designed Experiment 2 only after obtaining the results of Experiment 1. So, it is noteworthy that combining the data from Experiments 1 and 2 violates the statistical assumption of random assignment. Nevertheless, we think that there was no reason to believe that the samples differed.

30.5; $F(1, 28) = 6.63, p < .01, \eta^2 = .19$). However, participants from the Short-Tool and the No-Tool groups did not differ significantly in terms of distance estimation ($F(1, 28) = 2.35, p = .14, \eta^2 = .08$). The interaction effect between Tool and Actual Distance was significant ($F(1, 28) = 14.44, p < .001, \eta^2 = .34$). The effect of Tool was significant for all of the actual distances ($p < .01$). These results show that holding a baton influenced perceived distance to the target only when it implicitly extended the reach of the participants so that the target becomes reachable.

Mean perceived and actual arm length as well as the perceived arm length bias index for participants of the Short-Tool group were 77.5 cm ($SD = 9.3$), 73 cm ($SD = 4.7$) and 1.06 ($SD = 0.11$), respectively. We conducted an ANOVA with Tool (No-Tool vs. Short-Tool vs. Long-Tool) as between-group factor for the three measures. This analysis revealed no significant difference ($p > .05$).

Since it has been shown that the perception of one's body size influences the perception of spatial layouts (Linkenauger, Witt, et al., 2011; van der Hoort et al., 2011a), and since participants were not randomly assigned in the three conditions, we ran twice the same analysis as before with perceived arm length as covariate in one analysis and actual arm length in the other. The main effect of Tool remained significant when controlling for perceived ($F(1, 27) = 16.84, p < .001, \eta^2 = .38$) and actual ($F(1, 27) = 17.02, p < .001, \eta^2 = .39$) arm length. Moreover, the interaction effect between Tool and Actual distance remained also significant when controlling for perceived ($F(1, 27) = 13.61, p = .001, \eta^2 = .34$) and actual ($F(1, 27) = 14.17, p < .001, \eta^2 = .34$) arm length. These results tend to indicate that our Tool effect on perceived distance cannot be accounted by variation in perceived and actual arm length between participants from the three groups.

We ran a complementary analysis to provide supplemental insights about the link between the perception of arm length and the bias on perceived distance induced by the Long-Tool condition. We computed a perceived distance bias index as the ratio of perceived distance to actual distance. Only two significant correlations was obtained, one between perceived arm length and the perceived distance bias index for participants in the No-Tool group ($r = -.72, p = .02$) and another between the perceived arm length bias index and the perceived distance bias index for participants in the No-Tool group too ($r = -.86, p < .01$). In broad terms, the longer participants in the No-Tool group perceived their right arm, the shorter they perceived the distance to the target.

Discussion

The results of Experiments 1 and 2 showed that participants in the Long-Tool condition perceived the targets as closer than participants in the No-Tool condition and the Short-Tool condition. These findings indicate that the tool effect of Experiment 1 could not be explained by the mere holding of the baton. In other words, participants in the Long-Tool condition perceived targets as closer because the baton was appropriate to reach targets and not because they merely held a baton.

It has been suggested that such effects of non-visual factors on perception could be interpreted in terms of response biases resulting from experimental demands (see Durgin et al., 2009). For instance, holding the baton could have made the purposes of the study transparent to the participants. If so, then we should have observed a tool effect even in the Short-Tool condition, but we did not. It is also noteworthy that special methodological precautions were taken such as a between-group design and a cover story justifying the presence of the baton. Finally, during the post-experiment debriefings, no participant reported to be aware of the purpose of the study (Experiments 1 and 2).

We did not find any significant correlation between actual arm length and the perceived distance bias index, suggesting that distance perception would be scaled according to the perceived rather than actual size of the body (see van der Hoort et al., 2011a). In fact, the only significant correlations were between the perceived distance bias index, and the perceived arm length and the perceived arm length bias index for participants in the No-Tool condition. One possible interpretation is that space perception is scaled by the constraints on intended action (Proffitt 2006). Perceived arm length might be a critical variable when the intention is to reach targets with the hand, but might be of secondary importance when the intention is to reach with a tool. This is consistent with some findings indicating, for example, that aperture perception of people who intend to pass through is scaled in terms of the shoulder width (Warren & Whang, 1987). But, when people intend to pass through an aperture while carrying a wide object, the critical variable is no longer the shoulder width but the object width (Wagman & Taylor, 2005). Likewise, in the Long-Tool condition and the Short-Tool condition the important variable could be the perceived “arm-plus-baton” length rather than the perceived arm length so that the perceived arm length correlated only with estimations made

in the No-Tool condition. However, this interpretation remains speculative because our experiments were not designed to address this issue.

General discussion

Overall, our results indicated that participants in the Long-Tool condition perceived the targets as closer than participants in the Short-Tool condition and the No-Tool condition. This tool effect emerged in an implicit condition, that is, in a condition in which there was no explicit instruction to use a tool. The present study demonstrates that people integrate spontaneously the opportunity to use a tool in implicit situations. In addition, we found that merely holding the baton did not influence distance perception, suggesting that a tool is integrated into space perception only when it is relevant for possible actions. In sum, our contribution is twofold. First, we provide indirect evidence for the dialectical theory of human tool use by demonstrating that people intend implicitly and spontaneously to use a tool when confronted with problem situations. Second, we bring direct evidence for the action-specific account by showing that merely holding a tool with the intention to reach targets that are beyond arm's reach but within the reach of the tool is sufficient to influence distance perception. These two points will be discussed in more detail below.

It has been assumed that perception allows people to anticipate the actions they have to perform on the environment in order to satisfy a current goal (J. J. Gibson, 1979; Proffitt & Linkenauger, 2013; Proffitt, 2006; Shaw et al., 1982; Witt, 2011a). This perspective places a central emphasis on the role played by intention, suggesting that people perceive only the actions afforded by the environment that are relevant to achieving a current goal. By contrast, it has been postulated the existence of a direct, non-semantic route between a structural description system that extracts the visual features of objects and motor inputs (see Umphreys, 2001; E. Y. Yoon, Heinke, & Humphreys, 2002). In broad terms, the use of a tool (e.g., a pencil) would require the extraction of sensory information about object properties (light, rigid), which could be translated directly into appropriate motor outputs (grasping, writing). This direct route would allow humans to extract automatically the tool actions the objects afford before intentions are formed (S. J. Anderson, Yamagishi, & Karavia, 2002; Girardi, Lindemann, & Bekkering, 2010; Osiurak et al., 2010, 2011; Phillips & Ward, 2002; e.g.,

Tipper, Paul, & Hayes, 2006; Tucker & Ellis, 1998; E. Y. Yoon, Humphreys, & Riddoch, 2010). As discussed above, Witt et al. (2005, Experiment 3) reported that people who hold a tool but do not intend to reach the targets do not perceive them to be closer. Targets look closer when people have to use a tool while reaching to them as compared with people who reach with no tool (Witt et al., 2005, Experiment 1 and 2; Witt & Proffitt, 2008). Nevertheless, the problem is that, in these latter studies, participants are instructed to use the tool, so that it is hard to determine whether the tool effect is due to the spontaneous intention of use or examiner's instructions. This problem is solved by the present study because we showed that the intention of use can spontaneously emerge in implicit situations. In sum, taken together, our and these previous findings indicate that it seems unlikely that objects' features are automatically extracted without any intention.

Note also that the direct route hypothesis suffers from serious theoretical shortcomings (see Osiurak et al., 2010, 2011). How does the structural description system extract objects' features while the intention is not yet formed? Consider the example of the short tool in the present study. One possibility is that this short tool was perceived as long because it was elongated. If so, then we should have observed a tool effect in the Short-Tool condition. But we did not, notably because the short tool was not long enough. Therefore, the other possibility is that the structural description system extracted the feature "short". But, this is very unlikely since this short tool could be long enough for short distances. Future studies could be particularly interesting to confirm the idea that objects' features cannot be extracted without any intention.

In Experiment 1, if the intention to use the long tool affected the perception of all egocentric distances, then participants should have perceived not only the egocentric distances between them and the target (distances R-T) as smaller, but also the egocentric distances between them and the comparison point (distances R-C). If so, then no tool effect would have been observed. But, we did obtain this effect. Consistent with this, Cañal-Bruland and van der Kamp (2009) showed that action-specific effects "occur for objects that are related to the end goal of the action, but not for objects that are related to intermediate action goals". Here the target point was related to the end goal of the intended tool action whereas the comparison point was not. The results of Witt (2011b) also reinforce this interpretation. In these studies she used an indirect measure of perceived distance (perceived shape or

perceived parallelism). She showed that when participants intended to reach the top of the triangle with a baton they perceived the triangles shorter than when they intended to reach without the baton. If every points of the triangle were perceived closer when intending to reach the top with the baton, participants would not have reported a shorter triangle. Taken together, these findings encourage further investigation into whether tool use affects the perception of distances to all the “objects” of the environment.

The main finding of the present study is that people would integrate spontaneously the opportunity to use a tool, thereby confirming the literature in anthropology and comparative psychology indicating that humans might be unique because they use tools frequently and spontaneously (e.g., K. R. Gibson, 1993; Leroi-Gourhan, 1971, 1973). The spontaneous emergence of the intention of use is central to the theory of human tool use (Osiurak et al., 2010). However, this theory is far from complete notably because it does not specify precisely in which conditions this emergence occurs. We think that the present result is an interesting starting point to determine the conditions of emergence of human tool use. More specifically, we reported an interaction between Tool and Actual Distance indicating that the farthest distances were systematically perceived as shorter by participants in the Long-Tool condition compared with participants in the No-Tool and Short-Tool conditions. This could suggest that the human propensity to use tools is not as systematic as we might think. People would use tools as soon as the amount of physical effort to perform an intended non-tool action is *considerably* too large. This somewhat counterintuitive conclusion has to be taken with caution. Another possibility is that participants perceived the nearest targets as within arm’s reach by leaning forward even if we asked them to make estimation and reach targets while maintaining contact with the back of the chair. We are not saying that participants did not follow instructions, but rather than they perhaps did not view the effort required to reach targets as too large, because the simple non-tool action of leaning forward could solve it. Consistent with this, Carello, Groszofsky, Reichel, Solomon, and Turvey (1989, Experiment 1) showed that people tend to overestimate the distance at which they can pick up an object comfortably by extending the arm while keeping the shoulder against the seat back. Nevertheless, the fact that the farthest targets were seen as closer in the Long-Tool condition indicates that the amount of effort required to reach these targets was so large that the intention of using the Long-Tool emerged. Further studies are needed to distinguish between

these different interpretations. We hope that the results here will stimulate future research on the understanding of the relationships existing between tool use and effort, perception, action and intention.

ARTICLE 3

LA SURESTIMATION DES BÉNÉFICES DES OUTILS DANS UNE TÂCHE D'IMAGERIE ET DE PRISE DE DÉCISION

Référence

Osiurak, F., Morgado, N., Vallet, G. T., Drot, M., & Palluel-Germain, R. (2014). Getting a tool gives wings: Overestimation of tool-related benefits in a motor imagery task and a decision task. *Psychological Research*, 78(1), 1-9. doi: 10.1007/s00426-013-0485-9

Abstract

Two experiments examine whether people overestimate the benefits provided by tool use in motor tasks. Participants had to move different quantities of objects by hand (two at a time) or with a tool (four at a time). The tool was not within reach so participants had to get it before moving the objects. In Experiment 1, the task was performed in a real and an imagined situation. In Experiment 2, participants had to decide for each quantity whether they preferred moving the objects by hand or with the tool. Our findings indicated that people perceive tool actions as less costly in terms of movement time than they actually are (Experiment 1) and decide to use a tool even when it objectively provides less time-based benefits than using the hands (Experiment 2). Taken together, the data suggest that people overestimate the benefits provided by tool use.

Si vous préférez lire cet article dans son format de publication, rendez-vous directement à la fin de cette thèse ou cliquez [ici](#).

Introduction

Tools can be defined as objects amplifying the user's sensorimotor capabilities, allowing the user to reduce the various costs (e.g., effort, time) required to accomplish a task (Baber, 2003; Goldenberg & Iriki, 2007; Penn, Holyoak, & Povinelli, 2008; van Lawick-Goodall, 1970). Humans are unique not because they use tools, but rather because they use tools frequently (Gibson, 1991; Johnson-Frey, 2007; Osiurak, Jarry, & Le Gall, 2010; 2011). So, one unexplored explanation of this specificity might be the propensity to overestimate the benefits provided by the tools. The aim of this paper is to examine this hypothesis in a motor imagery task and in a decision task.

A series of recent studies have shown that visual perception is affected by intended actions, including tool use (Proffitt, 2006; Witt, 2011a). For instance, Witt, Proffitt, and Epstein (2005) asked participants to estimate the distance to targets located beyond their arm's reach. After this estimation, participants had to reach the targets with the hand (No-Tool condition) or with a baton so that the targets were within reach (Tool condition). Participants perceived the targets as closer in the Tool condition than in the No-Tool condition suggesting that perception is influenced by the anticipated benefits provided by tool use (see also Osiurak, Morgado, & Palluel-Germain, 2012; Witt, 2011b; Witt & Proffitt, 2008).

However, in these studies, participants were systematically placed in situations in which the use of a tool provided clear and real benefits as compared to the use of the hand. The tool was either in the participant's hand or within reach so that the cost to get it was minimal if not nonexistent. However, in everyday life, the decision of using a tool is guided not only by the benefits that it provides, but also by the costs associated with the need to get it (e.g., time/effort). And, getting a tool and using it is sometimes more costly than doing the action without it. Imagine you come back from shopping with a friend and you have to move your purchases from the car. Have you ever discussed with this friend about the necessity of getting a bag in your home? While sometimes getting it is objectively more costly than moving the purchases by hand, it is frequent that you or your friend affirms that the use of this tool is the more practical option.

The present study aims to examine whether people tend to overestimate the benefits provided by the tools in a motor imagery task (Experiment 1) and in a decision task (Experiment 2). To test this idea, participants had to move toilet tissue rolls from a distributor to a container. Participants could move the rolls either by hand (two at a time) or with a tool, namely, a plastic tub (four at a time). This tub was not placed near the rolls so participants had to get it before moving the rolls. We manipulated the quantity of rolls and the distances between the distributor, the container and the plastic tub. In some cases, the distance was shorter in the Hand condition whereas in others it was shorter in the Tool condition. In Experiment 1, we collected the time to carry out the task in a Real and in an Imagined situation in order to examine the anticipated time in the Hand and Tool conditions (Motor imagery task). In Experiment 2, participants had to decide whether they prefer moving the rolls by hand or with the tub (Decision task). We used these two types of paradigms to examine whether people tend to perceive the benefits provided by a tool greater than they are (Motor imagery task) and whether this leads them to decide to use a tool before even if it provides less benefits than performing the action by hand (Decision Task).

Experiment 1

It has been shown that the time required to perform an imagined action varies in function of the anticipated effort (Decety, Jeannerod, & Prablanc, 1989; Flusberg & Boroditsky, 2011; Kunz, Creem-Regehr, & Thompson, 2009; Macramalla & Bridgeman, 2009). Concerning tool use, Macuga, Papailiou, and Frey (2012) recently observed that motor imagery was influenced by the tool-related constraints. In Experiment 1, different distances had to be covered in the Hand and the Tool condition. Therefore, we used the difference between the real and the imagined movement speed (hereafter referred as imagery-related speed gain) to estimate the perception of the costs and benefits of tool use. If human tool use lies in the propensity to overestimate the time-based benefits provided by the tools, then the imagery-related speed gain should be greater in the Tool condition than in the Hand condition.

Method

Participants. Twenty healthy participants took part in the study (14 women, $M_{age} = 21.67$, $SD_{age} = 2.65$). All participants were right-handed (mean Edinburgh score: 94.17, $SD = 11.01$) and had normal or corrected-to-normal visual acuity. Informed consent was obtained from the participants. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and Stimuli. A schematic representation of the apparatus is presented in Figure 24. There were three rectangular tables on which were placed three keyboards linked to a same computer (Superlab Version 4.0, Cedrus Corp.). On the Table A was placed a toilet-tissue-roll distributor, which distributed the rolls four at a time. It could contain up to 24 rolls (i.e., a column of six rows of four rolls). On the Table B was placed a container (height: 25 cm; width: 100 cm; depth: 100 cm). On the Table C, there was a plastic tub that was wide enough to contain 4 rolls (height: 15 cm; width: 50 cm; depth: 30 cm) and that was light enough (250 g) to be easily handled and carried. There were six quantities of rolls: 4, 8, 12, 16, 20, and 24. To control the distances, dotted lines were drawn on the floor in front of each table. On the basis of these lines, the distances AB and AC were 2 m and 3.5 m, respectively.

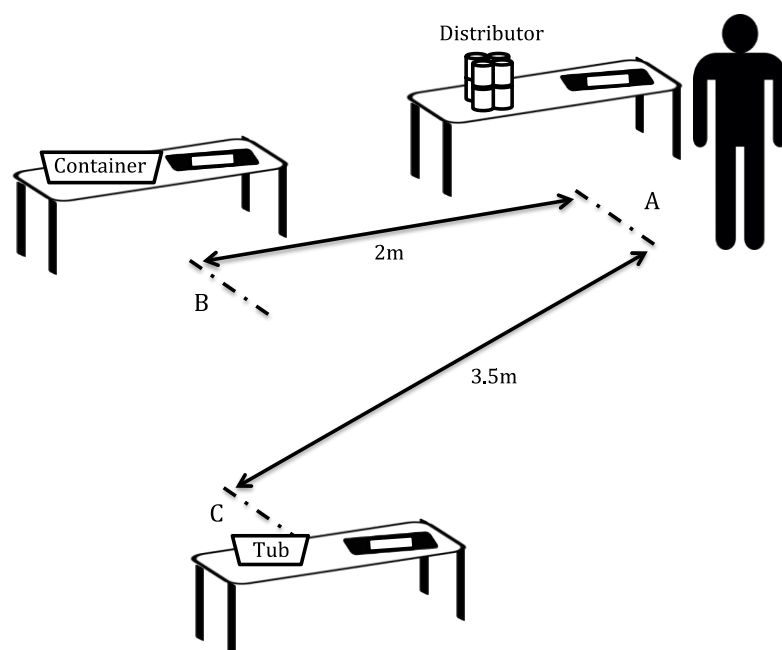


Figure 24. Schematic representation of the apparatus used in the present study.

Procedure. Participants had to move rolls from the distributor to the container as if they came back from the supermarket and put away their purchases. Before each trial, participants could see the quantity of rolls contained in the distributor. In the Hand condition, rolls had to be moved two at a time, one in each hand. Participants started at the Position A, moved the rolls to the Position B, and had to come back to the Position A at the end of each trial. In the Tool condition, the rolls could be moved four at a time by slipping the rolls in the tub and then pouring the rolls into the container. In this condition, participants started at the Position A, got the tub at the Position C, came back at the Position A, then moved the rolls to the Position B, came back to the Position A, brought back the tub at the Position C and, finally, came back to the Position A. Participants had to cross the lines marked on the floor for each position. The experimenter stood up behind the Table A.

In the Real situation, participants actually performed these actions and pressed the spacebar of the keyboard each time they arrived at one of the tables. This procedure allowed us to collect the real movement time for each distance. In the Imagined situation, participants stayed at the Position A and pressed the spacebar of the keyboard each time they imagined arriving at a new position, allowing to collect the imagined movement time. In other words, participants had to imagine all the actions performed in the Real situation, including the pressing of the spacebar. In this Imagined situation, the experimenter followed the progression of the participant on a monitor linked to the computer and removed progressively the rolls from the distributor to help participants to know how many rolls remained to be moved. The situations (Real vs. Imagined) and the conditions (Hand vs. Tool) were counterbalanced between participants, leading to the four following orders: (1), Hand/Real, Tool/Real, Hand/Imagined, and Tool/imagined; (2), Tool/Real, Hand/Real, Tool/Imagined, and Hand/Imagined; (3), Hand/Imagined, Tool/Imagined, Hand/Real, Tool/Real; (4), Tool/Imagined, Hand/Imagined, Tool/Real, and Hand/Real. The quantity of rolls was presented in a quasi-random order, which was different for each participant. Participants performed four training trials before each situation. They completed one trial for each of the six quantities of rolls, each condition and each situation for a total of 24 trials. Each quantity was tested just once to keep the duration of the experiment to a reasonable time (about 45 min including the preparation of the materials by the experimenter between each trial). Distances AB and AC were chosen so that the Hand condition was supposed to

take less time than the Tool condition for the three smallest quantities and vice versa for the three greatest quantities (Table 1).

Table 1. Distance in function of the quantity of rolls and the condition (Hand versus Tool)

Quantity of rolls	Hand condition (two at a time)			Tool condition (four at a time)		
	Number of distances AB (2 m)	Number of distances AC (3.5 m)	Total distance	Number of distances AB (2 m)	Number of distances AC (3.5 m)	Total distance
4	4	0	8	2	4	18
8	8	0	16	4	4	22
12	12	0	24	6	4	26
16	16	0	32	8	4	30
20	20	0	40	10	4	34
24	24	0	48	12	4	38

Note. Values in bold indicate that the given condition is the most beneficial of both on the basis of the distance.

Results

Data were entered in a four-way ANOVA with Condition (Hand vs. Tool), Quantity of Rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24), Situation (Real vs. Imagined) as within-subject factors, Order (Real-then-Imagined vs. Imagined-then-Real) as between-group factor, and the movement time as dependent variable. Results are presented in Figure 25. The analysis revealed a significant main effect of Quantity of Rolls, $F(5, 90) = 458.69, p < .001, \eta^2 = .96$, as time increased with the quantity. The main effects of Situation, $F(1, 18) = 16.99, p < .001, \eta^2 = .49$, and Condition, $F(1, 18) = 26.18, p < .001, \eta^2 = .59$, were also significant. Participants spent less time in the Imagined situation ($M = 31.6$ s) than in the Real situation ($M = 42.1$ s) as well as in the Tool condition ($M = 35.4$ s) compared to the Hand condition ($M = 38.3$ s). No main effect was found for Order as well as no interaction between this factor and the other variables ($F < 1$). Interestingly, the Condition x Situation x Quantity of Rolls interaction was significant, $F(5, 90) = 2.44, p = .036, \eta^2 = .12$.

The interaction was decomposed by comparing, for each situation and quantity, the time in the Hand versus Tool condition. For the Real situation, the Hand condition took less time than the Tool condition for the quantities 4 and 8, both $t(19) > 7.24$, both $p < .001$, and

more time for the quantities 16, 20 and 24, all $t(19) > 6.23$, all $p < .001$. No difference was found for the quantity 12, $t(19) = .30$, $p = .77$ ²⁸. Note that this result is inconsistent with the predictions we made on the basis of distances only (Table 1), thus justifying the use of a speed-based measure (see below). For the Imagined situation, the Hand condition took less time than the Tool condition for the quantities 4 and 8, both $t(19) > 2.56$, both $p < .02$, and more time for the quantities 12, 16, 20 and 24, all $t(19) > 2.13$, all $p < .05$. The important result here is that in the Imagined situation and for quantity 12 the movement time was shorter in the Tool condition than in the Hand condition, while in the Real situation this difference was not observed.

²⁸ The difference between the Hand condition and the Tool condition in the Real situation is particularly important for Experiment 2, so we report here the differences (in s) between the Hand condition minus the Tool condition in the Real situation. Note that a positive difference reflects a gain in favor of the Hand condition, and a negative difference a gain in favor of the Tool condition: Quantity 4 ($M = 10$, $SD = 1.39$, range: 8:17), Quantity 8 ($M = 6$, $SD = 3.52$, range: 4:13), Quantity 12 ($M = 0$, $SD = 3.38$, range: -8:5), Quantity 16 ($M = -6$, $SD = 4.44$, range: -18:-1), Quantity 20 ($M = -10$, $SD = 5.05$, range: -19:-5), and Quantity 24 ($M = -16$; $SD = 6.35$, range: -29:-11). Importantly, these descriptive results indicate that the gain in favor of the Hand condition was present for all the participants for the quantities 4 and 8.

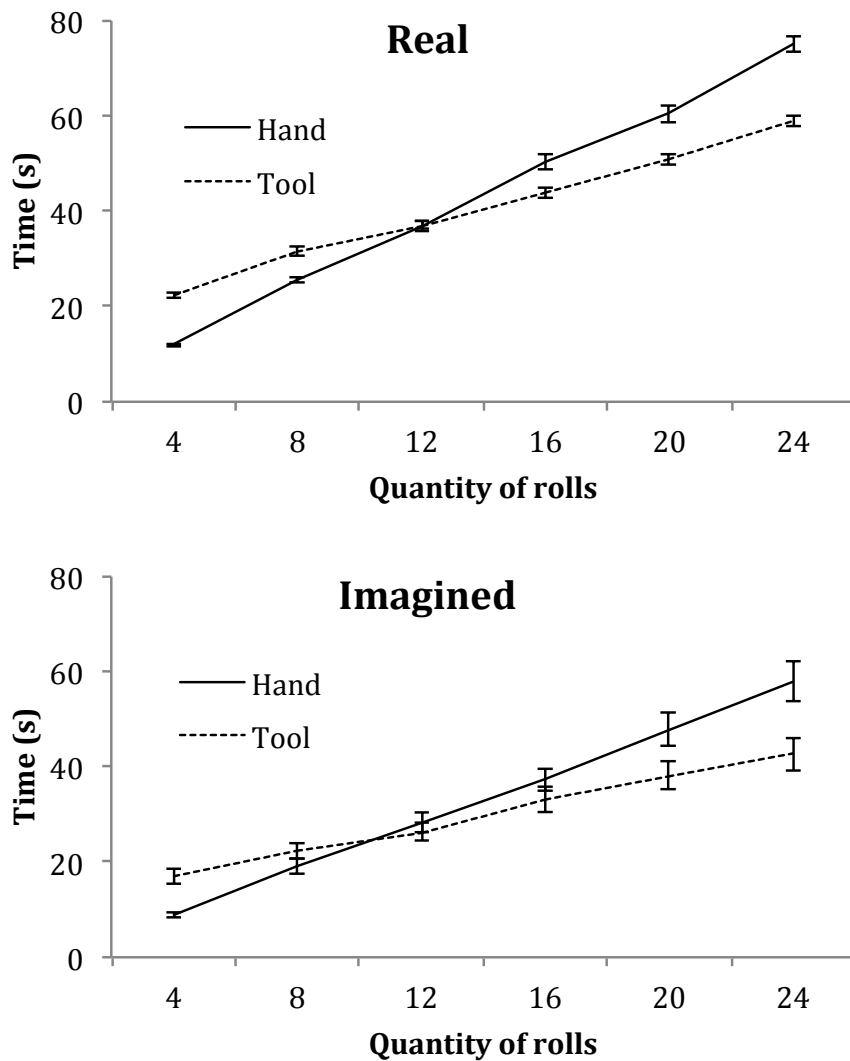


Figure 25. Time (in s) in function of the situation (Real vs. Imagined), condition (Hand vs. Tool), and quantity of rolls (Experiment 1). Error bars indicate standard errors to the means.

For each participant and quantity of rolls, we computed the movement speed in dividing the distance by the movement time. Then, we subtracted the real from the imagined movement speed. The result was an imagery-related speed gain that was submitted to a two-way ANOVA with Condition (Hand vs. Tool) and Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factors. Results are shown in Figure 26a. The analysis revealed only a significant main effect of Condition, $F(1, 19) = 6.93$, $p < .02$, $\eta^2 = .27$, suggesting that the imagery-related speed gain was greater for the Tool condition. To examine whether this effect concerned either the distances AB or the distances AC, or both, we conducted a second two-way ANOVA with Condition (Hand vs. Tool/Distances AB vs.

Tool/Distances AC) and Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factors. Results are displayed in Figure 26b. We found a significant main effect of Condition, $F(1, 19) = 11.57, p < .001, \eta^2 = .38$. More particularly, the imagery-related speed gain was greater for the Tool/Distances AC condition than for the Hand condition and the Tool/Distances AB condition, both $t(19) > 3.12$, both $p < .01$. No difference was obtained between the two latter, $t(19) = .65, p = .53$.

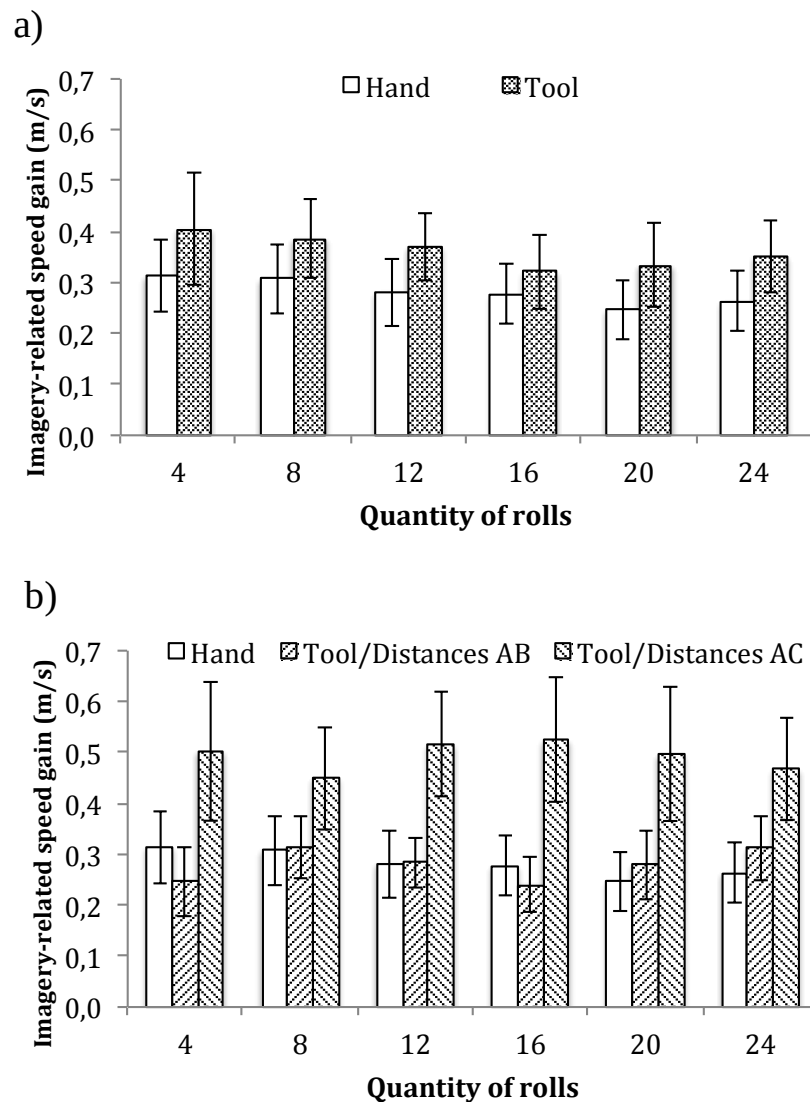


Figure 26. Imagery-related speed gain in function of the condition and the quantity of rolls (Experiment 1). For the left panel (a), conditions are Hand versus Tool. For the right panel (b), conditions are Hand versus Tool/Distances AB versus Tool/Distances AC. Error bars indicate standard errors to the means.

Discussion

The major finding of Experiment 1 is that even when tool actions were more costly than non-tool actions, participants perceived tool actions as more beneficial. More particularly, our results showed a greater imagery-related speed gain in the Tool condition than in the Hand condition. To a lesser extent, this is also supported by what we observed for quantity 12, for which participants imagined spending less time in the Tool condition than in the Hand condition, whereas in the Real situation the two conditions did not differ significantly. Another interesting finding is that the overestimation mainly referred to the action of getting the tool. In the present study, using the tub provided a benefit (moving objects in greater quantity) but also involved a cost (getting the tub). If both actions were imagined as less costly than they really were, then we should have observed an increase of the imagery-related speed gain for both distances AB and AC. As we only found an increase for the distances AC, this result indicates that participants did not overestimate the benefits provided by the tool but rather underestimated its related costs.

Two methodological issues may be responsible for the increase of imagery-related speed gain for distances AC only, limiting the strength of our interpretation. First, in the Tool condition, returning the tub via B-C-A could seem to be the obvious route rather than walking from B, back to A, then to C, and finally back to A. For the Imagined situation, participants may have imagined taken shortcuts, thereby compressing the task-irrelevant AC distance. If so, then differences in terms of imagery-related speed gain should be found between the path A-C-A when getting the tub at the beginning of the trial and between the path A-C-A when returning the tub at the end of the trial. Additional analyses were conducted to examine this issue and did not reveal such differences, ruling out this first possibility²⁹. Note that these results also show that the increase of imagery-related speed gain did not only occur to get a tool but also to return it. Second, as shown in **Figure 3**, participants imagined being two times faster for distances AC (3.5 m) than distances AB (2 m). This result may be explained by a non-linear relationship between real and imagined walking times (e.g., an exponential relationship). This possibility can nevertheless be ruled

²⁹ Imagery-related speed gain was submitted to an ANOVA with Path (A-C-A to get the tub vs. A-C-A to return the tub) and Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factors. The analysis revealed no significant main effects and no interaction between the factors ($F_s < 1$).

out because it has been shown that the relationship between real and imagined movement times is linear (e.g., Decety et al., 1989). In sum, neither of these two possibilities can account for the increase of imagery-related speed gain observed for distances AC.

Experiment 2

In Experiment 1, participants imagined the action to be performed with or without the tool. However, this experiment did not assess whether they explicitly preferred to use the tool. Our findings suggest that in a choice-paradigm like those proposed by Rosenbaum and Gaydos (2008; see also Rosenbaum, Brach, & Semenov, 2011) people might prefer using the tub even if this choice is not necessarily more beneficial than using the hands. Experiment 2 was specifically designed to explore this possibility. As shown in **Figure 2** (see also Footnote 28), the use of the tub took less time for the quantity of rolls 16, 20 and 24. Conversely, moving the rolls by hand took less time for the quantity 4 and 8. The two conditions were approximately similar in terms of time for the quantity 12. On the basis of the results of Experiment 1, we expected that participants of Experiment 2 would prefer the Tool condition for the quantity 12 and even perhaps for smaller quantities, indicating a bias for the use of the tub.

Method

Participants. Twenty undergraduate students participated in the study (13 women, $M_{age} = 20.55$, $SD_{age} = 2.85$). None of them took part in Experiment 1. All participants were right-handed (mean Edinburgh score: 87.16, $SD = 23.46$) and had normal or corrected-to-normal visual acuity. Participants gave their informed consent. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and Stimuli. The apparatus was similar to that of Experiment 1 except that we introduced a decision task. This task was computer based, using Superlab (Version 4.0, Cedrus Corp.). For this task, participants were seated at a table in front of a monitor and a keyboard (monitor size: 32 x 50cm; distance participant-monitor: 75 cm; distance participant-keyboard: 30 cm). This table was located near the Table A and faced to the three tables used for the roll-moving task (see above, Experiment 1). Participants were presented

with photographs of rolls (quantity: 4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) placed in the distributor. As in Experiment 1, the rolls were presented in columns, and each row contained four rolls (e.g., for the quantity 8, there were two rows of four rolls). Participants could choose whether they preferred moving the rolls by hand or with the tub by pressing the right key (“m”) with the right index finger or the left key (“q”) with the left index finger.

Procedure. First, participants were informed that they would have to move rolls from the distributor to the container as if they came back from the supermarket and put away their purchases. After explaining the procedure for each condition (see above, Experiment 1), the experimenter asked participants to actually perform four training trials, two in the Hand condition (quantities 8 and 16) and two in the Tool condition (quantities 8 and 16). The quantities 8 and 16 were chosen because they corresponded with the two quantities around the critical quantity 12 for which no clear benefit was observed in Experiment 1 between the two conditions in the Real situation. Then, participants were asked to sit down at a table in front of the monitor and the keyboard, and instructed that they would be presented with photographs of rolls of different quantities. Each photograph remained on the screen for 3,000 ms so they had to respond before the photograph disappeared from the screen. More particularly, participants were asked to respond as rapidly as they could. They had to press the right key or the left key if they preferred to move the rolls with the tub or by hand. The order of keys was balanced across participants. No information was provided concerning the quantities of rolls presented. The quantities of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) were displayed in a fully random manner. There were 20 photographs for each quantity, totaling 120 photographs. The decision and the response time were collected for each photograph. Importantly, participants were informed that after the decision task the computer would randomly draw 12 out of the photographs viewed so that they would have to move the corresponding quantities of rolls according to the choice made. This was done to ensure that participants took the task seriously and always tried to choose the best option for them. They were told that they were free to choose either condition on any photograph and that they should feel free to choose one condition more often than the other if they preferred it. No training trial was given in the decision task.

Finally, the experimenter informed participants that they would not have to move the rolls as explained before the task, and debriefed them. The experiment lasted only 15

min including the informed consent procedure and demographic data collection, the training trials and the decision task. All the participants believed that they would have to move the rolls subsequently, notably because they were initially recruited to perform a 30-min experiment. The duration of the task and the fact that they would have to do a certain amount of effort were specially emphasized during the recruitment phase³⁰.

Results

The percentage of tool choices was submitted to a one-way ANOVA, with Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factor. The analysis revealed a significant effect, $F(5, 95) = 60.13$, $p < .001$, $\eta^2 = .76$. The percentage of tool choices was greater for the quantities 12, 16, 20 and 24 than for the quantities 4 and 8, all $t(19) > 4.24$, all $p < .001$ (Figure 27a). This percentage was also higher for the quantity 8 than for the quantity 4, $t(19) = 5.03$, $p < .001$. No difference was found between the quantities 12, 16, 20 and 24, all $t(19) < 1.42$, all $p > .16$. For each quantity, we examined the preference for one condition over the other with a Wilcoxon signed-rank test. The analysis indicated that participants significantly preferred the Tool condition over the Hand condition for the quantities 12, 16, 20 and 24 (all $p < .001$) and the Hand condition over the Tool condition for the quantity 4 ($p < .005$). However, no preference was obtained for the quantity 8 ($p = .25$). For this last quantity, we tested whether the absence of preference resulted from a global trend or from the fact that some participants preferred the tub and others the hand. Ten participants showed a significant preference for the tub and 7 for the hand (Binomial test, $p < .05$). The three remaining participants did not exhibit any significant preference (Binomial test, $p > .05$).

³⁰ Another possibility to collect the choices could have been, for each trial, to present the participants with a quantity of rolls, to ask them to choose the condition in which they would move the rolls and to actually move the rolls. However, as explained in Experiment 1, moving the rolls in the Real situation required a substantial amount of time. So this procedure would have taken too much time, preventing the collection of several trials for each quantity. Moreover, we did not decide to ask the participants to actually move the rolls after the decision task for each quantity and in each condition (Tool and Hand). This procedure could have been interesting to compare the choices made by the participants with the time taken to actually move the rolls. Nevertheless, we thought that the participants might have modified their way to move the rolls to be consistent with the choices made during the decision task. We posited that the time taken by the participants of Experiment 2 to actually move the rolls for each quantity and in each condition (Tool and Hand) should be similar to that of the participants of Experiment 1. This assumption is based on the results of Experiment 1 indicating that the time-based benefit between the two conditions was globally constant among the participants of Experiment 1 (see Footnote 28).

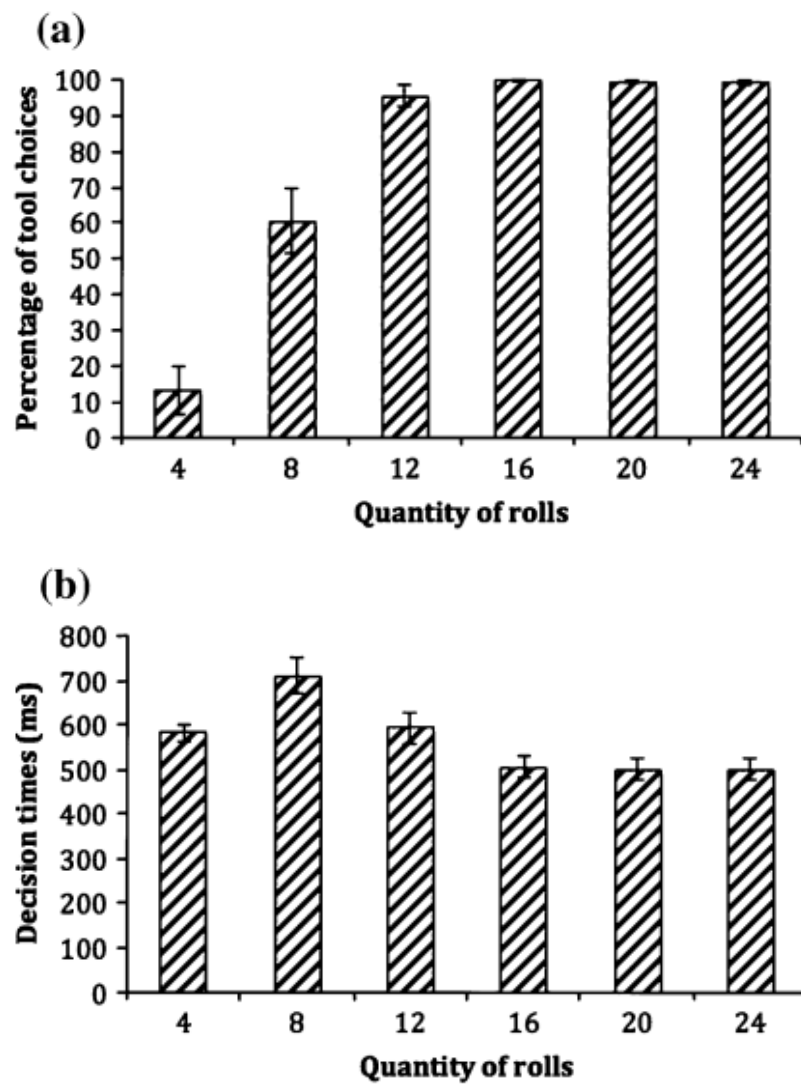


Figure 27. Percentage of tool choices (a) and decision times (b) in function of the quantity of rolls (Experiment 2). Error bars indicate standard errors to the means.

We conducted a one-way ANOVA, with Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factor, and decision times as dependent variable. Decision times below or above two standard deviations from the mean for each quantity were removed. There was a significant main effect of Quantity of rolls, $F(5, 95) = 21.26$, $p < .001$, $\eta^2 = .53$ (Figure 27b). More specifically, participants took more time to decide for the quantity 8 than for the other quantities, all $t(19) > 2.85$, all $p < .02$. Decision times were also longer for the quantities 4 and 12 than for the quantities 16, 20 and 24, all $t(19) > 4.12$, all $p < .001$. However, no difference was observed between the quantities 4 and 12, $t(19) = 0.34$, $p = .73$, nor between the quantities 16, 20 and 24, all $t(19) < 0.61$, all $p > .55$.

Discussion

The major finding of Experiment 2 was that participants preferred the tub over the hands even for quantities for which the hands were more beneficial in terms of time, as demonstrated in Experiment 1. The analysis of decision times corroborated this finding by indicating that decision times were longer for the quantities for which participants hesitated between using the tub or the hands. Interestingly, the decision time for the quantity 4 (preference for the hand) was longer than for the quantities 16, 20, and 24 (preference for the tub). This might suggest that participants were already attracted by the tub. Should this hypothesis be true, the same result should be obtained for the quantity 2 for which the use of the hand is even more likely. Future research is needed to explore this particular question.

An important aspect of Experiment 2 was that the participants had a relatively low experience of the roll-moving task because they only performed four training trials. Nevertheless, in everyday life we rarely perform non-tool actions and tool-actions to carry out the same task in order to examine which one of these options is the more beneficial. In a way, these results indicated that with a somewhat limited experience, people seem to prefer using a tool even if the time-based benefit is objectively less than doing the action by hand.

It is also noteworthy that during the debriefing three participants reported to have a somewhat similar experience in the professional domain. One of them was a part-time sale assistant in a shoes shop and said that she had frequently to choose between moving shoes boxes by hand or with a trolley. The experience has progressively led her to do so by hand because of the numerous manipulations needed to use the trolley. On the basis of this experience she said that she thought that the tub was certainly more beneficial from the quantity 4 but she adjusted her responses to choose the tub only from the quantity 8. This kind of comments is informative, showing that the bias toward the use of a tool is very pronounced and difficult to correct even when somewhat similar situations have been experienced. Future research might be useful to specify the role of experience in decision tasks as that used in Experiment 2.

General Discussion

Taken together, the findings indicated that (1) people might perceive tool actions as less costly in terms of time than they actually are (Experiment 1) and (2) this might lead people to decide to use a tool even when it objectively provides less time-based benefits than using the hands (Experiment 2). Several interpretations can be made from these findings.

First, results of Experiment 1 showed that people imagine spending less time in the Tool condition than in the Hand condition as compared to the Real situation. One possible interpretation is that using a tool leads people to imagine gaining time, explaining why participants of Experiment 2 chose the tool prematurely. However, this time-related bias might be nothing more than the resultant of a process involving other factors. In other words, the question is whether the participants imagined spending less time in the Tool condition because they were subjected to a time-related bias *per se* or to other types of biases, leading secondarily to imagine spending less time.

A second related interpretation is that the overestimation of the time-based benefits provided by the tools results from an effort-related bias. This hypothesis is consistent with the action-specific account of perception, which assumes that the function of perception is not to construct an objective representation of the physical world, but rather to allow people to anticipate the efforts they have to exert on the environment in order to satisfy a current goal (Proffitt 2006; Witt 2011a). As explained above, tool use can affect perceived distance (e.g., Witt et al., 2005), thereby suggesting that perception might be influenced by the benefits in terms of effort provided by tool use. Consequently, our results might be explained by an effort-related bias, namely, the benefits provided by the tub (moving the rolls four at a time instead of two at a time) led participants to imagine carrying out tool actions with less effort to a similar extent as people perceive distances as closer when using a tool (e.g., Witt et al., 2005).

A third interpretation can be offered in the light of an interesting result reported in Experiment 1: The overestimation mainly referred to the action of getting the tool. This suggests that human tool use might lie not in the propensity to overestimate the benefits of the use *per se*, but rather to underestimate the costs associated with the need to get tools.

Participants seem to focus on the benefits provided by the tools and tend to ignore the associated costs.

Anecdotally, two categories of attitudes can be observed when a table has to be cleaned. Some people claim themselves as “practical” and rush to the kitchen to get a tray, considering that this option requires less effort. Others prefer to clean the table by hand, thus being viewed by practical individuals as non-practical people. In line with our findings, and more particularly with the inter-individual differences observed for the quantity 8 (Tool choices of Experiment 2), the practical people actually might strongly overestimate the benefits provided by the tools (e.g., the tray) as compared to non-practical people. This practical attitude, which appears generally highly valued, might result from a bias in the perception of time or effort associated with tools. In conclusion, even if the present study is far from resolving the issue of the specificity of human tool use, it highlights directions for future research on a topic that has received very little attention.

PARTIE 2

Influence des contraintes sociales des actions
sur la perception visuelle de l'espace

SECTION THÉORIQUE

PRÉAMBULE

Nous avons présenté des arguments qui suggèrent que les contraintes physiques des actions influencent la perception visuelle de l'espace. Par contraintes physiques, nous avons désigné l'ensemble des variables corporelles (morphologiques, physiologiques et comportementales) et environnementales (présence d'obstacles ou d'outils) qui donnent un cadre à la réalisation des actions. L'environnement dans lequel un individu réalise des actions ne se limite cependant pas à ses propriétés physiques. Le fait que d'autres individus évoluent également dans cet environnement et que les interactions entre ces individus soient régies par des normes sociales en font en effet un environnement fondamentalement social.

Par conséquent, lorsque quelqu'un envisage de réaliser une action, il doit prendre en compte la présence d'autrui mais également l'existence de ces normes sociales qui contraignent les actions qu'il peut réaliser ou non. Par analogie avec les contraintes physiques, nous utiliserons donc le terme de *contraintes sociales* pour désigner les variables sociales qui donnent un cadre à la réalisation des actions. Comme décrit précédemment, lorsqu'un individu envisage de passer entre deux objets inanimés, il prend en compte la largeur de cette ouverture compte tenu des dimensions de son propre corps. Il arrive cependant que cet individu ait à passer non pas entre des objets inanimés mais entre d'autres individus. Il lui faut alors également prendre en compte la relation qu'il entretient avec eux et les normes sociales qui déterminent les distances que des individus engagés dans une telle relation maintiennent entre eux. Ces normes sociales imposent en effet des limites aux actions de chacun et c'est en ce sens que nous les considérons comme des contraintes.

Un des buts principaux de cette thèse était d'aborder l'influence des contraintes des actions sur la perception de l'espace de manière intégrative, en considérant non seulement celle des contraintes physiques, mais également celle des contraintes sociales. De nombreuses variables sociales peuvent être considérées comme des contraintes associées

aux actions qu'un individu peut réaliser. Dans nos propres travaux, nous nous sommes particulièrement intéressés à l'influence respective de l'anticipation de l'invasion de l'espace personnel et des relations de pouvoir sur la perception de l'espace. Dans les chapitres qui suivent, nous présentons d'abord des arguments expérimentaux suggérant une influence des contraintes sociales des actions sur la perception de l'espace. Nous abordons ensuite de manière plus détaillée les deux variables auxquelles nous nous sommes intéressés dans nos propres études (i.e., invasion de l'espace personnel et pouvoir). Nous mettons notamment en avant dans ces chapitres les éléments de la littérature qui nous ont conduits à faire l'hypothèse que ces contraintes sociales influencent la perception de l'espace.

CHAPITRE 2.1

ARGUMENTS EXPÉRIMENTAUX EN FAVEUR DE L'INFLUENCE DES CONTRAINTES SOCIALES DES ACTIONS SUR LA PERCEPTION VISUELLE

Il existe de nombreuses variables sociales qui peuvent contraindre les actions qu'un individu peut réaliser. Dans ce chapitre, nous passons en revue certaines de ces variables qui opèrent à différents niveaux d'analyse (Doise, 1980) tels que ceux des relations intergroupes (e.g., les stéréotypes), des relations interpersonnelles (e.g., le support social) et de la personne elle-même en tant qu'individu (e.g., motivation).

1. Les stéréotypes

Chambon (2009) a réalisé deux études portant sur l'effet de l'activation du stéréotype de personnes âgées sur la perception visuelle des distances et de l'inclinaison des collines. La logique de ces études repose sur des travaux antérieurs suggérant que l'activation implicite d'un stéréotype chez un individu le pousserait à se comporter de manière conforme à ce stéréotype (e.g., Bargh, Chen, & Burrows, 1996). L'étude de Bargh et al. (1996, Étude 2) est souvent citée pour illustrer ce phénomène. Dans celle-ci, les participants réalisaient une tâche d'amorçage qui avait pour but de les exposer de manière incidente à des mots liés ou non au stéréotype de personnes âgées (e.g., solitude, rides). D'après les résultats, les participants amorcés par le stéréotype de personnes âgées mettaient en moyenne 1 s de plus environ que ceux qui n'étaient pas amorcés pour parcourir les 9,75 m qui séparaient l'entrée de la salle expérimentale de la sortie du laboratoire. Selon les auteurs, les personnes âgées étant souvent perçues comme plus lentes, ce ralentissement d'environ 16 cm/s en moyenne témoignerait du fait que l'activation implicite d'un stéréotype induit l'adoption d'un comportement conforme à son contenu (e.g., pour une discussion sur ces effets d'amorçage

comportemental, voir Doyen, Klein, Pichon, & Cleeremans, 2012 ; Newell & Shanks, 2014 ; Shanks et al., 2013).

Dans ses deux études, Chambon (2009) a donc voulu étendre cette idée à la perception visuelle de l'espace. Selon lui, le fait que les personnes âgées soient souvent perçues comme plus faibles et en mauvaise santé devrait donner l'impression aux individus exposés à ce stéréotype de devoir réaliser un effort plus intense pour parcourir une distance donnée ou pour gravir une colline. Chambon a recruté des individus âgés de 18 à 25 ans pour participer à deux études présentées comme indépendantes (Étude 2). Dans la première, les participants devaient remettre dans l'ordre 25 séries de six mots chacune afin de créer des phrases qui avaient du sens (Figure 28). En réalité, cette soi-disant première étude servait à manipuler l'activation du stéréotype de personnes âgées (Bargh et al., 1996, Étude 2). Pour les participants du groupe expérimental, 20 des 25 phrases qu'ils devaient former contenaient des mots associés au stéréotype de personnes âgées. Pour les participants du groupe contrôle, en revanche, aucune phrase ne contenait de mots associés à ce stéréotype. Après avoir effectué cette tâche, un second expérimentateur conduisait les participants à l'extérieur du laboratoire afin de participer à la seconde étude. Cette soi-disant seconde étude servait en réalité à mesurer la perception visuelle des distances. Les participants devaient pour cela estimer les distances qui les séparaient d'une cible, comme dans l'Étude 1 de Proffitt et al. (2003) que nous avons déjà présentée précédemment.

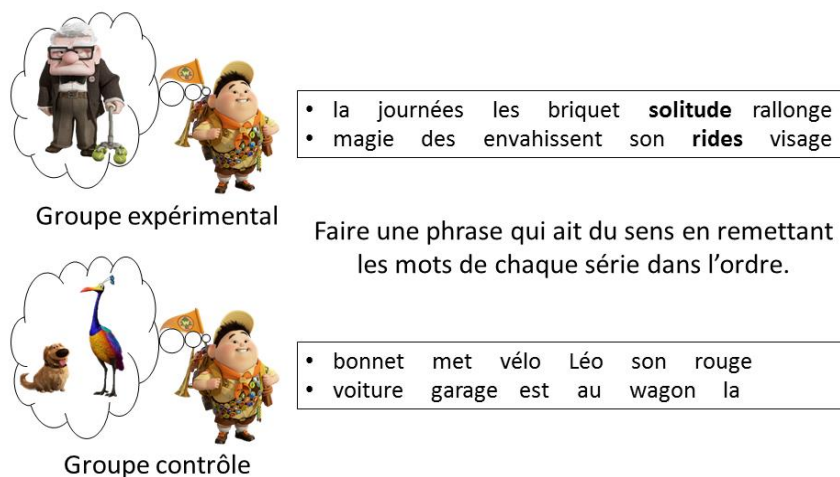


Figure 28. Tâche de démêlage de phrases utilisée par Chambon (2009) dans ses études sur l'influence du stéréotype de personnes âgées sur la perception visuelle de l'espace. Les participants devaient démêler les mots de chaque série pour créer des phrases ayant du sens. Pour les participants du groupe expérimental, la majorité des phrases contenait un mot (en gras ici) lié à ce stéréotype. Pour les participants du groupe contrôle, aucune phrase ne contenait de mot lié à ce stéréotype.

Les résultats de cette étude indiquent que les participants exposés au stéréotype de personnes âgées percevaient que la cible était plus éloignée d'eux d'environ 1,95 m de plus que ceux qui n'avaient pas été exposés à ce stéréotype. De plus, cet effet augmentait avec l'augmentation de la distance réelle qui séparait les participants de la cible (e.g., cible à 4 m : $M_{\text{diff_stéréotype-contrôle}} = 0,32 \text{ m}$; cible à 14 m : $M_{\text{diff_stéréotype-contrôle}} = 3,64 \text{ m}$).

Dans une autre étude, Chambon (2009, Étude 1) a également observé un effet similaire du stéréotype sur la perception de l'inclinaison des collines. Selon lui, ces résultats indiquent que l'activation du stéréotype de personnes âgées influence la perception de l'espace au même titre que l'effort physique. Ces résultats sont en effet cohérents avec ceux suggérant que les personnes âgées perçoivent les distances comme étant plus longues (Sugovic & Witt, 2013) et les collines comme étant plus inclinées (Bhalla & Proffitt, 1999, Étude 4 ; mais voir également Lord, 2006, pour une conception différente du vieillissement). Selon Chambon, l'influence des stéréotypes sur la perception pourrait venir du fait que les individus exposés à un stéréotype réaliseraient une simulation sensori-motrice leur permettant de littéralement voir le monde à travers les yeux de la catégorie sociale ciblée par ce stéréotype. Ainsi, l'exposition d'un individu au stéréotype de personnes âgées induirait chez lui l'activation de réseaux sensori-moteurs précédemment activés lors de ses interactions avec des personnes âgées ou lors de précédentes expositions à leur stéréotype. Cette re-crédation d'un état sensori-moteur associé à ce stéréotype pourrait alors mener cet individu à surestimer l'effort nécessaire pour réaliser ses actions et à percevoir ainsi les distances comme étant plus longues et les collines comme étant plus inclinées.

Cette interprétation est en accord avec les théories incarnées et situées de la cognition selon lesquelles les processus cognitifs dépendent du corps et de la situation dans laquelle ils se déroulent, reposant notamment sur l'interaction entre les différents systèmes sensori-moteurs (e.g., Barsalou, 2008 ; Coello & Delevoye-Turrell, 2007 ; Gallese, 2005 ; Glenberg, Witt, & Metcalfe, 2013 ; Marsh, Johnston, Richardson, & Schmidt, 2009 ; Niedenthal, Barsalou, Winkielman, Krauth-Gruber, & Ric, 2005). Cette interprétation semble par ailleurs aller dans le sens d'une étude sur l'illusion d'appartenance du corps. Dans cette étude (Banakou, Groten, & Slater, 2013, Étude 1), l'expérimentateur induisait successivement chez les participants l'illusion de posséder un corps d'enfant de quatre ans, puis celle de posséder un corps d'adulte (Figure 29), ou inversement. L'illusion d'appartenance du corps induite était similaire à celle

utilisée dans les études de Van der Hoort et al. (2011a) que nous avons présentées précédemment.

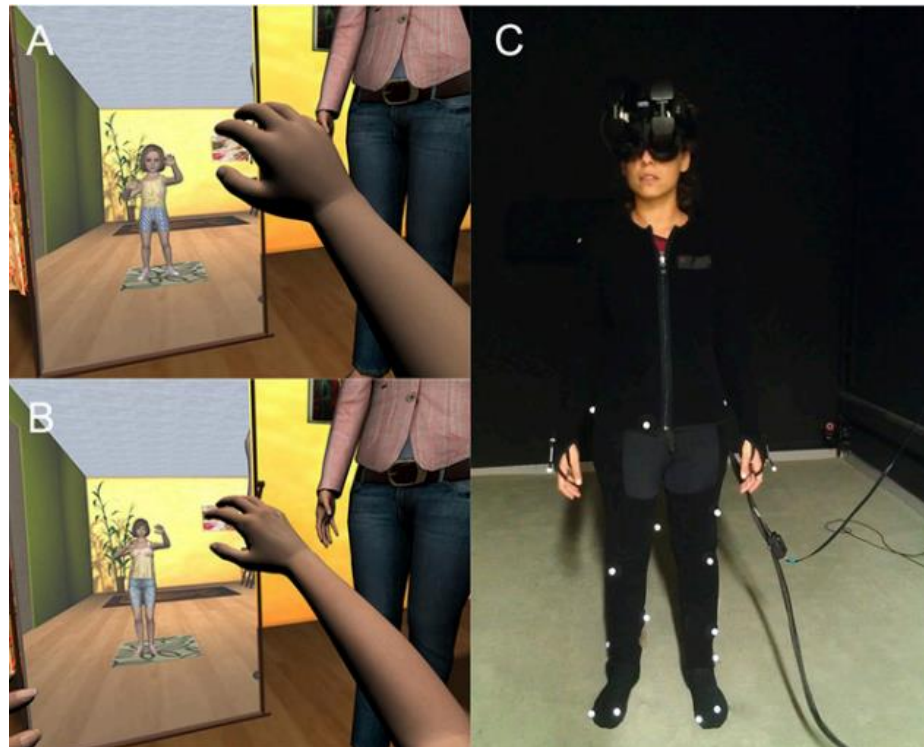


Figure 29. Dispositif expérimental utilisé par Banakou et al. (2013). Dans une condition, les participants incarnaient un enfant de 4 ans (A) alors que dans l'autre condition, ils incarnaient un adulte (B). L'environnement virtuel était présenté grâce à un casque de réalité virtuelle alors que des marqueurs placés sur le corps des participants permettaient de suivre leurs mouvements (C).

En accord avec les résultats présentés précédemment, les participants de cette nouvelle étude percevaient que les objets (i.e., des cubes) étaient plus grands lorsqu'ils avaient l'illusion de posséder le corps d'un enfant plutôt que celui d'un adulte. Après avoir estimé la taille des cubes, les participants restaient dans l'environnement virtuel et passaient un test d'associations implicites (e.g., Greenwald, McGhee, & Schwartz, 1998 ; pour des démonstrations en ligne de ce type de tests, voir IAT Corp, 2009). Ce test servait ici à déterminer dans quelle mesure les participants associaient les concepts d'adulte et d'enfant à leur concept de soi, c'est-à-dire à la représentation qu'ils avaient d'eux-mêmes. Les données obtenues lors de cette tâche indiquent que les participants étaient plus rapides pour associer le concept de soi à celui d'enfant lorsqu'ils avaient l'illusion d'avoir le corps d'un enfant de 4 ans. En revanche, ils étaient plus rapides pour associer le concept de soi à celui d'adulte lorsqu'ils avaient l'illusion d'avoir le corps d'un adulte. Ces résultats suggèrent deux choses

importantes pour notre propos. Tout d'abord, et comme indiqué précédemment (e.g., van der Hoort et al., 2011a), l'illusion de posséder un corps associé à une catégorie sociale particulière (i.e., enfant ou adulte) induit la prise en compte des contraintes morphologiques de ce corps dans la perception de la taille des objets. De plus, cette illusion semble également induire la prise en compte des attributs de cette catégorie sociale dans le concept de soi.

Ces résultats vont également dans le sens de ceux d'une étude de Rosenberg, Baughman et Bailenson (2013) dans laquelle les participants devaient naviguer dans un environnement virtuel en volant comme un « super-héros » (condition expérimentale) ou à bord d'un hélicoptère (condition contrôle). Les résultats suggèrent qu'incarner virtuellement un « super-héros » en mimant ses mouvements stéréotypiques (Figure 30), augmenterait la fréquence des comportements d'aide des participants (voir aussi G. Yoon & Vargas, 2014, pour une étude sur les conséquences d'incarner un « super-vilain » sur les comportements). Ainsi, de la même manière que dans les études de Chambon (2009) et de Banakou et al. (2013), l'exposition au stéréotype de « super-héros » par la réalisation de leurs mouvements iconiques semble induire des comportements conformes au contenu de ce stéréotype. Bien que cette étude n'ait pas été réalisée dans ce but, elle suggère cependant que le fait d'incarner un « super-héros » pourrait non seulement modifier les possibilités d'actions et, si c'est le cas, influencer la perception visuelle de l'espace.

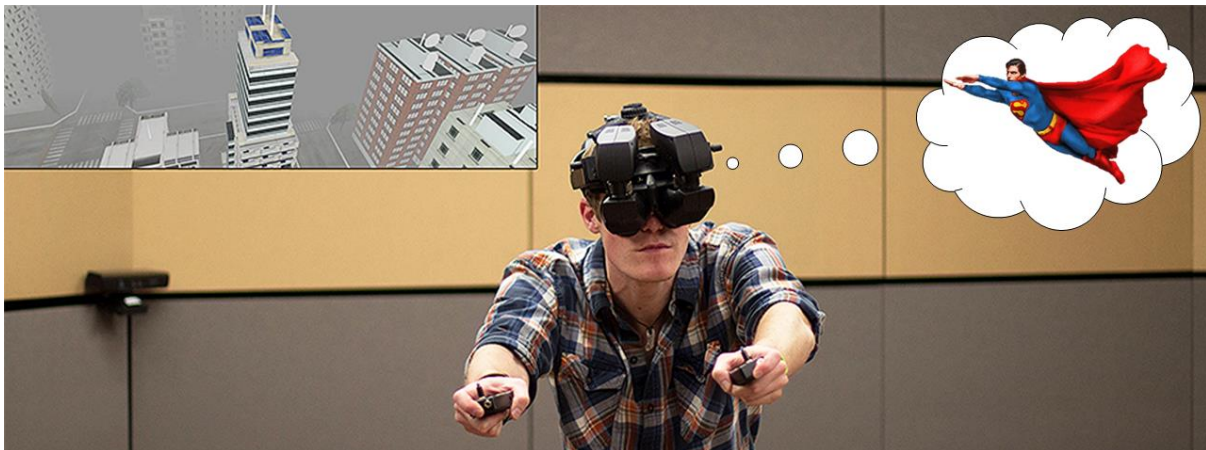


Figure 30. Exemple de mouvements que réalisaient les participants incarnant un « super-héros » dans l'étude de Rosenberg et al. (2013) pour se déplacer dans l'environnement virtuel (illustration adaptée de la vidéo de démonstration de Stanford University, 2013). Les autres participants se déplaçaient dans cet environnement en hélicoptère.

Les résultats de ces études sur le caractère incarné des stéréotypes (Banakou et al., 2013 ; Chambon, 2009 ; Rosenberg et al., 2013) nous semblent particulièrement intéressants par leur cohérence et par ce qu'ils semblent révéler sur l'effet de l'exposition d'un individu aux attributs réels ou stéréotypés d'un groupe social auquel il n'appartient pas. Cette exposition semble en effet permettre de se mettre à la place des membres d'un exogroupe en intégrant à son propre concept de soi leurs caractéristiques sociales (e.g., être dans le groupe des enfants), morphologiques (e.g., taille du corps), physiologiques (e.g., effort pour gravir une colline) et comportementales (e.g., aider les gens). L'intégration de ces caractéristiques au concept de soi pourrait ainsi induire une réorganisation phénotypique temporaire, selon les termes de Proffitt et Linkenauger (2013), qui modifierait la perception visuelle de l'espace. D'après Chambon, ce « mimétisme » perceptif faciliterait les interactions interpersonnelles en permettant aux individus, et notamment à ceux provenant de groupes sociaux différents, de partager une vision commune de leur environnement. Selon nous, le type de synchronisation perceptive, apparemment observé par Chambon et Banakou et al., pourrait s'apparenter à la synchronisation motrice spontanée observée lorsque deux individus, assis l'un à côté de l'autre, se balancent sur des chaises à bascule (Richardson, Marsh, Isenhower, Goodman, & Schmidt, 2007). Une telle synchronisation perceptive pourrait ainsi faciliter la coordination motrice entre deux individus dans la mesure où cette dernière semble dépendre, en partie pour certaines actions, des croyances que chacun des individus a de ce que perçoit l'autre (e.g., Shockley, Richardson, & Dale, 2009, p. 311-313).

2. Les interactions interpersonnelles

L'importance de la compréhension que les individus ont les uns des autres lors des interactions interpersonnelles pourrait notamment expliquer pourquoi la disponibilité d'un support social semble également influencer la perception visuelle de l'espace (Oishi, Schiller, & Gross, 2012 ; Schnall et al., 2008). Le support social correspond au soutien qu'un individu peut recevoir de la part des individus qui l'entourent (pour une discussion sur la définition de ce concept, voir Williams, Barclay, & Schmied, 2004). Il semble que disposer d'un support social joue un rôle important dans la vie de tous les jours en diminuant, par exemple, les risques de contracter différentes pathologies ou encore le taux de mortalité (pour une revue voir Uchino, 2006). La présence réelle, ou médiatisée par une photographie, de quelqu'un

pouvant potentiellement soutenir un individu semble également atténuer l'intensité perçue de stimulations douloureuses (e.g., Master et al., 2009 ; Younger, Aron, Parke, Chatterjee, & Mackey, 2010).

De manière intéressante pour notre propos, Schnall et al. (2008) ont observé que le support social semble également influencer la perception de l'inclinaison des collines. Dans une de leurs études, les participants devaient imaginer la présence d'un individu qu'ils connaissaient avant d'estimer l'inclinaison d'une colline (Étude 2). Pour un groupe de participants, cet individu devait être quelqu'un qui comptait beaucoup pour eux et qui était susceptible de les aider en cas de problèmes. Pour un autre groupe, cet individu devait être quelqu'un qu'ils voyaient souvent mais qu'ils ne connaissaient pas personnellement. Enfin, pour un troisième groupe de participants, cet individu devait être quelqu'un qui avait eu de l'importance pour eux mais qui les avait déçus à un moment donné de leur relation. Après cette tâche d'imagerie, l'expérimentateur accompagnait les participants jusqu'à la base d'une colline et leur demandait d'en estimer l'inclinaison.

Les résultats de cette étude indiquent que les participants ayant imaginé la présence d'un individu susceptible de les aider percevaient la colline comme étant moins inclinée d'environ 8° en moyenne que ceux ayant imaginé la présence d'un individu qu'ils ne connaissaient pas ou qui les avait déçus³¹. Les auteurs ont également observé que plus les participants se sentaient proches de l'individu dont ils avaient imaginé la présence, moins ils semblaient percevoir que la colline était inclinée ($r_{\text{proximité, inclinaison}} = -0,37$)³². Selon les auteurs, ces résultats témoignent du fait que des ressources psychosociales, telles que le support social, influencent la perception de l'espace au même titre que les ressources physiologiques (e.g., Schnall et al., 2010). Ces ressources psychosociales pourraient alors compenser le coût énergétique des actions (pour une interprétation alternative, voir Durgin et al., 2009, p. 967). Des résultats récents suggèrent par ailleurs que l'effet du support social sur la perception

³¹ Pour obtenir cette valeur, nous avons moyenné les estimations visuelles et verbales des participants présentées par les auteurs (Schnall et al., 2008, p. 1251). Cette différence d'inclinaison estimée correspond à la différence entre l'estimation moyenne des participants qui imaginaient la présence d'une personne susceptible de les aider et celle des autres participants considérés comme un seul groupe, ceux qui imaginaient la présence d'une personne qu'ils ne connaissaient pas ou qui les avaient déçus.

³² Cette corrélation correspond à la moyenne des corrélations entre la proximité et chacune des estimations (verbales et visuelles) de l'inclinaison de la colline faites par les participants.

pourrait provenir de l'impression d'avoir près de soi un individu compréhensif (Oishi et al., 2012).

S'il semble donc que des contraintes sociales qui facilitent les interactions interpersonnelles influencent la perception de l'espace, les contraintes qui rendent ces interactions plus difficiles pourraient également avoir leur importance. Dans cet ordre d'idée, Soliman, Gibson et Glenberg (2013) ont étudié l'influence de l'effort associé aux interactions sociales sur la perception des distances interpersonnelles. Selon eux, l'effort associé aux interactions sociales dépendrait en partie de l'orientation culturelle et du type de concept de soi des individus. En effet, les individus issus de cultures plutôt collectivistes développeraient davantage un concept de soi interdépendant et interagiraient essentiellement avec des membres de leur propre culture (e.g., Markus & Kitayama, 1991). À l'inverse, les individus issus de cultures plus individualistes développeraient davantage un concept de soi indépendant et interagiraient avec des membres de cultures diversifiées. Selon Soliman et al., la diversité culturelle à laquelle ces individus sont habitués faciliterait leurs interactions avec des membres de cultures étrangères, pour lesquels elles nécessiteraient ainsi moins d'effort que pour les individus issues de cultures collectivistes. Cette influence de l'orientation culturelle et du concept de soi sur l'effort associé aux interactions interpersonnelles pourrait alors influencer la perception visuelle des distances au même titre que l'effort physique.

Dans leur Étude 2, Soliman et al. (2013) demandaient à des participants issus d'une culture individualiste et à d'autres issus d'une culture collectiviste d'estimer les distances qui les séparaient de compères de l'expérimentateur, membres de leur culture ou membres d'une culture différente. Pour ce faire, les participants estimaient le temps qu'il leur faudrait pour marcher jusqu'aux compères. Après avoir réalisé toutes leurs estimations de distances, les participants remplissaient deux sous-échelles d'un questionnaire permettant de déterminer le degré d'indépendance et d'interdépendance de leur concept de soi (Singelis, 1994). D'après les résultats, les individus ayant un concept de soi interdépendant perçoivent les membres de leur culture comme étant moins éloignés d'eux que les individus ayant un concept de soi indépendant quelle que soit leur culture d'appartenance. En revanche, les individus ayant un concept de soi interdépendant perçoivent les membres de cultures différentes de la leur comme étant plus éloignés d'eux que les individus ayant un concept de soi indépendant. Les auteurs ont interprété leurs résultats comme témoignant du fait que l'effort nécessaire pour

aller vers les autres, dépendant notamment de la culture et du concept de soi, influence la perception visuelle des distances interpersonnelles (pour une discussion autour de cette interprétation, voir Soliman & Glenberg, 2014 ; A. D. Wilson, 2014).

Des résultats suggérant plus directement un effet des contraintes associées aux interactions interpersonnelles sur la perception des distances proviennent de l'étude de l'influence des contraintes associées à la coordination motrice entre deux individus. Récemment, Meagher et Marsh (2014) ont en effet observé que les individus qui s'attendent à parcourir une distance donnée en portant un objet lesté pourraient percevoir différemment cette distance en fonction de la façon dont ils doivent porter l'objet, seuls ou avec un autre individu. Selon les auteurs, un individu qui s'attend à déplacer un objet relativement lourd sur une distance donnée avec un autre individu devrait anticiper la nécessité de réaliser un effort moins élevé que s'il s'attend à le déplacer seul. En effet, les individus qui s'attendent à déplacer un objet relativement lourd avec un autre individu estiment visuellement que cet objet est moins lourd que lorsqu'ils s'attendent à le déplacer seuls (Doerrfeld, Sebanz, & Shiffrar, 2012). Meagher et Marsh s'attendaient donc à ce que les participants qui envisageaient de déplacer un objet lesté avec un autre individu perçoivent la distance à parcourir comme étant plus courte que lorsqu'ils envisageaient de le déplacer seuls.

Les auteurs ont cependant observé un effet inverse dans deux de leurs études (Meagher & Marsh, 2014, Études 1 et 2). En effet, les participants qui s'attendaient à déplacer un objet (poids ≈ 16 kg) sur 10 m avec un autre individu estimaient verbalement que cette distance était plus longue d'environ 1,58 m que ceux qui s'attendaient à être seuls pour déplacer l'objet³³. Selon eux, bien que l'effort nécessaire pour porter l'objet soit réduit par la présence d'un autre individu, la nécessité de coordonner ses actions avec cette personne constituerait une contrainte supplémentaire qui serait prise en compte dans la perception. Selon les auteurs, ceci pourrait venir d'un manque de saillance des bénéfices de l'action conjointe dans ces deux études. Les auteurs ont donc manipulé par la suite la saillance de cet aspect en attirant l'attention des participants sur l'éventualité de déplacer l'objet seul ou avec un autre individu (Études 3 à 5) et sur la difficulté de cette tâche (Études 4 et 5). D'après les

³³ Les données que nous indiquons ici correspondent à une moyenne du poids de l'objet et de la différence de distance estimée pour les deux études. Nous avons approximé cette dernière à partir de la Figure 2 de l'article (Meagher & Marsh, 2014, p. 434).

résultats (Étude 5), les participants qui s'attendaient à réaliser la tâche à deux estimaient la distance comme étant plus courte que ceux qui s'attendaient à la réaliser seuls, mais uniquement lorsque le bénéfice de l'action conjointe était saillant. Selon les auteurs, leurs résultats indiquent que l'influence des contraintes physiques des actions conjointes sur la perception de l'espace, pourrait être plus complexe que celle des actions individuelles.

Les résultats des études que nous venons d'aborder suggèrent que des contraintes interpersonnelles et intergroupes influencent la perception de l'espace. Cet ensemble de travaux est cependant loin d'être exhaustif. Nous aurions ainsi pu présenter également des travaux qui suggèrent que les individus qui gardent un lourd secret semblent percevoir les distances comme étant plus grandes et les collines comme étant plus inclinées par rapport aux individus qui gardent un secret trivial (cependant, voir aussi LeBel & Wilbur, 2014 ; Slepian, Masicampo, Toosi, & Ambady, 2012). Selon les auteurs de ces études, cet effet témoignerait du fait que les lourds secrets exercent littéralement du poids sur les individus qui les gardent et que l'effort résultant de ce poids influencerait la perception de l'espace. D'autres études ont également suggéré que révéler un secret plutôt que d'y penser pourrait alléger le poids qu'il représente, ce qui se traduirait par une diminution des distances perçues (Slepian, Masicampo, & Ambady, 2013).

Enfin, d'autres études ont également suggéré que les individus ostracisés, c'est-à-dire rejetés socialement, percevraient les distances interpersonnelles différemment par rapport à ceux qui n'ont pas été ostracisés (voir aussi Ambrosini, Blomberg, Mandrigin, & Costantini, 2014 ; Knowles, Green, & Weidel, 2014 ; Pitts, Wilson, & Hugenberg, 2013). Les individus ostracisés éprouveraient en effet un besoin de ré-affiliation qui les conduirait à percevoir que les individus qui les ont récemment rejetés sont plus éloignés d'eux que les individus qui les ont récemment acceptés. Ces résultats sont en accord avec un principe d'économie de l'action prenant en compte les ressources psychosociales des individus dans leur perception de l'espace (Gross & Proffitt, 2013). Les humains, en tant qu'êtres fondamentalement sociaux, possèderaient un niveau de ressources psychosociales de base défini par leur intégration sociale dans leurs groupes d'appartenance et à partir duquel ils évalueraient la quantité de ressources psychosociales disponibles dans une situation donnée. D'autre part, les résultats sur l'ostracisme soulignent également le rôle des aspects motivationnels, ici la motivation à se ré-affilier, dans la perception des propriétés spatiales de l'environnement.

3. La motivation

Les travaux que nous venons de présenter suggèrent que des contraintes sociales relatives aux interactions interpersonnelles influencent la perception de l'espace. Le support social qu'un individu peut obtenir de son entourage est un exemple de ressource lui permettant de mieux faire face aux difficultés de la vie et qui semble également influencer sa perception. Il existe cependant d'autres ressources sociales qui, contrairement au support social, ne se limitent pas nécessairement à des situations interpersonnelles. Parmi ces ressources, la motivation semble notamment jouer un rôle dans la perception de l'espace.

À notre connaissance, l'approche New-Look, déjà évoquée précédemment, a été la première à avoir proposé que la motivation modifie la perception de l'environnement de sorte à augmenter la saillance perceptive des objets pertinents pour les besoins et désirs d'un individu (Balcetis & Lassiter, 2010 ; Bruner & Goodman, 1947). L'hypothèse de l'accentuation perceptive des objets pertinents pour l'organisme a d'ailleurs fait l'objet de nombreuses études portant sur la perception de la taille des objets (e.g., van Koningsbruggen, Stroebe, & Aarts, 2011 ; Veling & Aarts, 2009 ; Veltkamp, Aarts, & Custers, 2008), sur la perception des distances (e.g., Balcetis & Dunning, 2007, 2010 ; Cole, Balcetis, & Zhang, 2013) ou encore sur la rivalité binoculaire (e.g., E. Anderson, Siegel, Bliss-Moreau, & Barrett, 2011 ; Balcetis, Dunning, & Granot, 2012). Les individus qui n'ont pas bu pendant une longue période semblent, par exemple, percevoir un récipient contenant de l'eau comme étant plus gros (e.g., Veltkamp et al., 2008, Étude 1) et moins éloigné d'eux (Balcetis & Dunning, 2010, Étude 1).

Ce type d'effets d'accentuation perceptive ne semble cependant pas induit uniquement par la privation de ressources vitales pour l'organisme, mais également par la motivation à atteindre des buts de la vie de tous les jours, parfois considérés comme plus terre à terre (e.g., jardinage). Veltkamp, Aarts et Custers (2008, Étude 2) ont demandé à des participants d'estimer la taille d'objets associés à différents buts, après avoir manipulé leur motivation grâce à une tâche de conditionnement évaluatif. Cette tâche de conditionnement évaluatif consistait à présenter aux participants des concepts de buts (e.g., jardiner) suivis de mots avec une valence affective négative (e.g., maladie), neutre (e.g., aussi) ou positive (e.g., sourire). Le but de cette procédure était que les participants

associent la valence des mots aux buts amorcés juste avant. Dans une série d'études antérieures, les auteurs avaient en effet observé que le fait d'activer le concept d'un but chez des participants augmentait leur motivation à l'atteindre lorsqu'il était associé à une valence positive (Custers & Aarts, 2005).

Au début de l'étude de Veltkamp et al. (2008, Étude 2), l'expérimentateur expliquait aux participants que l'étude portait sur la perception visuelle de la taille des objets. Il leur précisait également que pour rendre la tâche plus complexe, des séries de mots seraient présentées à l'écran avant qu'ils aient à estimer la taille de différents objets. L'expérimentateur indiquait que des symboles « VVV », écrits en gras ou non, apparaîtraient au-dessus ou en dessous de chaque mot et qu'ils devraient pour chaque série de mots compter le nombre de fois où ces symboles étaient écrits en gras. Chaque mot de ces séries avait en fait une valence négative, neutre ou positive et était présenté juste après un concept de but ou après un non-mot (e.g., MJDSPW). Dans la condition positive, le but était systématiquement suivi de mots à valence positive alors que le non-mot était suivi de mots à valence neutre. Dans la condition neutre, le but était systématiquement suivi de mots à valence neutre alors que le non-mot était suivi de mots à valence positive. Dans la condition négative, le but était systématiquement suivi de mots à valence négative alors que le non-mot était suivi de mots à valence neutre. Afin que les participants n'aient pas conscience de l'activation de ce but et de son association avec des mots de différentes valences, les concepts qui y faisaient référence étaient présentés très brièvement entre deux masques visuels (Figure 31). Après la présentation d'une série complète de mots associés à un but de manière subliminale, les participants voyaient des images d'objets en rapport avec ce but (e.g., râtelier), présentés verticalement, dont ils devaient estimer verbalement la hauteur en centimètres.

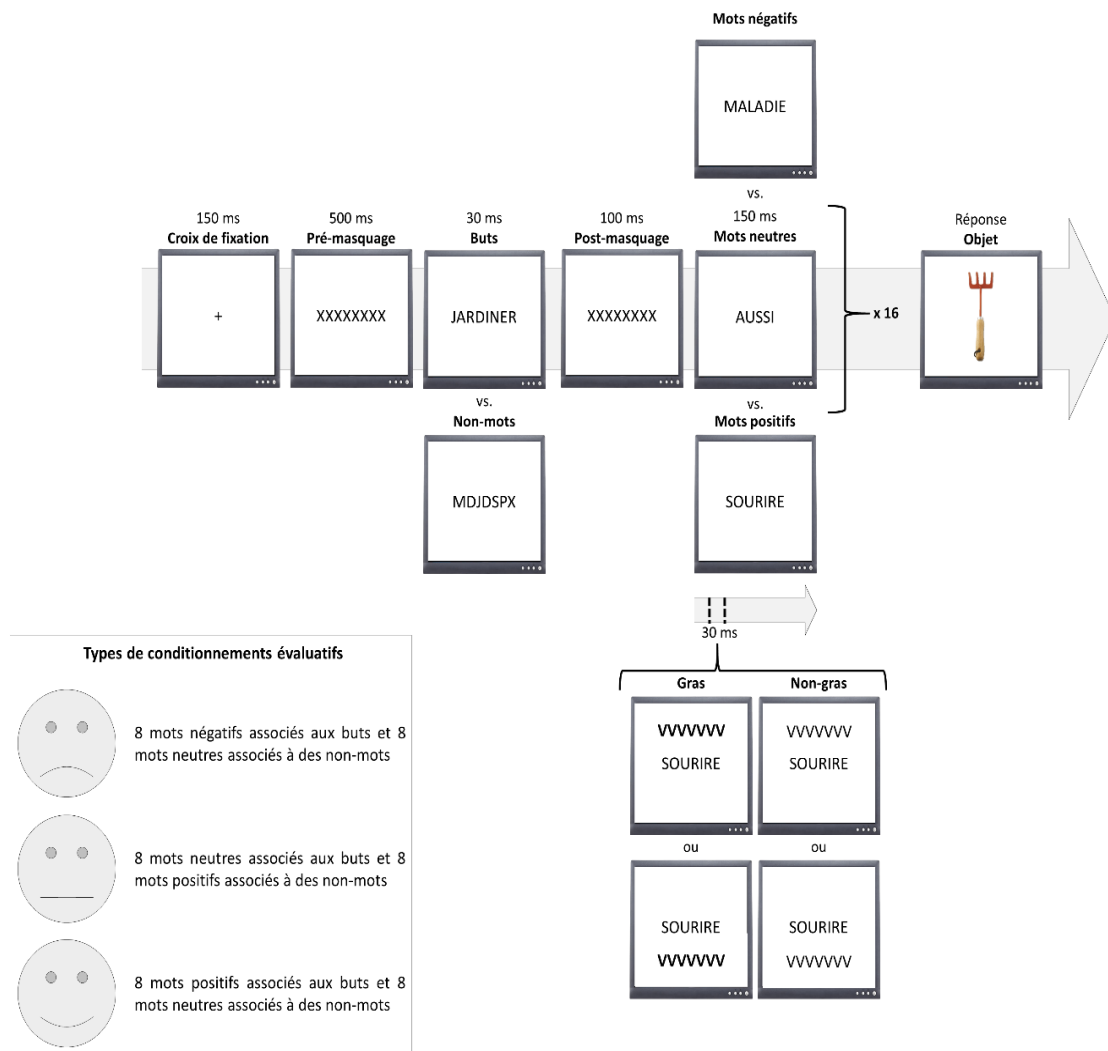


Figure 31. Procédure expérimentale utilisée par Velkamp et al. (2008, Étude 2). L'encart en bas à gauche présente les différents types de conditionnement évaluatif (négatif, neutre et positif). La frise représente le déroulement chronologique d'un bloc d'essais. Chaque bloc correspondait à une modalité du conditionnement évaluatif et contenait 16 essais. Le participant fixait l'écran jusqu'à l'apparition d'un mot (i.e., mots négatifs, neutres ou positifs) au-dessus ou au-dessous duquel des « VVV » apparaissaient en gras ou non. Pour chaque bloc, les participants devaient compter le nombre de fois où les « VVV » étaient apparus en gras. À la fin de chaque bloc, l'image d'un objet associé au but apparaissait à l'écran et le participant devait estimer verbalement sa hauteur en centimètres.

Les résultats de cette étude indiquent que les participants semblaient percevoir les objets permettant d'atteindre un but donné comme étant plus grands d'environ 0,5 cm lorsqu'ils avaient appris à associer une valence positive à ce but plutôt qu'une valence négative ou neutre. Selon les auteurs, ce résultat témoignerait du fait que l'activation non

consciente d'un but pourrait augmenter la motivation d'un individu à atteindre ce but et, ainsi, influencer sa perception de la taille des objets qui facilitent l'atteinte de ce but³⁴.

Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Balcetis et Dunning (2010) qui ont observé que la motivation semble également influencer la perception des distances (voir aussi Balcetis & Dunning, 2007). Dans une de leurs études, les participants étaient assis à environ 91 cm d'une bouteille d'eau (Étude 1). Certains participants devaient manger une portion de bretzels représentant 40% de leur dose journalière en sel alors que les autres pouvaient boire une partie du contenu d'un verre d'eau de 22 cl voire même la totalité s'ils le désiraient. Les participants estimaient ensuite verbalement la distance qui les séparait de cette bouteille d'eau et disposaient d'une règle d'environ 2,54 cm de long comme référence pour leur estimation. Le résultat central de cette étude est que les participants qui avaient mangé des bretzels semblaient percevoir la bouteille d'eau comme étant plus proche d'eux, d'environ 7,37 cm, par rapport aux participants qui avaient bu de l'eau. Selon les auteurs, la désirabilité d'un objet influencerait donc la perception visuelle des distances.

Dans une autre étude, les auteurs ont voulu s'assurer que cet effet ne venait pas d'un biais lié à l'utilisation de l'estimation verbale comme mesure de la perception des distances (Balcetis & Dunning, 2010, Étude 3a). De plus, ils voulaient également s'assurer que ce type d'effet pouvait se généraliser à des objets qui ne procuraient pas un bénéfice physiologique mais qui avaient une valeur sociale (voir aussi leurs Études 2a et 2b). La mesure de la perception des distances utilisée dans cette étude était une mesure motrice. Les participants devaient essayer de toucher une carte cadeau posée sur le sol à environ 3,96 m d'eux en lançant un petit sac de sable. La distance à laquelle tombait le sac était censée refléter la perception que les participants avaient de la distance qui les séparait de la carte. L'expérimentateur informait les participants que celui d'entre eux qui parviendrait à lancer le sac le plus près possible de la carte pourrait la gagner. Pour manipuler la valeur sociale de la carte, l'expérimentateur indiquait à certains participants qu'elle avait une valeur de 25 \$ et à d'autres qu'elle avait une valeur de 0 \$. D'après les résultats, les

³⁴ Les lecteurs pourraient légitimement se demander si une taille d'effet aussi faible constitue réellement un argument en faveur de l'intérêt adaptatif de l'influence de la motivation sur la perception de la taille des objets. Nous reviendrons sur la question de l'importance pratique des tailles d'effets observées dans la Discussion Générale de cette thèse.

participants qui pensaient que la carte avait de la valeur semblaient la percevoir comme étant plus proche d'eux de 26,41 cm par rapport à ceux qui pensaient qu'elle ne valait rien. Selon les auteurs, ces résultats et ceux de l'étude précédente indiquent que la motivation à acquérir un objet désirable influence la perception des distances (pour des interprétations alternatives, voir Durgin, DeWald, Lechich, Li, & Ontiveros, 2011 ; Francis, 2012).

L'ensemble des études que nous avons évoquées ne portaient généralement que sur l'effet d'une seule contrainte des actions sur la perception, que ces contraintes soient physiques ou sociales. Cependant, réaliser une action dans la vie de tous les jours implique généralement de prendre en compte plusieurs contraintes à la fois. Cole, Balci et Zhang (2013) ont étudié cette question en s'intéressant à l'effet d'un conflit entre la motivation et les ressources physiologiques. Dans leur étude, les participants lisaient d'abord un article de journal qui soulignait le fait que la santé dépend d'une multitude de facteurs autres que le poids. Ils répondaient ensuite à une batterie de tests servant à évaluer leur santé et leur forme. L'expérimentateur en profitait également pour mesurer leur tour de taille et leur tour de hanches afin de calculer le rapport entre ces deux grandeurs. Les auteurs ont utilisé cette mesure car ce rapport entre le tour de taille et le tour de hanches (i.e., « waist-to-hip ratio » ou WHR) semble être un bon prédicteur de la forme physique d'un individu (e.g., de Koning, Merchant, Pogue, & Anand, 2007). En effet, plus le WHR d'une personne augmente, moins cet individu est considéré comme étant en forme. Après que les participants aient fini de répondre à la batterie de tests, l'expérimentateur leur présentait un score sur une échelle allant de 0 à 100, censé refléter leur niveau de forme physique. En réalité, les participants ne recevaient pas leur score réel mais recevaient aléatoirement un score de 82/100 indiquant qu'ils avaient une excellente forme physique ou un score de 42/100 indiquant qu'ils étaient juste au-dessous de la limite pour être considérés en bonne forme (i.e., 50/100). Cette manipulation avait pour but d'induire différents niveaux de motivation chez les participants concernant une activité de remise en forme qu'ils allaient devoir réaliser dans la seconde partie de l'étude. Selon les auteurs, les participants qui pensaient être en excellente forme devaient être moins motivés pour réaliser l'activité de remise en forme que ceux qui pensaient être en mauvaise forme. L'expérimentateur expliquait ensuite aux participants qu'ils allaient devoir courir avec des poids aux chevilles

jusqu'à une ligne d'arrivée située à environ 5 m et que leur performance à cette tâche leur permettrait d'améliorer leur forme. Les participants estimaient verbalement la distance à laquelle ils se trouvaient de la ligne d'arrivée à l'aide d'un questionnaire sur lequel il était précisé que la feuille qu'ils tenaient mesurait environ 28 cm de long.

Les résultats montrent que, parmi les participants qui croyaient ne pas être en forme, ceux qui n'étaient réellement pas en forme (i.e., avec un WHR plus élevé) estimaient la ligne d'arrivée comme étant plus proche d'eux d'environ 13 cm, par rapport à ceux qui étaient réellement en forme. À l'inverse, parmi les participants qui pensaient être en forme, ceux qui n'étaient réellement pas en forme estimaient la ligne d'arrivée comme étant plus éloignée d'eux d'environ 18 cm, par rapport à ceux qui étaient réellement en forme³⁵. Selon Cole et al. (2013), ces résultats témoignent du fait que lorsque le manque de ressources physiologiques d'un individu est en conflit avec sa motivation à réaliser une action, sa perception de l'espace reflèterait davantage cette motivation que son état physiologique. Cet avantage de la motivation sur les ressources physiologiques permettrait ainsi aux individus, selon les auteurs, d'atteindre leurs buts même lorsque, a priori, leurs ressources physiologiques seules ne le leur permettraient pas.

³⁵ Nous avons approximé ces valeurs à partir de la figure présentée dans l'article (Cole et al., 2013).

CHAPITRE 2.2

LA RÉGULATION DES DISTANCES INTERPERSONNELLES ENVISAGÉE COMME UNE CONTRAINTES SOCIALE DES ACTIONS

De manière surprenante, l'influence potentielle des variables impliquées dans la régulation des distances interpersonnelles sur la perception de l'espace semble avoir été relativement peu étudiée. Pourtant, parmi les contraintes sociales des actions susceptibles d'influencer la perception des distances, la manière dont les humains utilisent l'espace lors de leurs interactions nous semble particulièrement importante. Comme Sommer (1959) l'a souligné, il est nécessaire de distinguer le territoire de l'espace personnel lorsque l'on s'intéresse à la manière dont les animaux, et notamment les humains, utilisent l'espace. Le *territoire* serait un espace statique, aux frontières bien marquées, dont la violation provoquerait un conflit entre le propriétaire du territoire et celui qui l'envahit. En revanche, *l'espace personnel* serait une zone mobile autour de l'animal, aux frontières invisibles, dont l'invasion impliquerait plutôt des comportements d'évitement. Le concept d'espace personnel a été popularisé par Hall (1966) qui considérait que chaque individu est entouré de « bulles protectrices », permettant de maintenir les autres à des distances variables en fonction de leur statut (Figure 32). Selon lui, il existerait différentes zones autour des individus leur permettant de réguler les distances interpersonnelles. De manière générale, un individu se trouvant à une *distance intime* impose sa présence par l'intensité des stimulations visuelles, tactiles, olfactives et thermiques qu'il produit. Cette zone serait donc réservée aux personnes très intimes. La *distance personnelle* ou espace personnel serait la zone que des amis ou des personnes intimes maintiennent entre eux en public. La *distance sociale* serait, quant à elle, réservée aux personnes qui entretiennent des relations plus formelles, tels que des collègues de travail par exemple. Enfin, la *distance publique* serait celle que les individus essayent de maintenir avec les personnes qu'ils ne connaissent pas.

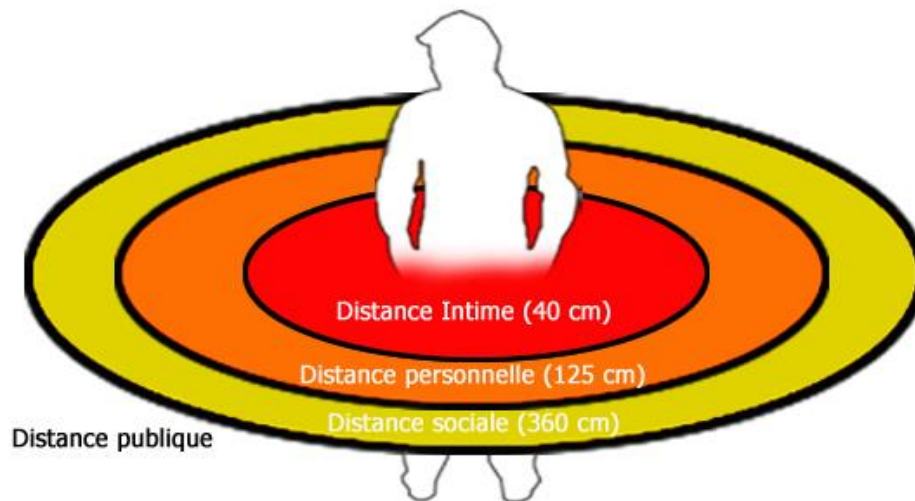


Figure 32. Distances proximales décrites par Hall (1966).

1. L'espace personnel et son invasion

Selon Hayduk (1978), l'espace personnel est une zone que les humains maintiennent autour d'eux et dont l'invasion par un autre individu induit une gêne s'apparentant à du stress (pour des revues voir Hayduk, 1978, 1983 ; Lécuyer, 1976 ; Lloyd, 2009 ; Sommer, 2002). L'invasion de l'espace personnel semble en effet induire une augmentation de l'anxiété, du taux de cortisol dans la salive, une variation de l'humeur ou encore des variations du rythme cardiaque et de la pression artérielle, suggérant une tentative passive de l'organisme de s'adapter au stress (Evans & Wener, 2007 ; Middlemist, Knowles, & Matter, 1976 ; Sawada, 2003).

Hayduk (1981a, 1981b) s'est intéressé à de nombreux aspects relatifs à l'espace personnel, notamment à sa forme et à sa perméabilité. Pour étudier ces aspects, il a utilisé une méthode dite de « stop-distance ». Cette méthode consiste généralement à demander à un participant de rester immobile au centre d'une salle pendant qu'une personne, l'expérimentateur ou un assistant, s'approche de lui. La tâche du participant est de stopper l'expérimentateur lorsqu'il commence à ressentir une gêne liée à leur proximité physique. Dans une de ces études (Hayduk, 1981b), l'expérimentateur approchait les participants en venant de différentes directions. Cette manipulation de la direction avait pour but de déterminer la *forme* de l'espace personnel en étudiant si la distance interpersonnelle considérée comme invasive par les participants étaient la même quelle que soit la direction d'où venait l'expérimentateur. Les résultats de cette étude ont suggéré que l'espace

personnel ne serait pas circulaire mais qu'il serait plus étendu vers l'avant que vers l'arrière, contrairement à ce que les bulles proposées par Hall (1966) auraient pu laisser penser (Figure 32).

Dans une deuxième étude, Hayduk (1981a) a proposé de distinguer la *flexibilité* de l'espace personnel de sa *perméabilité*. Selon lui, la flexibilité de l'espace personnel correspondrait à des variations de sa taille en fonction de la situation. Un argument en faveur de l'existence d'une telle flexibilité provient d'études indiquant que les individus ressentent une invasion à des distances de plus en plus grandes lorsqu'ils sont à l'intérieur d'un bâtiment plutôt qu'à l'extérieur (Cochran, Hale, & Hissam, 1984) et à mesure que la hauteur du plafond diminue (Cochran & Urbanczyk, 1982). En plus de suggérer que l'espace personnel pourrait avoir une dimension verticale, ces études permettent également d'envisager qu'il pourrait se contracter ou s'étendre en fonction de la situation. La perméabilité de l'espace personnel renverrait quant à elle, selon Hayduk, à la facilité avec laquelle des individus peuvent entrer dans l'espace personnel d'un autre individu. Dans son étude sur la perméabilité de l'espace personnel, cet auteur a utilisé une version modifiée de la méthode « stop-distance » qui consistait à ce que les participants stoppent l'individu qui envahissait leur espace personnel lorsqu'ils estimaient se sentir légèrement gêné, modérément gêné et très gêné. Bien que cette étude comporte de nombreuses conditions expérimentales, cinq d'entre elles sont particulièrement intéressantes pour notre propos.

Lorsque l'expérimentateur approchait les participants, ces derniers indiquaient ressentir une gêne légère lorsqu'il était à 73,8 cm d'eux, une gêne modérée lorsqu'il était à 50,3 cm d'eux et une gêne forte lorsqu'il était à 31,5 cm d'eux. D'après ce résultat, la gêne liée à l'invasion de l'espace personnel semble donc augmenter au fur et à mesure que la distance interpersonnelle diminue. Cette perméabilité de l'espace personnel semblait cependant diminuer lorsque les participants imaginaient que l'expérimentateur représentait une menace physique. Les participants indiquaient alors ressentir une gêne légère, modérée et forte lorsque la distance interpersonnelle était de 149 cm, de 119,8 cm et de 95,5 cm respectivement. À l'inverse, cette perméabilité augmentait lorsque les participants imaginaient que l'expérimentateur était un ami. Les participants indiquaient alors ressentir une gêne légère, modérée et forte lorsque la distance interpersonnelle était de 66,1 cm, de 44,4 cm et de 27,8 cm respectivement. Enfin, lorsque les participants

approchaient l'expérimentateur, ils indiquaient ressentir une gêne légère, modérée et forte lorsqu'ils étaient respectivement à 71,3 cm, à 45,4 cm et à 29,2 cm de lui. D'après ces résultats, les individus pourraient donc tolérer davantage l'invasion de leur espace personnel lorsque l'individu qui les envahit est un ami ou lorsqu'ils sont eux même à l'origine de cette invasion.

Bell, Kilne et Barnard (1988) ont étudié plus directement si les relations sociales et la liberté de mouvement influencent la perméabilité de l'espace personnel. Comme dans les études présentées précédemment, les auteurs ont utilisé la méthode « stop-distance ». Dans une condition, un individu s'approchait des participants qui restaient immobiles, alors que dans une autre condition, les participants s'approchaient de cet individu qui, lui, restait immobile. Cet individu était soit un inconnu, soit un ami des participants. Les résultats de cette étude ont notamment indiqué que les individus semblent maintenir des distances interpersonnelles plus courtes lorsqu'ils sont amis (42,44 cm) que lorsqu'ils sont étrangers (67,36 cm). Les résultats suggèrent également que l'invasion de l'espace personnel serait moins gênante lorsqu'un individu approche un étranger (61,18 cm) plutôt que lorsque cet étranger l'approche (73,56 cm). Cette différence serait cependant moins grande lorsque qu'un individu approche un ami (42,76 cm) ou que cet ami l'approche (42,13 cm). Selon les auteurs, l'importance de la liberté de mouvement (approcher ou être approché) pourrait venir du fait qu'elle permet d'avoir l'impression de contrôler davantage la situation et d'être davantage en mesure de choisir d'éviter une éventuelle interaction indésirable.

L'ensemble de ces résultats suggère donc que la gêne liée à l'invasion de l'espace personnel varie en fonction de la relation sociale entre un individu et celui qui envahit son espace (pour une revue sur cet aspect, voir aussi Sundstrom & Altman, 1976). Il semble également que la liberté de mouvement puisse jouer un rôle dans la manière dont les individus sont affectés par l'invasion de leur espace personnel. Bien que ces études soient intéressantes pour déterminer les facteurs affectant la gêne liée à l'invasion de l'espace personnel, elles ne permettent cependant pas d'observer les stratégies de compensation mises en place par les individus pour gérer la manière dont l'invasion potentielle de leur espace personnel contraint leurs actions. Efran et Cheyne (1973) ont notamment étudié les stratégies de navigation d'individus confrontés à une situation dans laquelle ils doivent potentiellement envahir l'espace personnel d'autres individus. Ils ont pour cela réalisé trois

études relativement similaires. Dans une de ces études, deux compères de l'expérimentateur se trouvaient dans un couloir de 249 cm de large et se tenaient à des distances variables l'un de l'autre (Étude 2). Les compères faisaient semblant d'être deux amis qui s'étaient arrêtés dans le couloir pour discuter. En réalité, ils observaient des individus seuls marchant dans le couloir et passant à côté d'eux. (Figure 33). Les compères comptaient discrètement le nombre d'individus qui passaient entre eux ou qui les contournaient. Les compères gardaient leurs bras contre leur corps, derrière eux ou devant eux, de sorte à pouvoir contrôler l'espace qu'ils occupaient. Les résultats des trois études d'Efran et Cheyne indiquent que seulement un participant sur 130 passait entre les compères lorsqu'ils étaient à une distance comprise entre 61 et 76 cm l'un de l'autre. Les auteurs ont également observé que cette proportion n'augmentait que très peu avec l'augmentation de la distance entre les compères, jusqu'à ce que cette distance soit égale à 122 cm. Comme les auteurs l'ont souligné, cette distance est très proche de la frontière de l'espace personnel tel que défini par Hall (1966, i.e. 125 cm). Les auteurs ont également souligné le fait qu'une étude pilote leur avait, par ailleurs, permis de déterminer que les individus peuvent généralement passer facilement, sans tourner les épaules, par une ouverture large de 61 cm. Selon eux, ceci suggérait que leurs résultats ne pouvaient donc pas s'expliquer uniquement en termes de contraintes physiques.

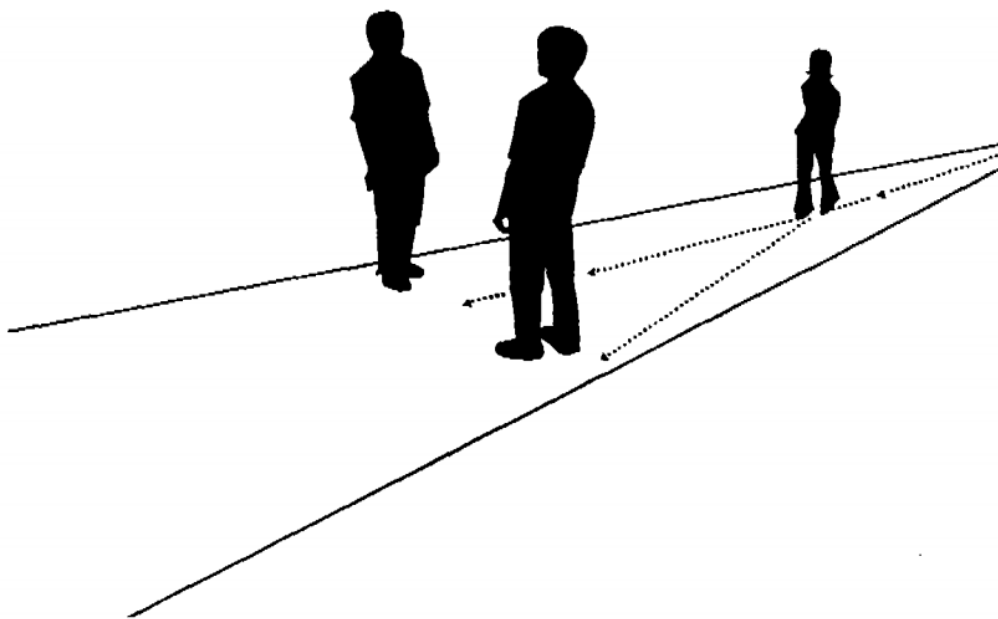


Figure 33. Situation expérimentale utilisée par Efran et Cheyne dans leurs études (d'après Efran & Cheyne, 1973). La distance entre les compères variait entre 61 et 137 cm.

Cette étude ne permet pas de savoir si les individus observés essayaient d'éviter d'envahir l'espace personnel des compères, d'éviter que leur propre espace personnel ne soit envahi par les deux compères à la fois ou d'éviter ces deux situations. De plus, bien qu'il soit possible d'attribuer le comportement des individus observés à de la politesse, comme l'ont souligné Efran et Cheyne(1973), ces études ne permettent pas de déterminer la part relative de la politesse et des conséquences de la gêne liée à l'invasion de l'espace personnel. Néanmoins, quelle que soit la cause de ce résultat, l'anticipation de l'invasion de l'espace personnel semble influencer les actions telles que le fait de passer entre deux individus. Une question qui découle de ce constat consiste à se demander si l'anticipation de l'invasion de l'espace personnel influence également la perception des affordances (e.g., la passabilité d'un espace entre des individus) et la perception visuelle de l'espace (e.g., perception des largeurs d'ouverture ou perception des distances interpersonnelles).

2. L'invasion de l'espace personnel et la perception des distances interpersonnelles

Sur la base des études présentées précédemment, nous considérons la gêne liée à l'invasion de l'espace personnel comme une contrainte sociale des actions qu'un individu peut réaliser dans son environnement. À ce titre, les individus pourraient apprendre la relation entre cette gêne et une distance interpersonnelle donnée au même titre qu'ils apprennent la relation entre l'effort nécessaire pour parcourir une distance donnée et cette distance. Des variations de la gêne liée à l'invasion de l'espace personnel pourraient ainsi influencer la perception des distances interpersonnelles au même titre que des variations dans l'effort nécessaire pour marcher semblent influencer la perception des distances.

À notre connaissance, il n'existe qu'une seule étude portant directement sur l'influence de l'invasion de l'espace personnel sur la perception des distances interpersonnelles (Gifford, 1983). Dans cette étude, les participants devaient approcher l'assistant de l'expérimentateur ou laisser celui-ci les approcher jusqu'à ce qu'ils commencent à ressentir une gêne (i.e., tâche de « stop-distance »). Une fois que les participants ou l'assistant de l'expérimentateur étaient arrêtés, les participants estimaient verbalement la distance qui les séparait de l'assistant. Ce dernier mesurait ensuite cette distance afin de connaître sa valeur réelle. Afin de s'assurer qu'un éventuel effet de

l'invasion de l'espace personnel sur la perception des distances ne puisse être attribué à un biais général de la perception des distances, les participants réalisaient également une tâche contrôle dans laquelle ils devaient estimer différentes distances entre eux et l'assistant de l'expérimentateur sans que l'assistant ne mentionne l'éventualité d'une gêne pour cette tâche. L'idée de Gifford était que le fait d'attirer l'attention sur la gêne permettait d'induire un contexte relatif à l'invasion de l'espace personnel. Les résultats indiquent que les participants percevaient l'assistant comme plus éloigné d'eux qu'il ne l'était en réalité lorsqu'il se trouvait à une distance interpersonnelle suscitant une gêne chez eux. Selon Gifford, ces résultats pourraient venir du fait que les individus qui ressentent une gêne lors de l'invasion de leur espace personnel pourraient essayer de s'éloigner perceptivement de l'individu qui envahit leur espace personnel afin de réduire cette gêne.

Les résultats de l'étude de Gifford semblent cependant contradictoires avec ceux d'autres études. En effet, dans une étude de Codol (1985, Étude 3), deux groupes de participants devaient estimer les distances les séparant d'autres individus inconnus. Les participants d'un groupe devaient estimer verbalement à quelles distances ils se trouvaient des autres individus (i.e., référence à autrui). Les participants de l'autre groupe devaient estimer verbalement à quelles distances les autres individus se trouvaient d'eux-mêmes (i.e., référence à soi). Codol a également manipulé la densité des individus présents dans une salle expérimentale de 35 m² (trois personnes, six personnes ou 12 personnes). Le résultat principal de cette étude indique que les participants percevaient les autres individus comme étant plus proches d'eux physiquement dans la condition de référence à soi que dans la condition de référence autrui. Selon Codol, ce résultat témoignerait du fait qu'à distance interpersonnelle égale, les individus auraient davantage l'impression qu'un autre individu envahit leur espace personnel qu'ils n'envahissent eux-mêmes le sien. Si cette interprétation est correcte, les résultats de Codol pourraient ainsi expliquer pourquoi les individus semblent moins gênés par l'invasion de leur espace personnel lorsqu'ils approchent un autre individu plutôt que lorsque celui-ci les approche (Bell et al., 1988 ; Hayduk, 1981a).

Dans une autre étude non publiée (Schnall et al., 2005), des participants devaient estimer la distance qui les séparait d'une canette de soda que l'expérimentateur plaçait dans leur espace personnel, à une distance comprise entre 10 cm et 45 cm. Pour une partie des

participants, l'expérimentateur buvait une gorgée de la canette avant de la placer dans l'espace personnel des participants. La canette était ici supposée envahir l'espace personnel des participants dans la mesure où elle appartenait à l'expérimentateur. Pour l'autre partie des participants, l'expérimentateur plaçait la canette dans l'espace personnel des participants en leur indiquant qu'il s'agissait d'une récompense pour les remercier de participer à l'étude. La canette n'était pas supposée envahir l'espace personnel des participants dans la mesure où elle leur appartenait. Les participants devaient ensuite estimer la distance qui les séparait de la canette par une tâche de correspondance visuelle. Les auteurs ont observé que les participants percevaient la canette comme plus proche d'eux lorsqu'elle appartenait à l'expérimentateur plutôt que lorsqu'elle leur appartenait. Selon Schnall et al., ce résultat témoignerait du fait que lorsque l'espace personnel d'un individu est envahi, l'objet qui l'envahit serait perçu comme étant « trop proche ». Cette étude apporte des informations quant à la manière dont l'invasion de l'espace personnel pourrait influencer la perception de l'espace. Cependant, elle ne permet pas directement de savoir si la gêne liée à l'invasion influence la perception des distances interpersonnelles (voir cependant Constable, Kritikos, & Bayliss, 2011, pour l'effet de l'appartenance d'un objet sur la préparation motrice).

À première vue, l'étude de Gifford (1983) et les études de Codol (1985) et de Schnall et al. (2005) semblent présenter des résultats contradictoires quant à la manière dont l'invasion de l'espace personnel influence la perception des distances. Cependant, des différences méthodologiques importantes telles que la nature des stimuli (i.e., l'expérimentateur dans l'étude de Gifford vs. la canette de soda dans l'étude de Schnall et al.) ou encore la nature de la situation d'invasion (i.e., explicite dans l'étude de Gifford vs. implicite dans l'étude de Schnall et al. ou de Codol) rendent difficile l'interprétation de cette apparente contradiction. Néanmoins, toutes ces études suggèrent que l'invasion de l'espace personnel pourrait influencer d'une certaine manière la perception des distances. Dans la partie expérimentale de cette section, nous présentons les résultats de nos propres études qui suggèrent que les relations sociales pourraient influencer la perception de la largeur d'un espace situé entre deux individus ou entre un individu et un mur.

CHAPITRE 2.3

LE POUVOIR ENVISAGÉ COMME UNE CONTRAINTE SOCIALE DES ACTIONS

Le pouvoir d'un individu correspond à sa capacité à influencer les individus qui l'entourent afin d'obtenir ce qu'il souhaite tout en résistant à leur influence (Simpson, Farrell, Orina, & Rothman, 2014). De nombreuses études ont suggéré que le pouvoir aurait non seulement une importance capitale dans le domaine des relations sociales (e.g., pour une revue, voir Simpson et al., 2014) mais qu'il aurait également une influence sur une variété de processus cognitifs (pour une revue, voir Smith & Galinsky, 2010). Bien que ces études aient suggéré que le pouvoir influence certains aspects de la perception visuelle (e.g., sensibilité à des différences de couleurs, Weick, Guinote, & Wilkinson, 2011), personne n'a encore, à notre connaissance, étudié l'influence du pouvoir sur la perception visuelle de l'espace et des affordances. Néanmoins, un ensemble d'études ont suggéré que le pouvoir pourrait influencer la perception des contraintes associées à l'atteinte d'un but, les performances motrices, la perception de la taille du corps et la perception du poids des objets.

1. L'influence du pouvoir sur la représentation des buts et sur les performances motrices

Nous avons abordé précédemment des résultats qui suggèrent que les contraintes physiques et sociales des actions semblent influencer la perception de l'espace. Si c'est bien le cas, nous pensons que des variables influençant la perception des contraintes liées aux actions pourraient par conséquent modérer leurs effets sur la perception. Le pouvoir semble être une variable de ce type.

En effet, les individus qui ont du pouvoir auraient une plus grande tendance à l'action (e.g., P. K. Smith & Bargh, 2008) et percevraient également plus facilement les informations

associées aux buts qu'ils poursuivent (e.g., Slabu & Guinote, 2010). Comme Whitson et al. (2013) l'ont souligné, il y a cependant différents types d'informations associées à l'atteinte d'un but. Certaines informations concernent des aspects facilitant l'atteinte d'un but alors que d'autres informations concernent des aspects la rendant plus difficile. Dans leur Étude 1, ces auteurs ont voulu déterminer si le pouvoir d'un individu influence sa sensibilité à l'un de ces deux types d'informations. Pour manipuler le « sens du pouvoir » (désigné dans la suite du texte par « pouvoir »), les auteurs ont utilisé une tâche de rappel autobiographique (Galinsky, Gruenfeld, & Magee, 2003). Pour cette tâche, les participants devaient écrire un paragraphe à propos d'une situation dans laquelle ils avaient eu du pouvoir sur quelqu'un ou à propos d'une situation dans laquelle quelqu'un avait eu du pouvoir sur eux. L'expérimentateur attribuait ensuite un but aux participants (e.g., ouvrir un magasin de fleurs) et leur présentait à tous 18 informations écrites en rapport avec leur but. Sur ces 18 informations, la moitié faisait référence à des aspects facilitant l'atteinte du but (informations positives, e.g., une forte demande concernant l'ouverture d'un magasin de fleurs) alors que l'autre moitié faisait référence à des aspects la rendant plus difficile (informations négatives, e.g., des finances insuffisantes). Après que les participants aient pris connaissance de toutes ces informations, l'expérimentateur leur demandait de réaliser une tâche distractive et enfin de rappeler le plus d'informations possible se rapportant à leur but.

Les résultats de cette étude indiquent que les participants qui avaient un sens du pouvoir faible rappelaient plus d'informations négatives que d'informations positives. Par ailleurs, ils rappelaient également plus d'informations négatives que les participants qui avaient un sens du pouvoir plus élevé. En revanche, ces derniers ne semblaient pas se rappeler plus des informations positives que des informations négatives. Selon les auteurs, ces résultats indiquent que la plus grande tendance à l'action des individus qui ont du pouvoir pourrait venir d'un manque de sensibilité vis-à-vis des aspects de la situation qui peuvent rendre l'atteinte de leurs buts plus difficile. Cette interprétation semble par ailleurs en accord avec des études qui ont suggéré que les individus qui ont plus de pouvoir seraient plus optimistes et prendraient plus de risques (C. Anderson & Galinsky, 2006). Si c'est effectivement le cas, les individus qui ont du pouvoir pourraient moins prêter attention aux contraintes associées à leurs actions, ce qui pourrait modérer l'effet de ces contraintes sur

leur perception visuelle de l'espace. Des études plus approfondies sont cependant nécessaires pour s'assurer que le pouvoir influence bien la perception des contraintes des actions dans une situation réelle comme cela semble le cas dans la situation imaginée que nous venons de décrire.

Burgmer et English (2012) se sont intéressés à l'effet du pouvoir sur les performances motrices. Dans leur Étude 2, les participants réalisaient deux tâches présentées comme deux études indépendantes. La première tâche était une tâche de mots mêlés consistant à trouver 12 mots dans une grille de lettres. Elle servait de tâche d'induction du pouvoir. Pour une partie des participants, cette grille contenait six mots associés avec le fait d'avoir du pouvoir (e.g., « influence »), alors que pour l'autre partie, elle contenait six mots associés au fait de ne pas avoir de pouvoir (e.g., « servir »). Les six mots restants étaient des mots distracteurs qui n'avaient pas de rapport avec le pouvoir. L'expérimentateur indiquait ensuite aux participants qu'ils allaient réaliser une seconde tâche consistant à lancer des fléchettes aussi près que possible du centre d'une cible. Avant de réaliser cette tâche, l'expérimentateur demandait également aux participants de dessiner une cible sur une feuille (Figure 34a). Selon les auteurs, ceci permettait de mesurer la manière dont les participants se représentaient le but de la tâche. Les participants réalisaient ensuite la tâche de lancers de fléchettes grâce à laquelle ils étaient censés pouvoir augmenter la récompense qu'ils allaient recevoir pour leur participation à l'étude (Figure 34b). La performance des participants étaient mesurée sur une échelle de 0 à 10 représentant respectivement un lancer ayant raté complètement la cible et un lancer ayant atteint le centre de la cible.

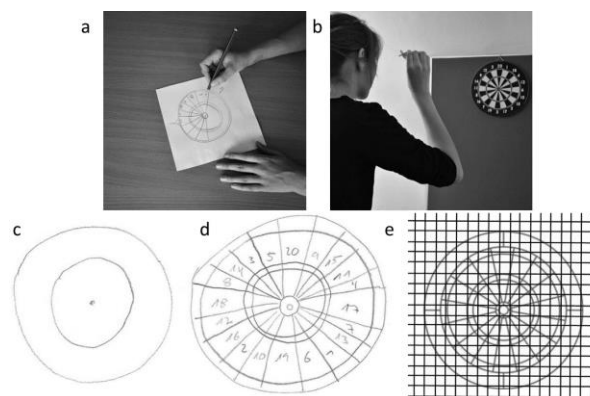


Figure 34. Tâches de dessin de cible (a) et de lancers de fléchettes (b) réalisées par les participants de l'étude de Burgmer et English (2012). Les dessins de cibles des participants avec un sens du pouvoir faible (c) étaient comparés à ceux des participants avec un sens du pouvoir fort (d) grâce à une grille (e) permettant de déterminer la quantité d'informations apparaissant sur chaque dessin.

Les auteurs ont observé que les participants qui avaient un sens du pouvoir élevé obtenaient 1,36 points de plus aux lancers de fléchettes que les participants qui avaient un sens du pouvoir plus faible. Cet effet du pouvoir sur la performance motrice était médiatisé par la précision avec laquelle les participants se représentaient la cible. Les participants qui avaient un sens du pouvoir fort faisaient des dessins plus précis de la cible avant la tâche de lancer que ceux qui avaient un sens du pouvoir plus faible. Selon les auteurs, une représentation plus précise du but chez les individus qui ont du pouvoir par rapport à ceux qui en ont moins pourrait leur permettre d'avoir de meilleures performances dans des tâches motrices.

Comme nous l'avons abordé précédemment, les performances motrices semblent influencer la perception de la taille de la cible (e.g., Cañal-Bruland et al., 2010, 2011 ; Cañal-Bruland & van der Kamp, 2009 ; Witt & Proffitt, 2005). Nous suggérons donc que, si le pouvoir influence effectivement les performances motrices et que les performances motrices influencent effectivement la perception, alors le pouvoir pourrait également influencer la perception par l'intermédiaire de son effet sur la performance motrice. Les individus qui ont plus de pouvoir pourraient, en effet, avoir une variabilité motrice plus faible que ceux qui en ont moins et donc percevoir la cible comme étant plus grande par rapport à ces derniers. La différence d'écart-types observée par Burgmer et Englich (Étude 2) entre les participants qui avaient un fort sens du pouvoir ($SD_{\text{pouvoir fort}} = 1,37$) et ceux qui avaient un faible sens du pouvoir ($SD_{\text{pouvoir faible}} = 2,27$) pourrait en effet suggérer l'existence d'une telle différence de variabilité motrice. Des études sont cependant nécessaires pour déterminer si cette différence de variabilité au niveau des groupes reflète bien une différence de variabilité motrice au niveau des individus et si c'est le cas, si cette variabilité influence bien la perception.

2. L'influence du pouvoir sur la perception du corps et des objets

Duguid et Goncalo (2012) ont réalisé plusieurs études visant à étudier l'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps. Dans leur Étude 1, l'expérimentateur mesurait la taille des participants, puis leur demandait de réaliser une tâche de rappel autobiographique similaire à celle utilisée par Whiston et al. (2013) pour manipuler le sens du pouvoir (fort vs. faible). Les participants estimaient ensuite verbalement la différence

entre leur taille et la taille d'un poteau mesurant toujours 51 cm de plus qu'eux. Cette différence de taille estimée servait de mesure de la perception que les participants avaient de leur propre taille. Les auteurs ont observé que les participants en situation de pouvoir fort s'estimaient plus grands que les participants en situation de pouvoir faible, d'environ 15,6 cm. Étant donné que la perception de la taille du corps influence la perception des distances et de la taille des objets (e.g., van der Hoort & Ehrsson, 2014 ; van der Hoort et al., 2011a), le pouvoir pourrait donc influencer la perception des distances et de la taille des objets par l'intermédiaire de son influence sur la perception de la taille du corps. Si aucun argument empirique n'existe actuellement concernant la perception des distances, des études suggèrent que le pouvoir qu'un individu possède influence sa perception des autres individus et des objets inanimés.

Yap, Mason et Ames (2013) ont en effet observé que le pouvoir d'un individu pourrait aussi influencer sa perception de la taille des individus qui l'entourent (voir aussi Duguid & Goncalo, 2012, Note 3). Dans leur Étude 2, l'expérimentateur proposait à deux participants à la fois de prendre part à un jeu de rôle qui pouvait leur permettre de gagner jusqu'à 10 \$. Au début de ce jeu de rôles, les participants remplissaient un questionnaire de leadership, supposé indiquer quel participant était le plus approprié pour chaque rôle. En réalité, l'ordinateur attribuait aléatoirement un rôle à chaque participant et le questionnaire servait uniquement à légitimer cette attribution aux yeux des participants. Un participant (i.e., le donneur) se voyait attribuer 10 \$ ainsi que le pouvoir de partager une partie de cette somme avec l'autre participant ou de la conserver entièrement pour lui s'il le souhaitait. Cette situation plaçait donc ce participant en position de pouvoir par rapport à l'autre participant (i.e., le receveur) qui, contrairement à lui n'avait absolument aucun contrôle sur l'issue du jeu de rôle. Après ce jeu, les participants s'isolaient pour répondre à un questionnaire qui comportait deux questions leur demandant d'estimer la taille et le poids de l'autre participant. D'après les résultats, les participants qui jouaient le rôle de donneur estimaient ceux qui jouaient le rôle de receveur comme étant plus petits qu'ils ne l'étaient en réalité et inversement pour ces derniers. Selon Yap et al., ces résultats témoigneraient du fait que le pouvoir d'un individu influence sa perception de la taille des individus qui l'entourent.

En plus d'influencer la perception de la taille d'autres individus, le pouvoir semble également influencer la perception du poids des objets. Dans une étude de E. H. Lee et

Schnall (2014, Étude 2), les participants devaient porter une boîte pesant environ 454 g servant de poids de référence. Les participants devaient ensuite estimer verbalement le poids de trois boîtes qui avaient un poids différent du poids de référence. Après avoir réalisé ces estimations, les participants devaient tester l'ergonomie d'une chaise qui servait en fait d'induction de pouvoir. Cette tâche d'induction consistait à s'asseoir pendant 3 min en maintenant une posture expansive ou une posture constrictive (Figure 35) puis à évaluer le confort de la chaise et la difficulté de maintenir la posture. La posture expansive était supposée augmenter le sens du pouvoir alors que la posture constrictive était supposée le diminuer. Carney, Cuddy et Yap (2010) ont en effet observé précédemment que, manipuler ces postures, influence non seulement le sens du pouvoir, mais également la tendance à prendre des risques et le taux de cortisol et de testostérone dans le sang, des hormones associées respectivement au stress et à la dominance (voir aussi Huang, Galinsky, Gruenfeld, & Guillory, 2011 ; Park, Streamer, Huang, & Galinsky, 2013). Après avoir réalisé cette tâche d'induction, les participants estimaient de nouveau le poids des boîtes dont ils avaient déjà estimé le poids précédemment. Les auteurs ont ainsi observé que les participants estimaient que les boîtes pesaient en moyenne 335,66 g de moins après avoir maintenu la posture expansive qu'avant de maintenir cette posture. En revanche, ils percevaient que les boîtes pesaient en moyenne 99,79 g de plus après avoir maintenu la posture constrictive qu'avant de maintenir cette posture. Selon les auteurs, ces résultats témoignent du fait que le pouvoir d'un individu influence la perception des objets qui sont dans son environnement.



Figure 35. Postures utilisées dans l'étude de E. H. Lee et Schnall (2014, Étude 2). La posture expansive (a) était supposée induire un sens du pouvoir fort alors que la posture constrictive (b) était supposée induire un sens du pouvoir faible (d'après Park et al., 2013).

À la lumière des résultats que nous avons présentés précédemment, nous pensons que l'effet du pouvoir sur la perception du poids a au moins deux origines possibles. Cet effet pourrait tout d'abord provenir de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps. Linkenauger, Moheler et Proffitt (2011) ont en effet observé que les individus semblent percevoir un poids comme étant d'autant plus léger que leur main est grande. Il est cependant possible que, plus que la taille de la main réelle, ce soit la taille de la main perçue qui prédise le mieux la perception du poids au même titre que la taille perçue du corps semble mieux prédire la perception des distances que sa taille réelle (e.g., van der Hoort et al., 2011a). Ainsi, les individus qui ont plus de pouvoir percevraient leurs mains comme étant plus grandes et percevraient, par conséquent, les poids comme étant plus légers par rapport aux individus qui ont moins de pouvoir.

Cependant, l'effet du pouvoir sur la perception des poids pourrait également provenir de l'effet du pouvoir sur la perception de la force de préhension. Cette possibilité est en accord avec les résultats de Carney et al. (2010) qui ont suggéré que l'augmentation du pouvoir induirait une augmentation de la testostérone, hormone jouant un rôle déterminant dans le développement et le maintien de la force musculaire (e.g., Bhasin et al., 1996 ; Fink, Thanzami, Seydel, & Manning, 2006). Ainsi, le pouvoir d'un individu pourrait augmenter son taux de testostérone, ce qui le conduirait à percevoir sa force de préhension comme étant plus grande et, par conséquent, à percevoir les poids comme étant plus légers. Ces deux explications possibles de l'effet du pouvoir sur la perception du poids ne sont cependant pas mutuellement exclusives dans la mesure où certaines études ont suggéré que la force de préhension de la main pourrait influencer la perception de sa taille (e.g., Linkenauger, Witt, Bakdash, et al., 2009, Étude 3).

L'ensemble de ces résultats suggère que le pouvoir contraint les actions qu'un individu peut réaliser et pourrait influencer sa perception visuelle de l'espace. Avant d'étudier les pistes de recherches que nous avons évoquées ci-dessus, nous avons d'abord souhaité en savoir davantage sur l'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps. L'étude que nous présentons dans la partie expérimentale de cette section porte donc sur cet aspect.

SECTION EXPÉRIMENTALE

PROBLÉMATIQUE

Les études que nous venons de présenter semblent indiquer que les contraintes sociales des actions influencent la perception visuelle de l'espace. Parmi ces contraintes sociales, nous avons plus particulièrement abordé la régulation des distances interpersonnelles et le pouvoir. L'influence de ces variables sur la perception visuelle de l'espace et celle des affordances a été relativement peu étudiée jusqu'à présent. Nous avons pourtant présenté des arguments en faveur de l'idée que ces variables pourraient jouer un rôle dans la perception.

La régulation des distances interpersonnelles implique que les individus prennent notamment en compte les relations qu'ils entretiennent les uns avec les autres. La proximité affective, ou plus généralement l'amitié, semble être un déterminant important de l'intensité de la gêne qu'un individu ressent lorsque son espace personnel est envahi (Bell et al., 1988 ; Hayduk, 1981a, voir aussi Sundstrom & Altman, 1976). Dans nos études, nous avons donc utilisé cette proximité affective comme une variable proximale nous permettant de manipuler indirectement l'anticipation de la gêne résultant de l'invasion de l'espace personnel. Dans l'Article 4 (Morgado, Muller, Gentaz, & Palluel-Germain, 2011), nous présentons une étude corrélationnelle dans laquelle des participantes devaient juger la passabilité d'une ouverture entre des images de deux de leurs collègues. Les participantes indiquaient à la fin de l'étude dans quelle mesure elles se sentaient proches affectivement de ces deux collègues. Notre hypothèse était que les participantes percevraient l'ouverture entre leurs deux collègues comme étant d'autant plus passable qu'elles se sentaient proche affectivement de ces personnes.

Nous avons essayé d'approfondir cette idée dans l'étude présentée dans l'Article 5 (Morgado, Muller et al. 2013), dans laquelle les participants devaient estimer la largeur de l'ouverture entre l'image d'un mur et d'une silhouette représentant une personne qu'ils connaissaient. Un groupe de participants devait en effet imaginer que cette silhouette était une personne qu'ils aimaient beaucoup alors que l'autre groupe devait imaginer que cette

silhouette était une personne qu'ils n'aimaient pas du tout. Notre hypothèse était que les participants estimerait l'ouverture entre le mur et la personne comme étant moins large lorsqu'ils n'aimaient pas du tout cette personne plutôt que lorsqu'ils l'aimaient beaucoup.

L'Article 6 (Barnaud, Morgado, Palluel-Germain, Diard, & Spalanzani, 2014), fruit d'une collaboration avec des ingénieurs en robotique, illustre l'intérêt appliqué des travaux sur l'invasion de l'espace personnel. Cet article présente, en effet, une simulation robotique répliquant l'étude d'Efran et Cheyne (1973). Dans cette simulation, un robot virtuel devait traverser un couloir dans lequel se trouvaient deux individus. Il avait soit la possibilité de passer entre eux, soit la possibilité de les contourner. Certains auteurs, dont Efran et Cheyne, considèrent que lorsqu'un individu envisage de traverser un espace occupé par deux autres individus, il prend en compte l'espace qu'ils partagent, c'est-à-dire leur espace d'interaction. Une autre possibilité consiste à penser que l'individu qui envisage de traverser le couloir n'a pas besoin de se représenter un espace d'interaction relativement complexe entre les deux individus s'il se représente déjà son propre espace personnel et celui des autres. Un des buts principaux de cette étude était donc d'implémenter plusieurs variantes de modèles d'espaces partagés et d'espaces personnels dans le robot virtuel. La comparaison des données simulées obtenues avec ces différents modèles devait ainsi permettre de déterminer le modèle à implémenter dans le robot pour qu'il adopte un comportement similaire à celui observé par Efran et Cheyne dans leurs études. La comparaison de ces modèles avait également pour but de déterminer si la seule prise en compte de l'espace personnel des individus était suffisante pour rendre compte des données antérieures ou si la prise en compte de leur espace d'interaction était nécessaire.

Enfin, nous présentons dans l'Article 7, des travaux non encore publiés sur l'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps et des affordances. Comme indiqué précédemment, le pouvoir semble influencer la perception de la taille du corps (e.g., Duguid & Goncalo, 2012 ; Yap et al., 2013). Or, compte tenu de l'influence de la perception de la taille du corps sur la perception des distances, nous proposons un modèle qui prédit un effet du pouvoir sur la perception des distances médiatisé par son effet sur la perception de la taille du corps. Avant de tester l'effet du pouvoir sur la perception des distances, nous avons d'abord voulu améliorer l'estimation de la taille de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps. Nous avons donc répliqué la procédure expérimentale utilisée par Duguid et

Goncalo (2012, Étude 1). Les participants de notre étude devaient décrire, à l'écrit, une situation dans laquelle ils avaient eu du pouvoir sur quelqu'un (i.e., pouvoir fort) ou dans laquelle quelqu'un avait eu du pouvoir sur eux (i.e., pouvoir faible). Les participants devaient ensuite estimer de combien de centimètres une barre verticale était plus grande qu'eux. Un second but de cette étude était d'estimer l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et de l'atteignabilité. L'originalité de cette étude par rapport à l'étude princeps résidait en effet dans le fait que les participants devaient également estimer visuellement la longueur de leurs bras ainsi que leur atteignabilité maximum. Nos hypothèses étaient que les participants avec un pouvoir fort devaient estimer qu'ils étaient plus grands, qu'ils avaient des bras plus longs et qu'ils pouvaient atteindre des objets plus éloignés que les participants avec un pouvoir faible.

ARTICLE 4

LE LIEN ENTRE LA PROXIMITÉ AFFECTIVE ET LA PERCEPTION DE LA PASSABILITÉ D'UNE OUVERTURE ENTRE DEUX PERSONNES

Référence

Morgado, N., Muller, D., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2011). Close to me? The influence of affective closeness on space perception. *Perception*, 40(7), 877-879. doi:10.1068/p6830

Abstract

Recent data show that psychosocial factors affect visual perception. We tested this hypothesis by investigating the relationship between affective closeness and the perception of apertures between two people. People feel discomfort when they are near someone they are not affectively close to. Therefore, we predict that they will be less likely to perceive that they can pass between two people not affectively close to them. Participants had to imagine passing through the aperture between two life-size classmate pictures. We found that the closer participants felt to their classmates, the more they felt able to pass between them. This provides the first evidence of a relationship between affective closeness and the perception of aperture between two people, suggesting that psychosocial factors constrain space perception.

Si vous préférez lire cet article dans son format de publication, rendez-vous directement à la fin de cette thèse ou cliquez [ici](#).

Introduction

Barack feels lucky he does not have to go in the other room because he would have to pass between Sarah and John whom he doesn't like very much. We argue that, in such situations, his weak affective closeness toward these people might lead him to underestimate whether he can pass between them (i.e., passability judgment—Warren & Whang, 1987).

Perceptual judgments are influenced by factors related to the potential cost of the intended actions. Factors such as effort, intentions, and fear (Stefanucci, Proffitt, Clore, & Parekh, 2008; Witt et al., 2004) affect our perception of spatial layouts. A recent work also suggests that one might find less difficult to climb a hill when in the presence of a friend (Schnall et al., 2008). In this study, participants estimated a hill to be less steep when accompanied by a friend than when alone.

To extend the role of psychosocial factors in space perception, we tested whether perceived passability between two people is reduced when we do not feel affectively close to them. The reasons for this prediction are twofold. First, people maintain a personal space around them and feel discomfort when someone is physically too close (Hayduk, 1981a). Second, this feeling of discomfort is stronger when they do not feel affectively close toward this person (Bell et al., 1988). If perception of physical space depends on social considerations, therefore, affective closeness should influence passability judgments. This translates into two predictions. First, for a given aperture between two classmate pictures, participants will be more likely to perceive that they can pass if they feel affectively close to them. We then expect a positive correlation between affective closeness and this passability judgment. Second, when adjusting the minimal distance between the two classmate pictures allowing them to pass (i.e., the critical aperture width), participants will choose a narrow aperture when feeling affectively close to their classmates. We then expect a negative correlation between affective closeness and the critical aperture width.

Method

In this study, twenty-nine female participants had to imagine passing through an aperture between two different classmate³⁶ pictures whose bodies were represented by a wooden mannequin (Figure 36). These images were projected on a white wall in front of the participants. Participants made a 'yes' or 'no' passability judgment on 30 trials as to whether they perceived that they could pass between the two classmate pictures without rotating their shoulders. For each passability judgment, they had to imagine themselves doing this action. After each judgment, they adjusted³⁷ the distance between the two classmate pictures to indicate the critical aperture width, namely the shortest aperture width allowing them to pass without rotating their shoulders. Initial aperture widths varied between 33.6 cm and 101.7 cm and were randomly presented. Finally, participants rated their affective closeness to each classmate (0 = not at all to 7 = a great degree). We computed a closeness score by summing the ratings of the two classmates for each pair. Upon completion of the experiment, participants' shoulder widths were recorded.

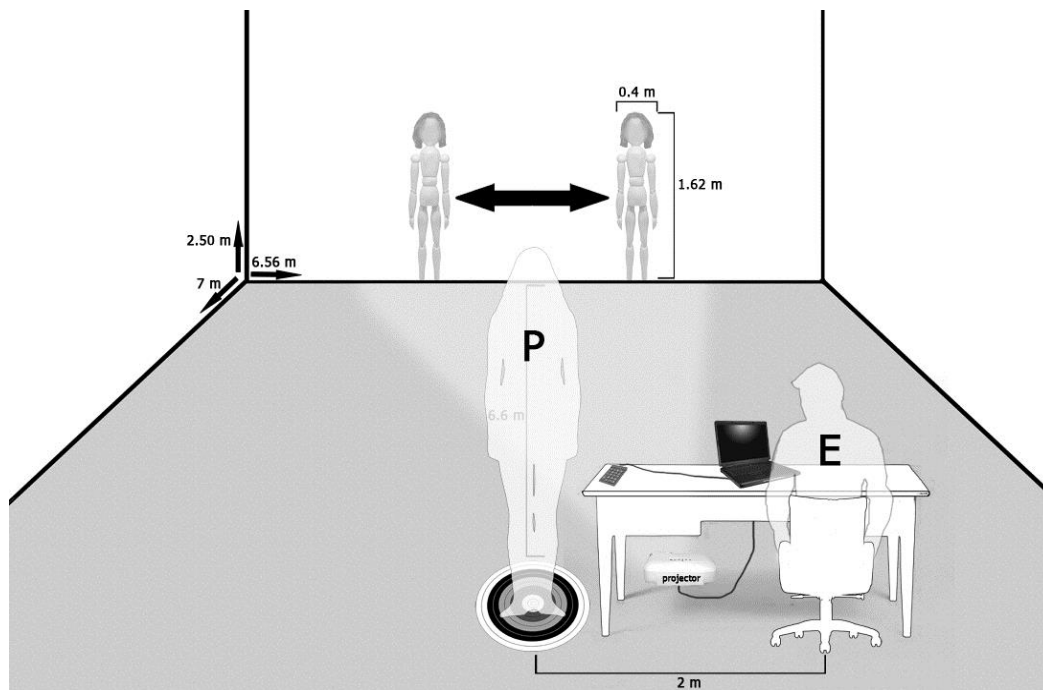


Figure 36. Experimental setup and device (P = participant; E = experimenter). The distances shown are in meters.

³⁶ Both participants and their classmates were females.

³⁷ Participants made these visual estimates by pressing the up and down keys on a keyboard positioned to their right.

Results

As predicted, we found a positive correlation between the affective closeness score and the mean percentages of 'passable' judgments ($r = .45, p = .014$). The closer participants felt to their classmates, the more passable apertures between classmate pictures appeared. Importantly, we also found a negative correlation between the closeness score and the mean critical aperture widths expressed in π ratio (aperture width/ shoulder width—Warren & Whang, 1987; $r = -.48, p = .008$). Thus, the closer participants felt to their classmates, the less space they needed to pass.

Discussion

The present data show that affective closeness and perception of aperture between two people are related. This is in line with the economy of action account, which assumes that spatial layouts are perceived in relation to the potential to act on the environment and the costs associated with these actions (Proffitt, 2006). Although our paradigm may seem to lack ecological validity, we can notice that the value of the π ratio ($M = 1.12$) did not differ significantly from that found in Warren and Whang (1987)'s experiment ($M = 1.16, t(24) = -1.24, p = .22$). Furthermore, it has been shown that passability judgments with projected apertures are just as accurate as passability judgments with real doorways (Guardia et al., 2010). These authors found that the critical aperture width was larger for anorexics than for controls. This value was related to illness duration and to the degree of body dissatisfaction, suggesting that body size overestimation in anorexia nervosa is partly due to impaired neural processing of body dimensions. Finally, Schnall et al. (2008) found similar effects in terms of slope perception in the actual presence of a friend and when imagining the presence of this friend.

The question remains as to the nature of the potential cost associated with the anticipation of personal space invasion. The intention to pass between two people may imply anticipation of two possible consequences: (i) a social norm violation, like interpersonal distance expectations, or (ii) an affective response, like stress (Schnall, 2011). Nevertheless, our study supports the idea that one's affective closeness toward peers might indeed affect the perception of space.

ARTICLE 5

L'INFLUENCE DES RELATIONS SOCIALES SUR LA PERCEPTION DES LARGEURS D'OUVERTURE ENTRE UNE PERSONNE ET UN MUR

Référence

Morgado, N., Muller, D., Pinelli, M., Guinet, E., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2013, August). Does friendship influence space perception? With particular reference to the curse of the suspicious participants. In M. Knauff, M. Pauen, N. Sebanz, & I. Wachsmuth (Eds.), *Proceedings of the 35th Annual Conference of the Cognitive Science Society* (pp. 3110-3115). Austin, TX: Cognitive Science Society.

Abstract

In this study, we tested the hypothesis that social relationships affect the perception of distance. When participants imagined passing through a wall and a disliked-person, they perceived shorter aperture widths than when they intended to pass between a wall and a liked-person. This result was observed only for passable apertures suggesting that social constraints may influence visual perception only when people can actually perform this action. We discuss the results according to an embodied approach to visual perception but also with an alternative explanation in terms of possible demand characteristics. We also discuss some methodological points supposed to improve the validity of such experiments.

Si vous préférez lire cet article dans son format de publication, rendez-vous directement à la fin de cette thèse ou cliquez [ici](#).

Introduction

According to Proffitt & Linkenauger (2013) the visual perception of space depends on the phenotype of the perceiver. More precisely, the optical information would be scaled on the morphological, physiological, and behavioral properties of the body. For instance, decreasing people's ability to reach an object leads them to perceive it as being farther away (Lourenco & Longo, 2009; Morgado, Gentaz, et al., 2013).

Previous works tried to extend this account to the influence of social factors on visual perception (Chambon, 2009; Harber et al., 2011; Morgado et al., 2011). For example, Schnall, Harber, Stefanucci, & Proffitt (2008) observed that people underestimate the slant of a steep hill when they are accompanied by a friend instead of being alone. According to the authors, this difference in slant estimation reflects that social support, as a social resource, can compensate the potential effort associated with climbing the hill and thus reduces its perceived steepness.

In some cases, however, the social constraints associated with a given action constitute a cost rather than a resource. Previous works suggest that people maintain a personal space around them and that they feel discomfort when someone invades this space (Hayduk, 1983). Moreover, this discomfort seems to increase as the physical interpersonal distance decrease (Hayduk, 1981a). Interestingly, the discomfort associated with personal space invasion seems to vary according to the social relationship (Sundstrom & Altman, 1976). Consistent with these findings, we recently observed that people's action-scaled perception of a space between two acquaintances is correlated with the participants' affective closeness toward these acquaintances (Morgado et al., 2011). Indeed, the closer participants felt to their classmates, the more passable the space between the classmates pictures appeared and the less space they needed to pass. These results might suggest that participants perceived the space between the two classmate pictures (i.e., the aperture width) differently because of the closeness feeling.

In the present study, we aimed to investigate further whether social relationships influence the visual perception of an aperture between a wall and an acquaintance. More precisely, participants had to estimate the width of an aperture between the picture of a wall and that of a human figure evoking a liked person or a disliked person. Participants also

indicated if the aperture was wide enough to allow them to pass. Our hypothesis was that the participants from the disliked-person group should perceive smaller apertures than participants from the liked-person group. Moreover, this study aimed to replicate the observed correlation between affective closeness and the passability judgments.

Method

Participants. Sixty undergraduates (52 females; $M_{\text{age}} = 21$, $SD_{\text{age}} = 3$) from the University of Grenoble took part in this experiment for course credit. The participants had normal or corrected-to-normal vision, as indicated by self-report. None had participated in our previous study. The present study was conducted in accordance with the Declaration of Helsinki and with the understanding and the written consent of each participant. It was approved by the local ethics committee of the LPNC (CNRS and the University of Grenoble).

Apparatus and procedure. To manipulate social relationships, we chose to use a similar mental imagery task as the one used by Schnall et al. (2008). Participants sat down in front of a computer for the mental imagery task. Headphones provided the instructions to the participants who were randomly assigned to the disliked-person or the liked-person group (respectively, $n = 31$ and $n = 29$). Using headphones enabled the experimenter to be blind to experimental groups while increasing standardization of the instructions.

The instructions indicated that the experiment concerned visual perception of space and that participants would have to estimate the width of an aperture between a picture of a wall and a human figure. Instructions underlined that recent studies indicated that such a task is too difficult in artificial situations. Supposedly to make the task more natural, they had to imagine that the human figure was an acquaintance. At the beginning of the mental imagery task, participants had to complete a relaxation exercise. Then, participants in the disliked-person group had to choose an acquaintance who they did not like at all and who made them uncomfortable. In contrast, participants in the liked-person group had to choose an acquaintance that they liked very much and who made them feel good. Participants could take all the time they needed to choose this acquaintance and they pressed a key to hear the next instructions. Then, they had to imagine the presence of this acquaintance while thinking about their feeling toward this person, while visualizing his or her physical appearance, and while

keeping in mind how they usually interact with this person. At the end of this mental imagery task, the instructions indicated that participants had now to estimate aperture width and they had to keep in mind a picture of the chosen acquaintance.

For the perceptual task, participants stood at 3.7 m in front of a white screen on which the picture of a wall and those of a human figure were projected (Figure 37). The dimensions of the two pictures were identical (height: 169 cm, width: 41.5 cm). The instructions were projected on the screen at the beginning of this task. Throughout this task, participants had to imagine the previously chosen acquaintance in place of the human figure projected on the screen. Since the constraints of a given action influence the perception mainly when people intend to perform this action (Witt et al., 2005), participants had to imagine passing through the aperture between the wall and their acquaintance before each width estimation. Since arm posture seems to influence perceived aperture widths (Stefanucci & Geuss, 2009), participants had to keep their arms along their body. To estimate the aperture widths, participants completed a visual-matching task (for a similar measure see Stefanucci & Geuss, 2009). The experimenter stood at 190 cm from the participants' right side and progressively unrolled a tape measure located at 130 cm from the floor. Participants had to stop the experimenter when they considered that the length of the tape measure was equal to the aperture width. To reduce the potential experimenter effect on participants' estimations, the experimenter could not see which aperture width the participants had to estimate. Moreover, the experimenter tried hard to keep his gaze on a fixed point in the wall in front of him while unrolling the tape measure. Neither the experimenter, nor the participants could see the graduation of the tape measure during the estimations. The experimenter could only see the measure after participants were satisfied of their estimation to record it in the computer. Then, participants made a "yes" or "no" passability judgment (Warren & Whang, 1987) to indicate if the aperture was wide enough to allow them to pass through it without rotating their shoulders. The experimenter recorded this judgment and launched the next trial. Participants completed 32 trials including 4 practice trials and 28 test trials. The actual aperture widths used for the test trials ranged from 30 cm to 95 cm with a 5-cm step. The actual aperture widths used for the practice trials (31 cm, 39 cm, 52 cm, 82 cm) were randomly selected among this range of width and were the same for all the participants. The actual aperture widths were randomly presented during the practice and test trials.

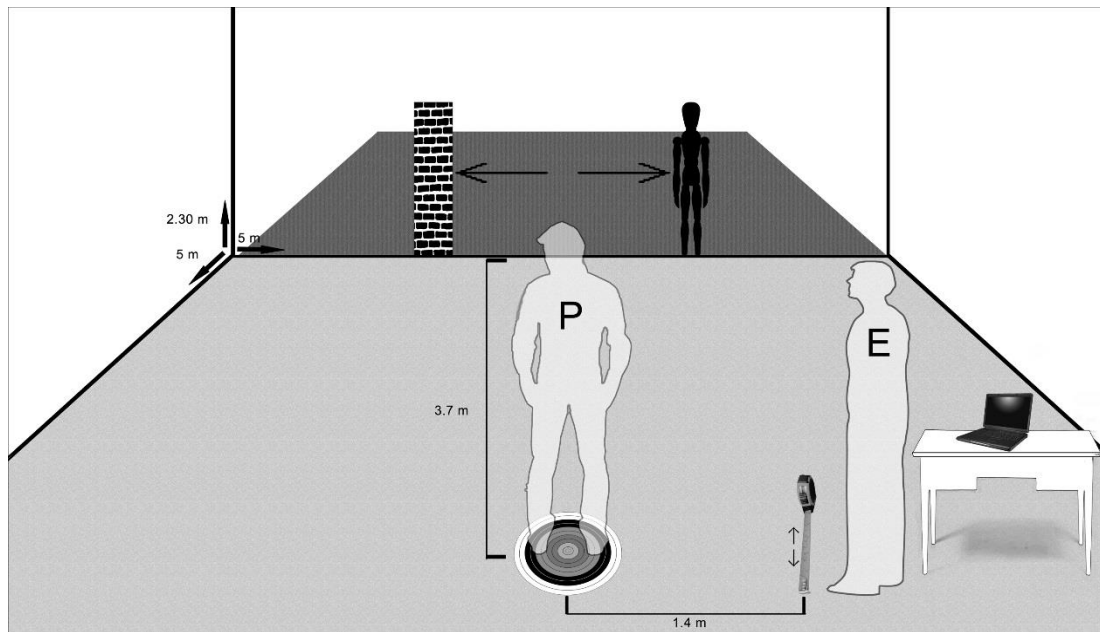


Figure 37. Experimental setup and device (P: participant; E: experimenter).

Immediately after the completion of the perceptual task, the experimenter asked participants if the overall procedure was clear and probed them for suspicion about the hypothesis. The experimenter asked two questions to the participants: (1) “In your opinion what hypothesis is tested in this study?” (2) “Do you think that some aspects of the experiment could have influenced your responses? If so, what were these aspects?” Then the experimenter recorded participants’ shoulder width as the distance between the tips of the two humerus. Finally, participants sat down and answered a post-experimental questionnaire projected on the screen. The items of this questionnaire were gathered together by themes which were presented in a fixed order: (1) impressions about the mental imagery task, (2) information about the chosen acquaintance, (3) participants’ feelings toward the acquaintance, (4) participants’ preferred interpersonal distance with the acquaintance (for a similar measure see Pedersen, 1973), (5) participants’ physical state, and participants’ mood. Items, however, were randomly presented among the themes.

Results

We conducted a set of t-tests to check the effectiveness of our experimental manipulation with Social Relationship as a between-group factor and the different items of

the post-experimental questionnaire dependent variables. The participants in the liked-person group indicated more positive feelings toward their acquaintance ($M = 4.42$, $SD = .34$) than those in the disliked-person group ($M = 2.46$, $SD = .36$), $t(56) = 21.32$, $p < .001$, $\eta^2 = .89$. In line with the literature (Sundstrom & Altman, 1976), participants in the liked-person group preferred keeping a significantly shorter interpersonal distance with the acquaintance ($M = 30.02$, $SD = 22.26$) than those of the disliked-person group ($M = 141.83$, $SD = 44.69$), $t(56) = -12.19$, $p < .001$, $\eta^2 = .73$. Participants in the liked-person group indicated having more frequent contacts with the acquaintance ($M = 3.17$, $SD = 1.05$) than those of the disliked person group ($M = 1.86$, $SD = .85$), $t(56) = 5.19$, $p < .001$, $\eta^2 = .73$. Moreover, participants in the liked-person group indicated that the pictures generated during the mental imagery task were more pleasant ($M = 4.6$, $SD = .49$) than those in the disliked-person group ($M = 2.11$, $SD = .59$), $t(56) = 17.28$, $p < .001$, $\eta^2 = .84$. There was no other significant difference for the other items of the post-experimental questionnaire (i.e., duration of the relationship, mood, vividness of the imagery task, easiness to imagine the target person, and easiness to imagine passing through the aperture). It is noteworthy, however, that it was marginally easier to imagine the liked person ($M = 3.23$, $SD = 1.22$) than the disliked one ($M = 2.64$, $SD = 1.25$), $t(56) = 1.82$, $p = .07$, $\eta^2 = .06$.

An inspection of the Studentized deleted residuals on the aperture width estimations revealed the presence of two outliers (see Judd et al., 2009). They were excluded of the subsequent analyses. Two other participants were also excluded because of a power cut during data collection. After these exclusions, it remained 56 participants ($n_{liked} = 29$, $n_{disliked} = 27$). We considered participants as suspicious when they indicated that they thought that we aimed to test the effect of social relationship on the perception of aperture or when they indicated that social relationship was an aspect that influenced their estimations. In spite of our cover story, 39.29 % of our participants suspected the true purpose of the study. Moreover, there were more suspicious participants in the disliked-person group (55.56 %) than in the liked-person group (24.14 %), $t(54) = 2.49$, $p < .02$, $\eta^2 = .10$.

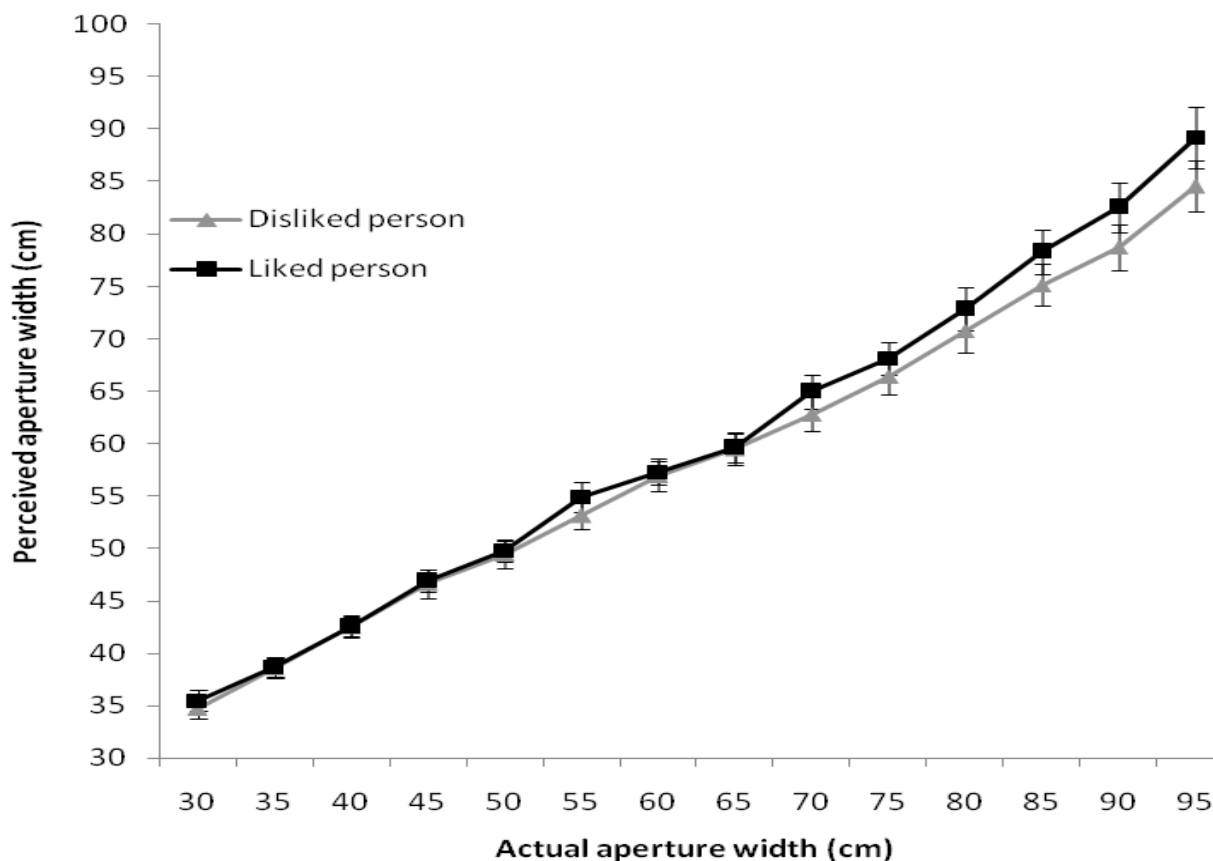


Figure 38. Perceived distance as a function of Actual Aperture Width and Social Relationship. Error bars denote standard errors of the means.

We conducted an analysis of variance (ANOVA) with Social Relationship (liked person, disliked person) as a between-subjects factor and Actual Aperture Width (30 cm, 35 cm...90 cm, 95 cm) as a within-subject factor. The Estimated Aperture Width was the dependent variable. Given that the exclusion of all the suspicious participants would lead to decrease dramatically the statistical power of the analysis, we entered Suspicion (suspicion vs. no suspicion) as a covariate in this analysis. We also entered Shoulder Width as a covariate since this variable is known to influence perceived aperture widths. This analysis revealed that participants in the disliked-person group estimated shorter aperture widths ($M = 58.5$, $SD = 1.35$) than those of the liked-person group ($M = 61.5$, $SD = 1.51$). However, this main effect of social relationship was not statistically significant, $F(1, 51) = 2.21$, $p < .14$, $\eta^2 = .04$. Neither the main effect of suspicion, nor those of shoulder width were significant ($ps > .1$). The main effect of Actual Aperture width was significant, $F(13, 663) = 7.31$, $p < .001$, $\eta^2 = .13$. Interestingly, the interaction between actual aperture width and social relationship was significant, $F(13, 663)$

= 2, $p < .02$, $\eta^2 = .04$ (see Figure 38). This seems to reflect the fact that participants in the disliked-person group tended to estimate shorter aperture widths than those of the liked-person group for the aperture judged wide enough to pass, $F(1, 51) = 3.08$, $p < .09$, $\eta^2 = .06$, but not for those judged too small to pass, $F(1, 51) = .68$, $p < .41$, $\eta^2 = .01$. Importantly, the interaction between the actual aperture width and the social relationship did not depend on suspicion ($p = .73$). Moreover, these results did not change dramatically when we controlled for the easiness to imagine the target person. We also conducted an ANOVA with social relationship as a between-subject factor and the percentage of “yes” passability judgments as a dependent variable. We also entered suspicion and shoulder width in this analysis to statistically control for these variables. Although the percentage of “yes” passability judgments was smaller for the disliked-person group ($M = 53.32$, $SD = 4.33$) than for the liked-person group ($M = 60.36$, $SD = 4.89$), this difference was not significant ($p > .74$).

Neither the correlation between the familiarity with the acquaintance and the percentage of “yes” passability judgments, nor those between the preferred interpersonal distance and the percentage of “yes” passability judgments were significant ($r = -.08$, $p = .71$ and $r = -.22$, $p = .28$ respectively). Interestingly, the correlation between the affective closeness and the percentage of “yes” passability judgments was significant for the participants in the disliked-person group ($r = .64$, $p = .01$), but not for those in the liked-person group ($r = -.42$, $p = .23$). Importantly, this pattern of correlations remained the same when we statistically controlled for the shoulder width of the participants and for the suspicion.

Discussion

When participants intended to pass between a wall and a disliked-person stimulus, they tended to estimate shorter aperture widths compared with when they intended to pass between a wall and a liked-person stimulus, but only for passable apertures. As observed in our previous study (Morgado et al., 2011), we also observed a positive correlation between the affective closeness and percentage of “yes” passability judgments. More precisely, the closer participants felt to the acquaintance, the more passable the aperture appeared. Surprisingly, it was only true for the participants in the disliked-person group, but not for those in the liked-person group. At a first glance, these results seem consistent with the social

extension of the phenotypic account of perception (Proffitt & Linkenauger, 2013). According to this account, the anticipation of personal space invasion might lead to perceive shorter aperture widths in the presence of disliked persons than in the presence of liked ones.

The observed interaction between the actual aperture width and the social relationship is consistent with previous results suggesting that the constraints related to an intended action influence visual perception only when people can actually perform this action (Lessard et al., 2009). The correlation between affective closeness and passability judgments observed only with disliked persons might also suggest that affective closeness is more relevant for passability with disliked persons compared with liked ones.

One might be willing to explain our results in terms of the ease to keep in mind the person stimulus. For instance, it might be easier to imagine the disliked-person than the liked-person given the literature on attention to negative stimuli (N. K. Smith, Cacioppo, Larsen, & Chartrand, 2003). If so, such a difference might explain our results. The data from our post-experimental questionnaire, however, indicated that the difference between the disliked-person and the liked-person groups for the vividness of the imagery task was not significant. In contrast, it was marginally easier to imagine the liked-person than the disliked one. Importantly, the interaction between the actual aperture width and the social relationship remained significant when we statistically controlled for the easiness to imagine the target person. In the same vein, one might also invoke mood as a potential confound in our results since mood seems to influence visual perception of space (Riener, Stefanucci, Proffitt, & Clore, 2011). However, our post-experimental did not provide any support for this alternative explanation.

Durgin et al. (2009) underlined the necessity to take into account the suspicion of the participants in studies about the influence of the action capabilities on visual perception of space. According to their concerns, the large number of suspicious participants in our sample rises another possible explanation for our results in terms of demand characteristics. Demand characteristics refers to the cues which provide an experimental hypothesis to the participants (Orne, 1962). Moreover the large number of suspicious participants in the disliked-person group suggests that these participants were more likely to be affected by demand characteristics. Thus, they could have reduce their width estimations and adjust their passability judgments in line with their guess about our hypothesis. If it was the case, one

could argue that the interaction effect between the actual aperture width and the social relationship should depend on whether participants were suspicious or not. Interestingly although the interaction between actual aperture width, social relationship, and suspicion was not significant, the increasing difference with the actual aperture in estimated aperture width between the disliked-person and the liked-person groups seems to be present for the suspicious participants only. Even if these results are only descriptive, it is important to underline the fact that our study was not primarily designed to test such a three-way interaction. Considering our sample size, a lack of statistical power needed to test such an interaction might explain this non-significant result. Another important limit relies on the fact we used very basics questions to probe the suspicion of the participants. Further studies primarily designed to test the relevance of the demand characteristics in perception studies will have to use a more sophisticated post-experimental questionnaire.

One could also argue that the experimental demand in the liked-person and the disliked-person group was the same since the two groups had to imagine the presence of an acquaintance. Yet, we observed more suspicion in the disliked-person group than in the liked-person one, which means that demand cues are not equally spread into the two groups or at least that the participants' receptivity to these cues are different between the two group. One possible explanation of this asymmetry might rely on an inconsistency between the cover story and the disliked group. More precisely, participants could have found paradoxical to imagine the presence of a dislike person to make the task more natural. Such asymmetry has important implications for studies contrasting positive and negative experimental manipulations and researchers should be encouraged to find a way to rule out this potential confound.

In spite of the limits of our study, it highlights the need of using a systematic and standardized post-experimental questionnaire in perception studies. Indeed, we think that dealing with the demand characteristic explanation need more than just indicating that participants were probed for suspicion. For instance, it seems that participants tend to admit their suspicion more in a computerized post-experimental questionnaire than in a face-to-face interview with the experimenter (Blackhart, Brown, Clark, Pierce, & Shell, 2012). Thus it is important that the perception researchers take into account such results when they probe their participants for suspicion. One could doubt of the use of questionnaire to deal with the

demand characteristics for at least two reasons. The first reason is that if demand characteristics exert an implicit influence on the participants' behavior, the participants should not be aware of this influence. Thus the interest of simply asking people about this influence with a post-experimental questionnaire should be highly limited (e.g., Nisbett & Wilson, 1977). However, the fact that much of the demand bias should be implicit is not guaranteed. Moreover, even if one considers demand bias as implicit, the demand characteristics which produce this bias can be perceived explicitly by the participants. Thus using a post-experimental-questionnaire remains useful to assess the receptivity of the participants to the demand characteristics. The second reason that can lead scholars to doubt of the usefulness of the post-experimental questionnaire is the fact that such questionnaire captures the impression of the participants after the experiment. It is possible that some participants did not think very much about the hypothesis during the experiment and that the post-experimental questionnaire increases their suspicion when they answer to it. Horvat (1986) observed, however, that care in the design of the questionnaire and in the coding of the responses can improve the reporting of true suspicion and decrease the reporting of false suspicion.

The use of theoretical accounts of demand bias to improve post-experimental questionnaire and experimental design is particularly relevant (Allen, 2004; Strohmets, 2008). According to such accounts, to consider that there is a risk of demand bias, researchers have to consider three critical variables. The first variable is receptivity of the participants to the demand cues. The presence of such cues can lead the participants to guess the hypotheses. We can assess the receptivity of the participants using a quasi-control group as proposed by Orne (1962) or with a post-experimental questionnaire. Interestingly, we can also reduce the receptivity of the participants to the critical cues by diverting their attention with deceptive cues. With such a "red herring technique", Laney et al. (2008) succeed in reducing the suspicion of the participants about their hypothesis. They used a traditional cover-story to hide the purpose of their study, but in addition they included perceptible cues suggesting that the study had another purpose (i.e., the red herring). Importantly, this red herring cannot be confounded with the true purpose of their studies so that any demand bias in favor of the red herring cannot lead the participants to confirm the true purpose.

The second variable is the participants' motivation to comply with the demand cues. Indeed, without such a motivation, the receptive participants have no reason to comply with demand cues. Allen (2004) in his post-experimental questionnaire used some items about the motivation of the participants to comply or not with what they thought was expected.

The third variable is participants' ability to voluntarily modify their responses according to the demand cues. The question of this ability is highly relevant in behavioral research and seems to be ignored by researchers working on the so called low-level processes. Such tendency might be based on a confusion between what it is studied (i.e., a low-level process) and the way by which we have access to this process (i.e., a response). Yet, even if visual perception implies low-level processes that some authors consider as cognitively impenetrable (e.g., Pylyshyn, 1999), the response of the participants might rely on a voluntary motor act. In that case, as in the cases of visual-matching estimate of or affordance judgments, participants might have the opportunity to voluntarily influence their responses. Assuming that any response used to study a low-level process is not sensitive to response bias is a strong claim and had to be examined for each response or at least for each category of response.

Finally, we observed mixed evidences supporting the idea that social relationships influence the visual perception of distance. We have, however, to qualify this conclusion according to the potential implication of a demand bias in our results. To conclude, if overgeneralizing the explanation in terms of demand bias to experiments with very different experimental design is flawed, ignoring the potential presence of a demand bias in an experiment is also an important concern.

ARTICLE 6

LES AVANTAGES DE L'UTILISATION DES SIMULATIONS EN ROBOTIQUE POUR LES ÉTUDES DE LA RÉGULATION DES DISTANCES INTERPERSONNELLES CHEZ LES HUMAINS

Référence

Barnaud, M.-L., Morgado, N., Palluel-Germain, R., Diard, J., & Spalanzani, A. (2014). Proxemics models for human-aware navigation in robotics: Grounding interaction and personal space models in experimental data from psychology. In *Proceedings of the 3rd IROS'2014 workshop "Assistance and Service Robotics in a Human Environment."* Chicago, Ill.

Abstract

In order to navigate in a social environment, a robot must be aware of social spaces, which include proximity and interaction-based constraints. Previous models of interaction and personal spaces have been inspired by studies in social psychology but not systematically grounded and validated with respect to experimental data. We propose to implement personal and interaction space models in order to replicate a classical psychology experiment. Our robotic simulations can thus be compared with experimental data from humans. Thanks to this comparison, we first show the validity of our models, examine the necessity of the interaction and personal spaces and discuss their geometric shape. Our experiments suggest that humanlike robotic behavior can be obtained by using only correctly calibrated personal spaces (i.e., without explicit representation of interaction spaces and therefore, without the need to detect interactions between humans in the environment).

Si vous préférez lire cet article dans son format de publication, rendez-vous directement à la fin de cette thèse ou cliquez [ici](#).

Introduction

Human navigation, however mundane its context and purpose, is a complex activity, subject to a large number of external constraints. Avoiding bumping into two people discussing together, and avoiding disturbing these people by interrupting their interaction, are two examples of such constraints. The first is an instance of a safety constraint, useful to prevent situations potentially harmful to the navigating agent; the second is an instance of a social constraint, useful to prevent situations potentially annoying to others. Trying and avoiding being a nuisance, both to self and to others, would therefore seem to be a basic requirement for humanlike navigation.

In the context of human-aware robotic navigation, autonomous robots should respect these two types of constraints. Early robotics research have mostly focused on safety constraints (Borenstein & Koren, 1991; D. Fox, Burgard, & Thrun, 1997; Khatib, 1985). Recent developments have investigated incorporating social constraints in navigation algorithms and space representations (Kirby, Simmons, & Forlizzi, 2009; Rios-Martinez, Spalanzani, & Laugier, 2011; Sisbot, Marin-Urias, Alami, & Simeon, 2007). In particular, robotics research has integrated various models of personal spaces (PS) and interaction spaces (IS).

For instance, PS has been modeled by asymmetrical combinations of 2D Normal distributions, centered on the navigating agent's position (Kirby, 2010; Rios-Martinez et al., 2011), or by considering several regions around humans in the robotic environment, assigning each region to accompanying and following tasks (Pandey & Alami, 2010). PS models have also been expanded, integrating explicit attraction towards interaction or, on the contrary, avoidance of interaction, in order to differentially weigh four 2D Normal distributions and obtain different PS shapes (Svenstrup, Tranberg, Andersen, & Bak, 2009). Visibility has also been considered, for instance so that robots would avoid zones that humans do not see (e.g., zones behind a corner, behind other people, Sisbot et al., 2007). Interaction space has also been modeled, for instance with Normal probability distributions, either one-dimensional or two-dimensional, according to the geometrical configuration of the interacting group (Rios-Martinez et al., 2011).

Outside of robotics, experiments on animal navigation and social conventions have led to a large number of theories about personal space representation, with applications from livestock herding (Hediger, 1955) to understanding the psychology of interaction in humans.

Hall (1966), for instance, proposed the concept of proxemics to describe observations and theories of the use of space in humans. Assuming that social relationships are usually reflected in physical distances (between people), Hall defined four proxemic distances: the intimate, personal, social and public distances, which are represented by four concentric boundaries. PS conceptually matches Hall's model of personal distance.

The boundary of PS is influenced by contextual parameters (e.g., culture) or internal parameters (e.g., speed) making its direct observations difficult (Hayduk, 1978; Sommer, 2002). Moreover, several authors proposed that personal space would not be concentric but would be elongated to the front (Hayduk, 1981b; Helbing & Molnár, 1995). PS is the most studied space, but is not the only one. Indeed, more recently, psychology studies have focused on other spaces, like IS (Kendon, 2010), either for static interactions (e.g., discussing at the water cooler) or interactions during movement (e.g., walking in group), or the affordance space (Lindner & Eschenbach, 2011).

So far, and to the best of our knowledge, it appears that human-aware robotics uses models of social constraints that are somewhat inspired from known representations of social spaces in humans, but not systematically grounded in experimental data from social and cognitive psychology.

This is a possible shortcoming, as it could limit the ability of robots to mimic navigation trajectories and behaviors that appear socially acceptable and natural to surrounding humans. Developing formal models of human-like social navigation could also, in turn, help social psychology identify mathematical properties of models that would be useful for understanding human behavior.

In this paper, we present a study of several models of social space representations, grounding their comparison in experimental data from the social psychology literature. More precisely, we consider a classical experiment by Efran and Cheyne (1973), where human participants had to walk down a corridor, choosing whether they would pass between two confederates involved in an interaction, or avoid them and pass behind. We then define

mathematical models of personal and interaction spaces. They provide navigation costs to a cost-based trajectory planning algorithm.

Our experiment addresses three questions. Can the experiment and experimental observations be replicated using our simulated robot? We demonstrate it does, in some portions of the parameter space we explored, and it does not, elsewhere. To replicate experimental data, is it necessary to involve an interaction space representation, or are personal spaces sufficient? We demonstrate that personal spaces are sufficient, and that interaction space models may be superfluous. Finally, what geometrical shapes can personal spaces have in order to explain experimental data? We demonstrate that personal spaces need to have an asymmetrical shape, elongated to the front.

To substantiate these claims, the rest of this paper is structured as follows. We first describe Efran and Cheyne's experimental protocol and data collection, then we introduce the mathematical models for personal and interaction spaces. Our experiment, and the simulator it is implemented in, are then described, followed by the presentation and analysis of our experimental data.

Efran and Cheyne's experiments

We summarize here the main elements and findings of the classical experiment by Efran and Cheyne (1973).

Two confederates, involved in a mock discussion, stood in narrow corridors. The experiment took place in three different corridors, of widths 2.28 m, 2.49 m and 2.36 m. Confederate A was back to one wall, confederate B was facing him (or her), some distance d away. From trial to trial, distance d varied, from 0.61 m to 1.37 m. We considered 13, 15 and 15 different distances for the three corridors, respectively, for a total of 43 possible different spatial configurations. The space "outside" of the interacting pair depended on the corridor: for instance, it was only 0.21 m at its smallest (in the first corridor).

In this setting, participants were people who simply happened to walk down this corridor. They could do so either by walking outside of the interacting pair, or between confederates (see Figure 39, left). When participants were gone from the corridor, confederates took note of the passage chosen. However, some inclusion criteria had to be

met (e.g., no-one else was in the corridor during the observation). Participants were unaware that they were observed for the purpose of the experiment. There were respectively 132, 901 and 223 participants, in the three corridors. Observations were the probabilities, for each distance d , that a participant would pass between confederates: experimental data are shown in Figure 39 (right).

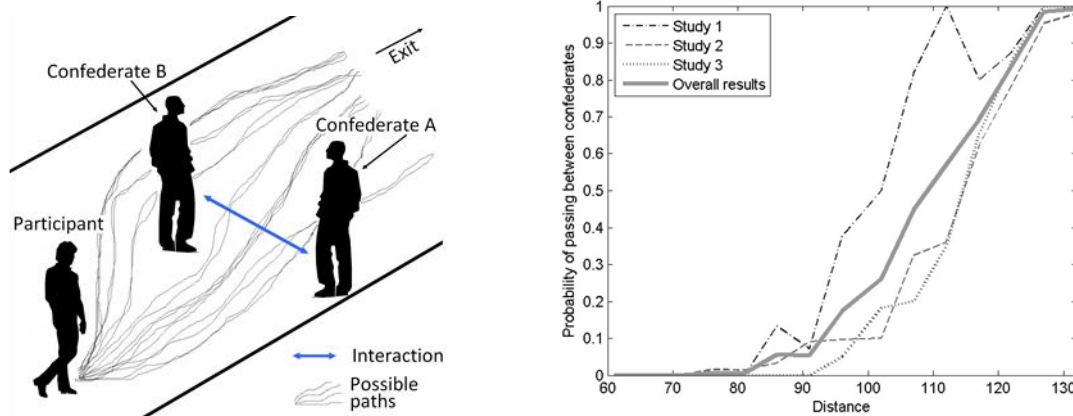


Figure 39. Summary of Efran and Cheyne's experiment (1973). Left: Schema of the experimental setup. Right: Experimental data is the probability of passing between confederates, as a function of the distance d between them.

Observations indicate, of course, that a larger distance d between confederates increased the probability that participants would pass between them, and decreased the probability of passing behind confederate B. These experimental data quantify precisely how this probability varied as a function of distance d between confederates. These are the data that we aim to mathematically replicate, in our experiment.

Personal space and interaction space models

Personal space model. We model PS in the form of a real-valued cost. Its value is 0 for positions where nothing hinders the navigating agent; on the other hand, its value is 1 for positions where something maximally disturbs or hinders it (i.e., unwanted contact or collision). Between these extremes, the cost varies gradually as a function of distance and angle to the navigating agent. Following Kirby (2010), this mathematically takes the form of two Normal probability distributions on the x, y plane, joined together seamlessly on the coronal plane of the navigating agent (i.e., the plane separating what is in front to what is to

the rear of the navigating agent). These two 2D Normal distributions have independent front variance σ_h and rear variance σ_r , but, by construction, they have the same side variance σ_s . Their covariance matrices are Σ_h for the front 2D Normal and Σ_r for the rear 2D Normal, with:

$$\Sigma_h = \begin{pmatrix} \sigma_h & 0 \\ 0 & \sigma_s \end{pmatrix}, \quad \Sigma_r = \begin{pmatrix} \sigma_r & 0 \\ 0 & \sigma_s \end{pmatrix}. \quad (1)$$

Therefore, the personal space cost at position (x,y) relative to the navigating agent, and angle $\alpha = 0$ is given by:

$$PS(x,y) \propto \begin{cases} \mathcal{N}(x,y ; [x_0, y_0], \Sigma_h) & \text{if } x_0 \geq 0 \\ \mathcal{N}(x,y ; [x_0, y_0], \Sigma_r) & \text{otherwise} \end{cases}. \quad (2)$$

The general formulation, for any angle α , can be found elsewhere (Kirby, 2010): it basically amounts to rotating the front/rear axis by angle α . An example of a personal space cost function is shown in Figure 40.

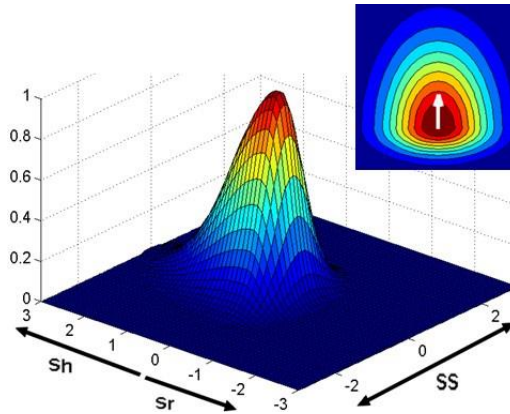


Figure 40. Personal space model of parameters $\sigma_h = 1.0$, $\sigma_r = 0.3$, $\sigma_s = 0.5$, visualized as a real-valued function. Inset: The same personal space, visualized as a contour plot.

Interpersonal space model. In this paper, we explore two mathematical definitions for the interaction space (IS) model. We only consider one-dimensional functions, because the geometry of Efran and Cheyne’s experiment only provides information about passage through the “critical line”, that is to say the axis crossing the corridor at the position of the interacting confederates.

The first mathematical model was already used in previous works (Rios-Martinez et al., 2011), and consists in a Normal probability distribution, defined by:

$$IS_N(x) \propto \mathcal{N}(x ; center, dist/s_{int}) , \quad (3)$$

with *center* the middle position between the interacting people, *dist* the distance between them, and *s_{int}* a free parameter. The proportionality coefficient is defined so that the maximum value taken by this function is 1 to represent maximum hindrance.

The second mathematical model is simply a constant value between interacting people, defined by:

$$IS_c(x) = h = \min(p_{int}/dist, 1) , \quad (4)$$

with *h* the “height” of the constant, given by the ratio between *p_{int}*, a free strictly positive parameter, and *dist* the distance between the interacting people, provided it does not exceed a maximum value of 1 (for representing maximum hindrance, as previously). This model represents a constant valued hindrance between interacting people, whatever the position that would be chosen by the navigating agent to pass between them. The two mathematical definitions of interaction space we investigate are illustrated in Figure 41.

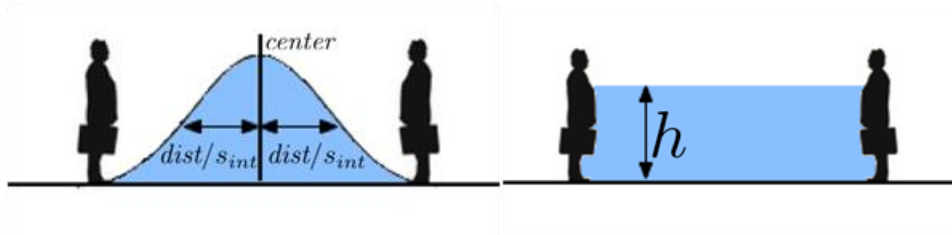


Figure 41. Interaction space models. Left: Interaction space as a Normal probability distribution. Right: Interaction space as a constant function.

Experiment

Simulation of Efran and Cheyne’s experiment. We have replicated Efran and Cheyne’s experiment in a robotic simulator. To do so, we have created three different environments that are corridors of the same dimensions as described by Efran and Cheyne. Static, simulated confederates A and B, and a moving simulated participant (i.e., the simulated robot) were placed in these environments. Each was implemented as a rectangle of lengths 0.3 m from “front” to “back” and 0.4 m long from left to right.

Simulated confederates were placed as in the original experiment, with the distance d between them a controlled parameter. The simulated robot was placed, at the beginning of each simulation, at the entrance of the corridor, and was provided a navigation goal at the other end. To solve the navigation task, it would therefore have to traverse the corridor, either by passing between or behind confederates, as human participants had to.

Trajectory generation. We used the RiskRRT (Risk Rapid-exploring Random Tree) trajectory generation algorithm (Fulgenzi, Spalanzani, Laugier, & Tay, 2010), which is a variant of the RRT (Rapid-exploring Random Tree) algorithm (LaValle, 1998) adapted for dynamic environment, using partial planning. The RiskRRT trajectory generation algorithm deploys a tree of nodes with associated costs, taking into account possible collisions with static and dynamic obstacles, along with social costs, and selects the branch of lower maximal cost that also progresses toward the specified goal. A sample navigation scenario, illustrating the Risk RRT algorithm, is shown in Figure 42.

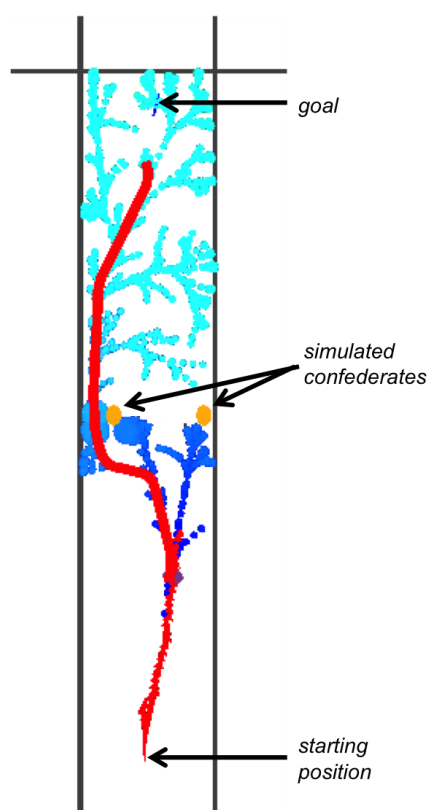


Figure 42. Example of a navigation scenario and the possible trajectories computed by the RiskRRT algorithm. Near the simulated confederates, potential collisions and social costs increase the calculated costs of some branches of the tree. Larger costs are represented by circles of larger diameter. In this example, the simulated participant chooses to avoid passing between confederates.

Collision costs and social costs. In Risk RRT, costs associated with nodes represent risk, either of collision, or of social hindrance. This cost for a position (x,y) is therefore defined as a function of the probability that position (x,y) is collision free, $PWithoutColl(x,y)$, and the probability that it is “hindrancefree”, $PWithoutHind(x,y)$, with:

$$cost(x, y) = 1 - (PWithoutColl(x, y) \cdot PWithoutHind(x, y)) \quad (5)$$

In the simulation of Efran and Cheyne’s experiment, the probability of collision involves the probability of collision with walls in the occupancy map given to the robot, $pCollW(x,y)$, or the confederates $pCollC_A(x,y)$ and $pCollC_B(x,y)$:

$$PWithoutColl(x, y) = (1 - pCollW(x, y)) \cdot (1 - pCollC_A(x, y)) \cdot (1 - pCollC_B(x, y)) \quad (6)$$

The probability of social hindrance involves several components: the probability that the robot at position (x, y) would invade personal spaces of confederates A and B $pHindC_A(x, y)$ and $pHindC_B(x, y)$, the probability of interrupting their interaction $pInt(x, y)$, and the probability that outside elements would invade the personal space of the navigating agent $pNav(x, y)$:

$$PWithoutHind(x, y) = (1 - pHindC_A(x, y)) \cdot (1 - pHindC_B(x, y)) \cdot (1 - pInt(x, y)) \cdot (1 - pNav(x, y)) \quad (7)$$

The first two terms refer to the PS models centered on each confederate, using the asymmetric 2D Normal model of PS given by Eq. (2). $pInt(x,y)$ refers either to the Normal model of IS of Eq. (3), or to the constant model of IS of Eq. (4), or can be replaced by a constant zero value for testing experimental scenarios where the interaction space model is disabled. Finally, $pNav(x,y)$ is computed by attaching a personal space model to the navigating agent, and finding the object, in the navigating agent’s neighborhood, of maximal hindrance (i.e., the navigating agent avoids being close to static or dynamic obstacles as they would invade its personal space).

Again, because of the simple geometry of the navigation scenario in Efran and Cheyne's experiment, costs only need to be computed on the "critical line" passing through confederates and crossing the corridor (see Figure 43, left; the critical line is, because of the geometry of Efran and Cheyne's experiment, parallel with body and gaze orientations of confederates, and normal to the walls). In other words, we only used, from the RiskRRT algorithm, the cost computation for these positions of interest, ignoring the whole trajectory generation before or after the critical line, etc. We computed costs along this critical line, every 0.02 m, excepting positions occupied by confederates.

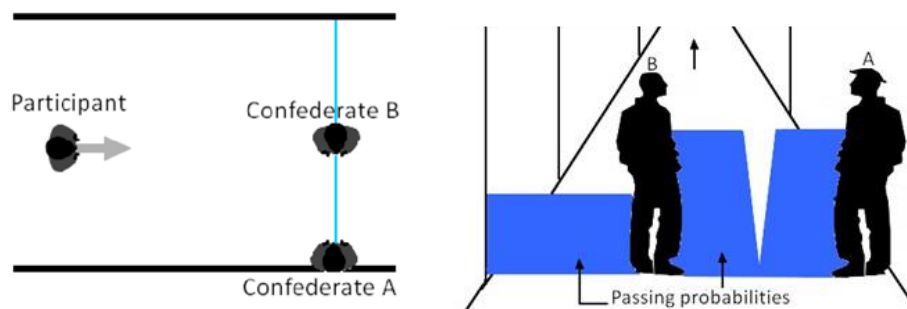


Figure 43. Left: Illustration of the critical line, the only portion of interest when deciding whether to pass between or outside confederates (top view of the experimental situation). Right: Height of the critical line represents passing probabilities (perspective drawing of the experimental situation).

With these costs, we computed the probability of passing between or outside the confederates. Two methods have been explored, either by selecting the side of lowest average cost ("average" method), or by selecting the side containing the lowest cost overall ("minimum" method). A hypothetical situation illustrating the difference is shown in Figure 43 (right). On this example, the "average" method would select passing outside of confederates (smaller average cost on the left side), whereas the "minimum" method would select passing between confederates (smaller minimum value on the right side).

Table 2. Parameter ranges and sampling precision for each experimental condition

Condition	Parameters	Min	Max	Step
PS Only	σ_h	0.7	1.5	0.1
	σ_r	0.1	1.3	0.1
	σ_s	0.3	1.5	0.1
PS + constant IS	σ_h	0.6	1.4	0.2
	σ_r	0.1	1.3	0.2
	σ_s	0.3	1.3	0.2
	p_{int}	0.0	0.8	0.2
PS + Normal IS	σ_h	0.4	1.6	0.2
	σ_r	0.1	1.3	0.2
	σ_s	0.3	1.5	0.2
	s_{int}	0.5	8.0	0.5
Constant IS Only	p_{int}	0.0	1.5	0.1
Normal IS Only	s_{int}	0.5	8	0.5

Experimental results showed that the “minimum” method yields similar observations (i.e., candidate models are ranked in the same order), with systematically worse model fit (i.e., there are larger discrepancies between data and model predictions) than the “average” method. Therefore, for the remainder of this paper, and because of lack of space, we only report below experiments with the “average” method.

Experimental conditions, parameter spaces, and model fit measure. To answer our questions about the necessity of modeling interaction spaces, we have explored several model combinations, resulting in five experimental conditions:

- 1) in the “*PS Only*” condition, personal spaces of the navigating agent and confederates were used in computations, but not interaction spaces (i.e., $p_{int} = 0$ in Eq. (8) above);
- 2) in the “*PS + Constant IS*” condition, personal spaces were used, along with an interaction space of constant value between confederates (i.e., $p_{int} = IS_c$);
- 3) in the “*PS + Normal IS*” condition, personal spaces were used, along with an interaction space following a Normal probability distribution between confederates (i.e., $p_{int} = IS_N$);

- 4) in the “*Constant IS Only*” condition, personal spaces were disabled, leaving only an interaction space of constant value between confederates;
- 5) finally, in the “*Normal IS Only*” condition, personal spaces were disabled, leaving only an interaction space of Normal shape between confederates.

For each condition, the possible parameters dimensions were sampled at discrete values: this allows a grid search for evaluating models. Ranges and precision steps are given Table 2.

Enumerating all model combinations and parameter space evaluation points yielded 8,091 candidate models that we experimentally evaluated. Each of these candidate models was simulated in all of the 43 spatial configurations of our simulation of Efran and Cheyne’s experiment (recall there were three corridors, with 13 + 15 + 15 possible distances d between confederates). Overall, we performed $8,091 \cdot 43 = 347,913$ simulations in our experiment (and again the same number for the “minimum” method, that we discounted previously).

Each of these simulations provided the probability to pass between the confederates, $Sim\ P$, for each experimental condition, parameter values, and spatial configurations at hand. We therefore measured the model fit of each simulation, by comparing our simulated data with the experimental data of Efran and Cheyne, $Obs\ P$, using the root of the squared error:

$$Model\ fit = \sqrt{(Sim\ P - Obs\ P)^2} \quad (8)$$

(i.e., we measured the RMSE for a single point). Model fit is good when the measured error is small.

Experimental results

The model fit measure we presented was aggregated in various ways during data analysis. For instance, we found out that analyzing results for each of the three simulated corridors, or by averaging over corridors, had minimal impact on observations. Therefore, in the remainder of the paper, we only discuss this global analysis of data (but see Table 2).

Table 3. Summary of the best parameters and model fits for each experimental condition

PS Only	σ_h	1.5	1.3	1.5	0.9				
	σ_r	1.1	1.0	0.6	0.1	0.085	0.024	0.017	0.084
	σ_s	0.3	0.6	1.5	1.5				
PS + Constant IS	σ_h	1.4	1.2	1.4	0.8				
	σ_r	1.3	0.9	0.7	0.1				
	σ_s	0.3	0.7	1.3	1.1	0.085	0.024	0.016	0.084
	p_{int}	0.6	0.2	0.6	0.4				
PS + Normal IS	σ_h	1.0	1.0	1.4	0.6				
	σ_r	1.1	1.3	1.3	0.1				
	σ_s	0.3	0.5	1.3	1.5	0.087	0.025	0.016	0.083
	s_{int}	7.0	7.5	6.0	8.0				
Constant IS Only	p_{int}	1.0	0.9	1.1	1.0	0.144	0.294	0.216	0.230
Normal IS Only	s_{int}	5.5	7.0	6.0	6.5	0.179	0.325	0.308	0.283

Can we replicate Efran and Cheyne’s data? The first data analysis we report aimed at verifying whether the proposed models and their combinations could account for the experimental data of Efran and Cheyne.

To do so, we studied, for each condition, the 200 parameter values with best and worse model fits found in the parameter space. Figure 44 shows the results for conditions “PS Only”, “PS + Constant IS” and “PS + Normal IS”. We observe that, in these conditions, the best parameter values allow the simulated models to closely match experimental data, contrary to the worst parameter values, where the navigating agent passes much more frequently or less frequently between confederates.

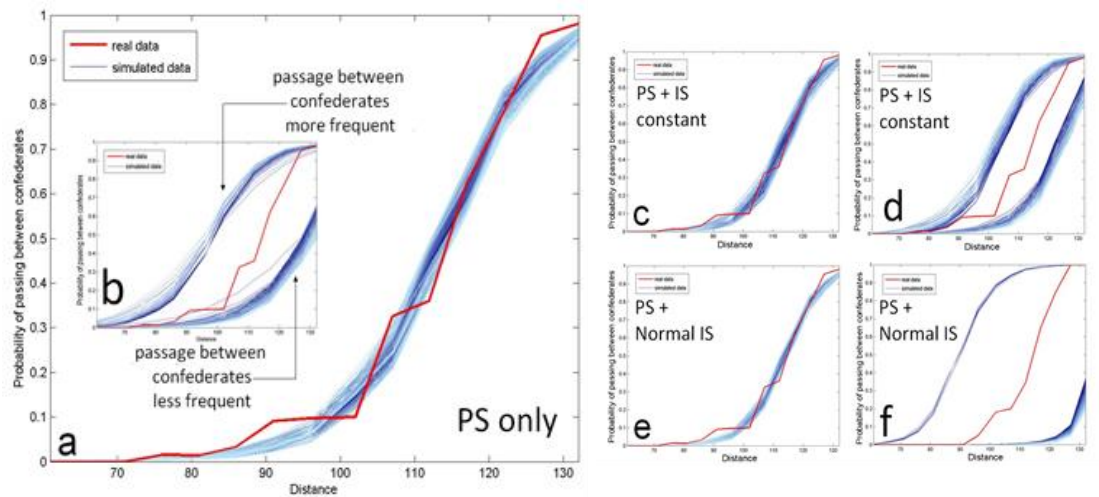


Figure 44. Comparison of simulated passage probabilities and experimental observations by Efran and Cheyne, in corridor 2 (data are similar for other corridors). a) The 200 best parameter values in the “PS Only” condition replicate experimental data very well, contrary to the 200 worst (b). Observations are similar in the “PS + Constant IS” (c, d) and “PS +. Normal IS” (e, f) conditions.

We also studied the geometry of model fit across the parameter space, to verify whether better solutions could possibly exist outside of the chosen parameter space. We focus here on model fit in the “PS Only” condition, for all parameter values. Recall that parameter space is three-dimensional in this case, with three independent variance coefficients σ_h , σ_r and σ_s : we plot model fit against ratios σ_r/σ_h and σ_s/σ_h (Figure 45, left) and ratios σ_r/σ_s and σ_h/σ_s (Figure 45, right).

We observe flat valleys in model fit landscapes, where it is very close to its minimal value of 0.084. It is doubtful that better solutions exist outside of the parameter space we explored; examining data by Efran and Cheyne, we can hypothesize that we reached a minimal, residual value for model fit, that is due to experimental noise and small data sample (e.g., see the odd drop in passage probability around distance $d = 1.15$ m, for corridor 1, in Figure 39).

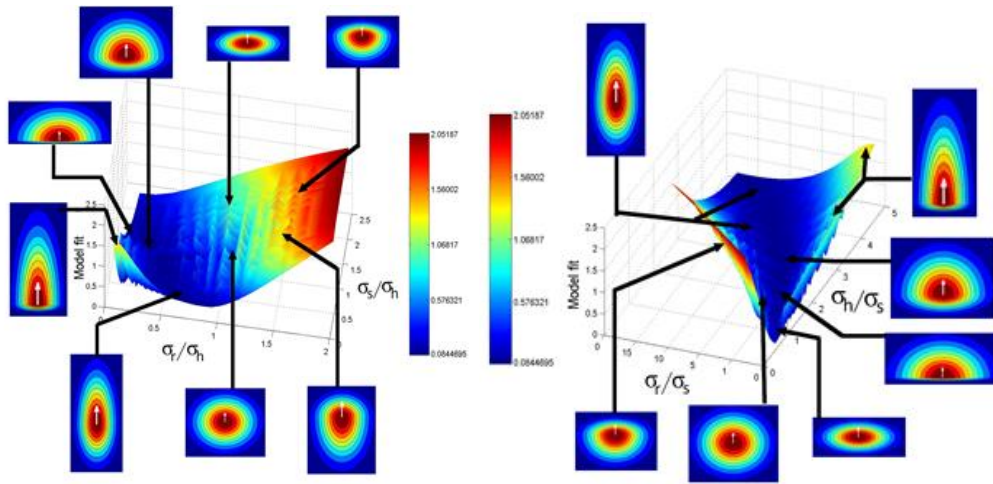


Figure 45. Model fit in the “PS Only” condition, as a function of ratios σ_r/σ_h condition replicate experimental data very well, contrary to the 200 worst and σ_s/σ_h (Left) and as a function of ratios σ_r/σ_s and σ_h/σ_s (Right). Insets show the corresponding PS shapes for example positions in these spaces.

Overall, these results show that the chosen parameter spaces contain good solutions allowing to replicate Efran and Cheyne’s data, but not trivially so, as portions of parameter spaces yield simulations that do not correspond to human behavior.

Experimental results and analyses are similar for other conditions. In particular, concerning the “Constant IS Only” and “Normal IS Only” conditions, we observe an overall worse fit, everywhere in the parameter space, compared to the “PS Only” condition (Figure 46). These two conditions are therefore eliminated from further analysis.

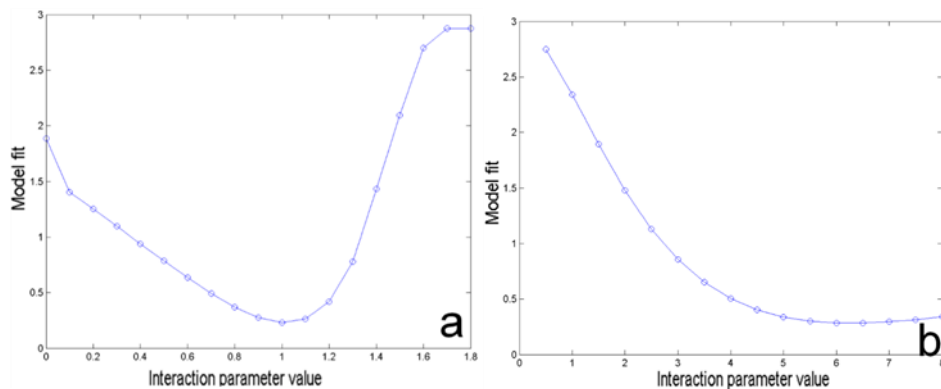


Figure 46. Model fit as a function of the single parameter for the “Constant IS Only” (a) condition and the “Normal IS Only” (b) condition. In both cases, an optimal parameter value lies inside the explored parameter space.

Are interaction spaces necessary? Previous analyses have left three conditions in competition: “PS Only”, “PS + Constant IS” and “PS + Normal IS”. Analysis of the best parameter values shows similar best model fits for each of the three conditions (see Table 2).

We have investigated this similarity and found that, for parameter values in models with IS, there was an equivalent parameter value for the personal space in the “PS Only” condition. Intuitively, this equivalent model simply replaces the IS between confederates by an increase in the front variance of the PS. We compared for instance the best parameters in the “PS Only” and the “PS + Normal IS”, in the overall analysis (all three corridors combined). Removing a Normal IS with $s_{int} = 8.0$ modifies the front variance of the PS from $\sigma_h = 0.6$ to $\sigma_h = 0.9$. The situation is similar when comparing the “PS Only” and “PS + Constant IS” conditions, but with less marked increases in σ_h .

This means that models with explicit IS are equivalent to a model without IS, but with different parameters. This is both a good and a bad news. The bad news is that, in terms of scientific analysis, this leads to a negative conclusion: this shows that the data of Efran and Cheyne cannot discriminate between models with or without IS. From these data, it is impossible to know whether humans use an IS representation, or whether they only rely on a PS representation. It could also be the case that humans only use plastic PS representations, that are modified according to context, as some psychological experiments have already suggested (Hayduk, 1981b; Sommer, 2002).

On the other hand, the good news is that using only a PS of fixed parameters yields very good results, with respect to the replication of Efran and Cheyne’s experiment: notice that valleys of near optimal parameter configurations are wide (Figure 44), indicating a robust model. We pursue the previous example: assume removing the IS from the optimal “PS + Normal IS”, but not increasing σ_h . It can be verified that not increasing σ_h would only marginally affect model fit (compare, in Figure 45 (left), the point at $\sigma_s/\sigma_h = 1.5/0.6 = 2.5$ and $\sigma_r/\sigma_h = 0.1/0.6 = 0.16$ with the point at $\sigma_s/\sigma_h = 1.5/0.9 = 1.6$ and $\sigma_r/\sigma_h = 0.1/0.9 = 0.11$: both lie in the near-optimal valley).

Taking only PS models into account, ignoring IS altogether, also would yield simpler robotic implementation. First, it reduces parameter space by one-dimension; as we showed that it would not decrease model performance, a parsimony argument supports this

simplification. This observation also leads to an intriguing possibility for human-aware navigation in robotics. This suggests that detecting interactions in human populated environments, which is possibly a costly and difficult step, might be superfluous. At least for interactions when people are separated by small distances, a representation of their PS already ensures avoiding interrupting their interactions. Whether this extends to interactions on a larger spatial scale, or involving more than two people, is an open question.

What is the geometry of personal space? Examining the model fit landscapes of the “PS Only” condition (Figure 45) suggests that only some PS shapes yield adequate replication of Efran and Cheyne’s data. Examples in valleys of good solutions all have similar geometries, with an asymmetrical shape, elongated to the front and short to the rear.

This result is not compatible with Hall’s original proposal (1966) of PS as concentric circles (a circular PS can be seen in as a mediocre solution). In contrast, it strongly supports other proposals which have suggested asymmetrical shapes, similar to the ones we obtained in our experiment (Hayduk, 1981b; Helbing & Molnár, 1995).

Conclusion

In this paper, we have presented an experiment comparing robotic simulations of PS and IS with experimental data from psychological literature, in a corridor crossing navigation scenario involving avoiding people in interaction. We have proposed several models of IS, and a model of PS, to investigate their combinations extensively.

Our results indicate that the proposed models, with correct parameter values, can adequately replicate the experimental data of Efran and Cheyne. This could benefit future robotic applications, by providing PS parameters that were demonstrated to yield navigation strategies very close to human behavior (i.e., grounding Kirby’s asymmetrical Normal model (2010) in data from experimental psychology). We have also demonstrated that PS was sufficient in the navigation scenario we explored, and that omitting an explicit IS would only marginally decrease model fit. In a robotic application context, this suggests that detecting interactions might be superfluous, and only representing PS would be enough to obtain human-like group avoidance.

Finally, the analysis of PS geometry strongly suggests that human PS would be asymmetrical and elongated to the front, supporting some non-mathematical models of PS in psychological literature. However, because of the simplicity of Efran and Cheyne's experiment, some geometrical properties could not be investigated (e.g., the critical line "hides" the 2D shape of IS).

The generalizability of our results thus appears to be an interesting topic for future research. A large number of variations on Efran and Cheyne's initial experiments are easily imagined; we describe a few. For instance, if one of the confederates is not a person but a robot, would a different personal space be needed around the robotic confederate? Would it have a personal space, at all? If there is a single person in a corridor reading a poster on the wall, would a person-object interaction space be needed to correctly describe human navigation behavior? What if there is a poster (or a TV-set), but no-one currently watching it: would an affordance space be needed (Lindner & Eschenbach, 2011)?

Some of these variants would ask questions already treated experimentally in the psychological literature. For instance, in some of our previous experiments, we have studied the influence of affective variables like closeness or friendship between confederates and the navigating agent on his or her navigation behavior (Morgado et al., 2011; Morgado, Muller, et al., 2013). The method we have described here could be applied to this data to refine and enrich our model of social navigation.

A more technical question concerns the generalizability of our work with respect to the choice of RiskRRT as a robotic simulator. In our simulations, it appears that computing navigation costs along the critical line was the only component of RiskRRT that was used. This suggests a certain robustness of our approach, in the sense that it is probably independent of the specificities of RiskRRT, and should extend to other cost-based social navigation method.

At the core of the experiment we presented here, lies the method we used for grounding robotic social navigation in human data. This method appears general enough to be extended to other and more complex scenarios, hopefully yielding testable predictions and helping to close the loop between robotics and experimental psychology.

ARTICLE 7

L'INFLUENCE DU POUVOIR SUR LA PERCEPTION DE LA TAILLE DU CORPS ET DES AFFORDANCES

Référence

Cet article n'a encore pas été soumis pour une publication.

Résumé

Des études ont indiqué que le pouvoir influence la perception de la taille du corps. Nous avons réalisé une réplication d'une de ces études avec pour objectif d'améliorer l'estimation de cet effet et d'estimer également pour la première fois l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et de l'affordance d'atteignabilité. Nous avons manipulé le sens du pouvoir des participants avec une tâche de rappel autobiographique juste avant qu'ils réalisent trois tâches perceptives. Notre hypothèse était que les participants avec un sens du pouvoir fort estimerait qu'ils étaient plus grands, qu'ils avaient des bras plus longs et qu'ils pouvaient atteindre des objets plus éloigné d'eux que les participants avec un sens du pouvoir faible. Nous avons observé une tendance inverse à celle rapportée dans la littérature pour la perception de la taille. Afin d'améliorer cette estimation, nous l'avons combiné avec celles disponibles dans la littérature. Les estimations des effets du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et de l'atteignabilité allaient quant à elle dans la direction attendue. En guise de discussion, nous fournissons des recommandations pour de prochaines répliques.

Introduction

Des expressions du langage courant telles qu' « avoir le bras long » ou « votre Grandeur » font référence au pouvoir qu'un individu possède. Le pouvoir d'un individu est sa capacité à influencer les individus qui l'entourent afin d'obtenir ce qu'il souhaite tout en résistant à leur influence (Simpson et al., 2014). Il semble que le lien entre le pouvoir et la taille du corps ne se limite pas seulement à des métaphores (pour une revue, voir Schubert, Waldzus, & Seibt, 2011). Par exemple, il semblerait que le pouvoir d'une personne influence la perception de son propre corps (Duguid & Goncalo, 2012; voir aussi Yap et al., 2013). Notre étude avait pour but d'apporter une contribution à la compréhension de l'effet du pouvoir sur la perception du corps et de proposer également un modèle selon lequel le pouvoir influencerait la perception de l'espace.

Le pouvoir occupe une place centrale dans le domaine des relations sociales (e.g., pour une revue, voir Simpson et al., 2014). Par exemple, les individus qui ont le plus de pouvoir dans une relation amoureuse auraient plus souvent l'intention d'être infidèles et seraient effectivement plus infidèles que les individus qui ont le moins de pouvoir (Lammers, Stoker, Jordan, Pollmann, & Stapel, 2011). De manière plus générale, les individus qui ont du pouvoir semblent avoir plus tendance à percevoir les autres comme des moyens leur servant à atteindre leurs buts (Gruenfeld, Inesi, Magee, & Galinsky, 2008). L'importance du pouvoir semble cependant s'étendre bien au-delà du domaine des relations sociales.

Des études récentes ont en effet montré que le pouvoir influencerait une variété de processus cognitifs (pour une revue, voir P. K. Smith & Galinsky, 2010). En effet, les individus qui ont du pouvoir traitent les informations de manière plus abstraite (P. K. Smith & Trope, 2006), ont un fonctionnement exécutif plus efficace (P. K. Smith, Jostmann, Galinsky, & van Dijk, 2008) et se focalisent davantage sur l'accomplissement de leurs buts (Guinote, 2007). Comme l'ont souligné Weick, Guinote et Wilkinson (2011), manquer de pouvoir n'a pas que des effets néfastes sur les performances cognitives. Ces auteurs ont notamment observé que les individus qui n'ont pas de pouvoir différencient plus efficacement des stimuli visuels sur la base de caractéristiques basiques (e.g., la couleur ou la texture). Enfin, d'autres études ont également indiqué que le pouvoir influence la perception du temps (Weick & Guinote, 2010), la perception du poids des objets (E. H. Lee & Schnall, 2014).

L'idée du lien entre le pouvoir et la taille du corps réelle ou perçue n'est pas une idée récente bien qu'elle semble avoir connu un regain d'intérêt ces dernières années avec l'essor des théories de la cognition incarnée et située (e.g., Barsalou, 2008; Glenberg, 2010; Schubert et al., 2011). Des études ont en effet indiqué que plus un individu est grand, plus il a tendance à avoir une personnalité dominante (e.g., Melamed, 1992) et plus il est jugé dominant par les autres (e.g., Montepare, 1995). Des études s'inscrivant dans l'approche New Look de la perception visuelle (e.g., Bruner, 2010) ont également suggéré que le pouvoir d'un individu influence la manière dont les autres individus perçoivent sa taille (Dannenmaier & Thumin, 1964; Higham & Carment, 1992; P. R. Wilson, 1968).

À notre connaissance, les études de Duguid et Goncalo (2012) sont cependant les premières à avoir suggéré que le pouvoir d'un individu influence sa perception de la taille de son propre corps. Ces auteurs ont manipulé le sens du pouvoir des participants (désigné dans la suite du texte par « pouvoir ») en leur demandant de décrire une situation dans laquelle ils avaient du pouvoir sur quelqu'un ou une situation dans laquelle quelqu'un avait du pouvoir sur eux. Les participants devaient ensuite estimer la taille d'une barre verticale plus grande qu'eux par rapport à leur propre taille (Étude 1) ou estimer la taille d'un autre individu (Note 3). Les auteurs ont ainsi observé que les participants qui avaient un pouvoir fort estimaient que la différence entre leur taille et celle de la barre était plus petite par rapport aux participants avec un pouvoir faible. De plus, les participants avec un pouvoir fort estimaient que la personne-stimulus était plus petite par rapport aux participants avec un pouvoir faible (voir aussi Yap et al., 2013, pour d'autres études portant sur l'influence du pouvoir sur la perception de la taille d'autres personnes). Les auteurs en ont donc conclu que les individus avec un pouvoir fort ont tendance à se percevoir plus grands que les individus avec un pouvoir faible.

Les résultats de ces deux études sont consistants avec l'hypothèse selon laquelle le pouvoir influence la perception de la taille du corps. En plus d'avoir son propre intérêt théorique, cette hypothèse a des implications théoriques plus générales dans l'étude de la perception de l'espace. En effet, van der Hoort, Guterstam et Ehrsson (2011a) ont récemment observé que des modifications de la perception de la taille du corps pourraient influencer la perception de l'espace. Dans une série d'études, les auteurs ont manipulé la perception de la taille du corps en créant une illusion visuo-tactile donnant l'impression aux

participants qu'un corps artificiel de taille variable leur appartenait (pour une vidéo illustrant cette manipulation voir van der Hoort et al., 2011b). Ce corps artificiel était géant (400 cm) pour un groupe de participants et plus petit (80 cm) pour un autre groupe de participants. Les auteurs ont ainsi observé que les participants percevaient la distance qui les séparait d'un objet comme étant plus courte lorsqu'ils avaient l'impression d'avoir un corps de géant plutôt qu'un plus petit corps. Ce résultat et d'autres dans la littérature (e.g., Linkenauger et al., 2010) suggèrent donc que la perception de la taille du corps influence la perception de l'espace et de la taille des objets.

Compte tenu de l'ensemble de ces résultats, nous proposons un modèle selon lequel le pouvoir influencerait la perception de l'espace à travers son effet sur la perception de la taille du corps (Figure 47). Nous pensons que cette formulation théorique originale pourrait servir de cadre à de futures études basées sur une lecture intégrative de la littérature sur le pouvoir et sur la perception et l'action. Il est également important de souligner que des études ont indiqué que les participants qui ont du pouvoir ont une plus grande tendance à l'action (P. K. Smith & Bargh, 2008), prennent plus de risques (C. Anderson & Galinsky, 2006) et ont tendance à être moins sensibles aux contraintes associées à l'atteinte de leurs buts (Whitson et al., 2013) par rapport aux participants qui n'ont pas de pouvoir. Or, si les contraintes des actions qu'un individu envisage de réaliser influencent sa perception de l'espace (pour une revue, voir aussi Proffitt & Linkenauger, 2013), alors la perception de ces contraintes pourrait également médier l'effet du pouvoir sur la perception de l'espace.

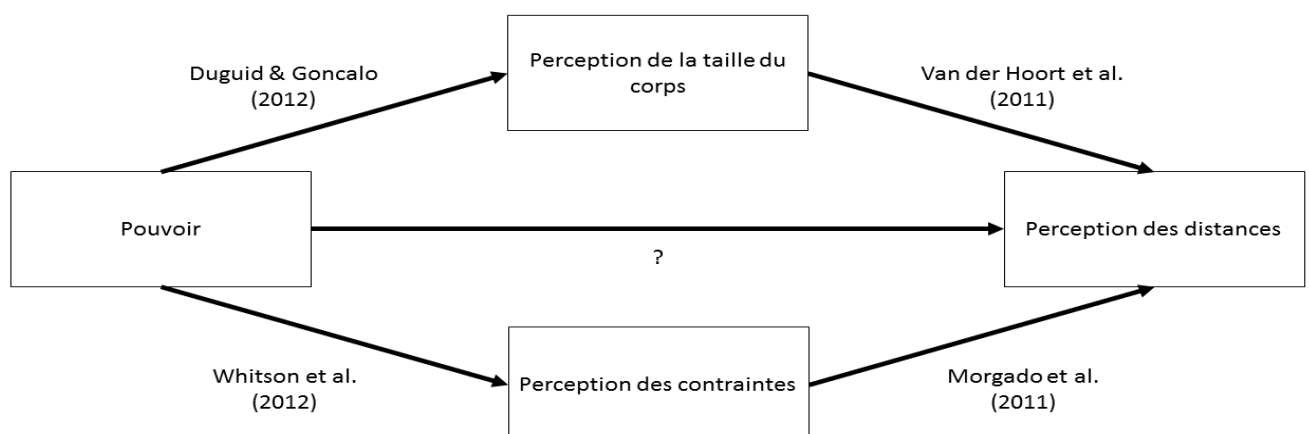


Figure 47. Modèle de l'effet du pouvoir sur la perception de l'espace médiatisé par son effet sur la perception de la taille du corps et/ou des contraintes des actions.

La validation d'un tel modèle nécessite d'estimer avec une précision suffisante les différents effets dont il postule l'existence. Si l'effet du pouvoir sur la perception des distances n'a, à notre connaissance, pas encore été estimé, ce n'est pas le cas des autres effets. Une contribution substantielle à la validation de ce modèle aurait donc pu consister à estimer l'effet du pouvoir sur la perception des distances. Nous avons cependant décidé d'essayer d'abord d'améliorer les estimations des effets (i.e., en termes d'exactitude et de précision) supposés médialiser l'effet du pouvoir sur la perception des distances.

Le but principal de notre étude était donc de réaliser une nouvelle estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps en répliquant l'Étude 1 de Duguid et Goncalo (2012). D'après les données de cette étude, nous attendions que les participants avec un pouvoir fort estiment en moyenne qu'ils mesuraient 15,60 cm de plus que les participants avec un pouvoir faible, 95% CI pour $\mu_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [4,23 cm ; 26,96 cm], Cohen's $d_s = 0,83$, 95% CI [0,22 ; 1,44]³⁸. Notre étude avait également pour but d'estimer l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et sur la perception de l'atteignabilité. L'absence de données antérieures concernant ces effets ne nous a pas permis de formuler une hypothèse quantitative concernant ces effets. Ainsi nous attendions que les participants avec un pouvoir fort estiment que leurs bras étaient plus longs et qu'ils pouvaient atteindre un objet plus éloigné que les participants avec un pouvoir faible.

Méthode

Participants. Nous avons réalisé un test de puissance a priori (G*Power 3, Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007) afin de déterminer la taille de notre échantillon. D'après ce test, 64 participants ($n_{\text{pouvoir fort}} = 32$ et $n_{\text{pouvoir faible}} = 32$) seraient nécessaires pour que les estimations de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps (Cohen's $\delta_s = 0,83$) soient suffisamment précises (i.e., 95% CI) pour exclure 0 comme valeur plausible dans 90% des réplifications³⁹. Nous n'avons pas connaissance d'études antérieures sur l'effet du

³⁸ Tous les intervalles de confiance auxquels nous faisons référence dans le texte sont des intervalles de confiance bilatéraux.

³⁹ Certains lecteurs pourraient être surpris par cette manière de présenter les résultats d'un test de puissance. Cette formulation suit les recommandations de Daly (2000) à propos de l'utilisation des tests de puissances dans le cadre des inférences par intervalles de confiance. Dans le cadre de l'utilisation des tests de significativité, cette formulation revient à dire que 64 participants sont nécessaires pour détecter l'effet du

pouvoir social sur l'estimation de la longueur des bras et de l'atteignabilité. Nous ne disposons donc d'aucune estimation de la taille de ces effets utilisable pour réaliser un test de puissance.

Soixante-et-un étudiants de l'Université Pierre-Mendès-France de Grenoble ont participé à cette étude présentée comme une étude sur la mémoire autobiographique ($n_{\text{hommes}} = 20$, $n_{\text{femmes}} = 41$, $M_{\text{âge}} = 22,40$ ans, $SD_{\text{âge}} = 6,06$). Nous avons sollicité les participants par voie d'affichage et par e-mail suite à un échantillonnage aléatoire de la moitié des listes de diffusion de l'université hors du cursus de psychologie. Les participants ont tous indiqué avoir une vision normale ou corrigée à la normale avant de réaliser la tâche perceptive à l'exception de quatre participants qui ont indiqué avoir une vision non corrigée. Une version en 10 items de l'Inventaire de Latéralité d'Edinburgh (Oldfield, 1971) nous a permis de mesurer la latéralité des participants ($n_{\text{droitiers}} = 53$; $n_{\text{gauchers}} = 8$). D'après leurs réponses à un questionnaire post-expérimental, aucun participant ne connaissait le but réel de l'étude avant d'y participer. De plus, aucun participant n'avait participé à nos études antérieures sur la perception de l'espace à l'exception d'une participante qui a également indiqué suivre un cursus de psychologie⁴⁰.

Nous avons réalisé cette étude en conformité avec la Déclaration de Helsinki et les principes éthiques de l'American Psychological Association (2010). Chaque participant a donné son consentement écrit et éclairé avant le début de l'étude et a reçu une rémunération de 10 € pour sa participation. Deux expérimentatrices ont effectué le recueil des données (Âge : 21 ans et 24 ans) dans le cadre de leur travail d'étude de Master 1. Elles connaissaient les hypothèses de l'étude mais elles ne savaient pas dans quels groupes expérimentaux les participants se trouvaient. Compte tenu de contraintes d'emploi du temps, nous n'avons pas pu assigner les participants aléatoirement aux expérimentatrices.

Dispositif et Procédure. La passation était individuelle et a été réalisée à l'aide du logiciel E-Prime 2®. Les participants remplissaient un formulaire de consentement afin de

pouvoir sur la perception de la taille du corps (Cohen's $\delta_s = 0,83$) dans 90% des réplifications (i.e., $1 - \beta = 0,90$) avec un seuil $\alpha = 0,05$ pour un t-test bilatéral.

⁴⁰ Dix-sept participants ont déclaré n'avoir jamais participé à une expérience de psychologie, sept participants ont déclaré participer rarement, 33 participants ont déclaré participer quelques fois par an et quatre participants ont déclaré participer quelques fois par mois. Ces informations n'avaient pas pour but d'être utilisées lors de l'analyse des données et ne sont donc reportées ici qu'afin de fournir au lecteur des informations complémentaires concernant notre échantillon.

participer à une étude sur la mémoire autobiographique qui servait de couverture expérimentale (i.e., « cover story » en anglais) pour notre tâche d'induction de pouvoir. Pour manipuler le pouvoir, nous avons adapté en français la tâche de rappel autobiographique utilisée par Duguid et Goncalo (2012, Étude 1, p. 37; d'après Galinsky et al., 2003) en utilisant une procédure de double traduction inversée (e.g., Vallerand, 1989). Pour réaliser cette tâche, les participants s'asseyaient à un bureau face à un écran d'ordinateur utilisé pour présenter les instructions (Table 4).

Table 4. Instructions données aux participants en fonction de leur groupe expérimental

(traduites d'après Galinsky et al., 2003, grâce à une procédure de double traduction inversée proposée par Vallerand, 1989)

Groupes expérimentaux	Instructions
Pouvoir fort	« Veuillez s'il vous plaît rappeler un événement particulier au cours duquel vous aviez du pouvoir sur un autre individu ou d'autres individus. Par pouvoir, on entend une situation dans laquelle vous contrôliez la capacité d'une ou plusieurs personnes à obtenir quelque chose qu'elle(s) désirai(en)t, ou une situation dans laquelle vous étiez en position d'évaluer ces individus. Veuillez s'il vous plaît décrire cette situation dans laquelle vous aviez du pouvoir, ce qui s'est passé, ce que vous avez ressenti, etc. »
Pouvoir faible	« Veuillez s'il vous plaît rappeler un événement particulier au cours duquel quelqu'un avait du pouvoir sur vous. Par pouvoir, on entend une situation dans laquelle quelqu'un contrôlait votre capacité à obtenir quelque chose que vous désiriez, ou une situation dans laquelle quelqu'un était en position de vous évaluer. Veuillez s'il vous plaît décrire cette situation dans laquelle vous n'aviez pas de pouvoirs, ce qui s'est passé, ce que vous avez ressenti, etc. »

Cette tâche consistait à décrire une situation durant laquelle les participants avaient eu du pouvoir sur un autre individu (i.e., groupe avec pouvoir fort) ou une situation durant laquelle un autre individu avait eu du pouvoir sur eux (i.e., groupe avec pouvoir faible). Les instructions précisaient que par « pouvoir » nous faisons référence à la possibilité de contrôler la capacité d'un individu à obtenir ce qu'il désirait ou à la possibilité d'évaluer cet

individu. Les participants devaient décrire leur souvenir sur une feuille de papier en 20 lignes maximum. Ils pouvaient prendre tout le temps qu'ils jugeaient nécessaire pour réaliser cette tâche. Les participants étaient répartis aléatoirement dans un groupe avec pouvoir fort ($n_{\text{pouvoir fort}} = 25$) ou dans un groupe avec pouvoir faible ($n_{\text{pouvoir faible}} = 36$). À la fin de cette tâche, un message s'affichait à l'écran pour indiquer aux participants d'aller chercher l'expérimentatrice qui les attendait dans le couloir.

L'expérimentatrice indiquait alors aux participants qu'ils pouvaient faire une pause de 15 min avant de poursuivre l'étude sur la mémoire autobiographique. Elle en profitait également pour solliciter les participants pour une étude en neuropsychologie sur la perception qu'elle prétendait réaliser indépendamment de l'étude sur la mémoire dans le cadre d'un stage. Tous les participants ont accepté de participer à cette seconde étude. Afin de renforcer notre couverture, cette soi-disant seconde étude se déroulait dans un autre box et les participants remplissaient de nouveau un formulaire de consentement pour y participer. Les participants indiquaient s'ils avaient une vision normale, une vision corrigée à la normale ou une vision non corrigée. Ils indiquaient également s'ils avaient souffert de troubles visuels nécessitant une prise en charge médicale au cours des deux derniers mois. L'expérimentatrice présentait ces questions comme des critères d'inclusion afin de renforcer l'idée que cette étude portait sur la perception visuelle et n'avait rien à voir avec l'étude sur la mémoire. Les participants réalisaient ensuite trois tâches perceptives servant à mesurer leur perception de leur propre taille, de la longueur de leur bras et de leur atteignabilité.

Pour la tâche d'estimation de la taille de leur corps, l'expérimentatrice demandaient aux participants de se positionner sur un marquage au sol situé à 165,5 cm d'un écran (longueur : 257 cm, largeur : 207 cm). Un vidéoprojecteur projetait une barre verticale sur cet écran. Dans l'étude originale (Duguid & Goncalo, 2012, Étude 1, p. 37), cette barre mesurait environ 51 cm de plus que la taille des participants que l'expérimentateur mesurait au début de l'étude. Afin d'éviter que les participants fassent le lien entre l'estimation de leur taille et la tâche de rappel autobiographique, nous avons décidé de mesurer leur taille à la fin de l'étude plutôt qu'au début. Ainsi, contrairement à l'étude originale, la barre présentée aux participants dans notre étude mesurait toujours 219 cm de haut (largeur : 42 cm), soit environ 51 cm de plus que la taille moyenne des français (Institut Français du Textile

et de l'Habillemeⁿt, 2006). L'expérimentatrice précisait aux participants qu'ils devaient rester bien droit et estimer verbalement la distance entre le sommet de leur crâne et le bord supérieur de la barre. Les participants indiquaient leur réponse à l'expérimentatrice qui l'enregistrait dans le programme.

Pour la tâche d'estimation de la longueur des bras, l'expérimentatrice collait des gommettes au bout des index des participants et aux extrémités opposées de leurs bras. Ces gommettes avaient pour but que les participants comprennent tous de la même manière ce que nous entendions par « longueur de leurs bras ». Les participants devaient ensuite tendre leur bras gauche (ou leur bras droit) de sorte à ce qu'il soit perpendiculaire à leur corps. Un vidéoprojecteur projetait une barre horizontale sur l'écran à 147 cm du sol. Les participants devaient ajuster la longueur de cette barre à l'aide des touches d'un clavier de sorte à ce qu'elle soit égale à la longueur de leur bras définie par la distance entre les deux gommettes (pour une mesure similaire, voir Linkenauger, Witt, Bakdash, et al., 2009, Étude 1, p. 1374). Les participants pouvaient faire autant d'ajustements qu'ils estimaient nécessaires avant de valider leurs estimations. Les participants réalisaient deux estimations de longueur par bras. Pour une de ces estimations, la longueur initiale de la barre était de 49,64 cm (estimation ascendante) alors que pour l'autre estimation cette longueur initiale était 103,10 cm (estimation descendante). L'ordre des bras et l'ordre des estimations pour chaque bras étaient aléatoires.

Pour la tâche d'estimation de l'atteignabilité, les participants s'asseyaient à une table (longueur : 140 cm, largeur : 125 cm) sur laquelle un vidéoprojecteur projetait un point. Ce point était aligné avec l'axe médian des participants. L'expérimentatrice déplaçait ce point et les participants devaient lui dire stop afin d'indiquer la distance maximum qu'ils estimaient pouvoir atteindre en tendant le bras et sans se pencher en avant. Ils réalisaient deux estimations d'atteignabilité pour chaque bras. Pour une de ces estimations, le point apparaissait initialement à 38,5 cm des participants (estimation ascendante) alors que pour l'autre estimation il apparaissait à 71,5 cm des participants (estimation descendante). Les participants pouvaient faire autant d'ajustements qu'ils estimaient nécessaires avant de valider leurs estimations. L'ordre des bras (gauche ou droit) et l'ordre des estimations (ascendante ou descendante) étaient aléatoires. Durant cette tâche, les participants devaient garder leur buste contre le bord de la table et leur dos contre le dossier de la chaise.

De plus, les participants n'étaient pas autorisés à réaliser de mouvement d'atteinte et ils devaient garder en permanence leurs mains sous la table.

Compte tenu du fait que notre étude avait d'abord pour but de répliquer l'Étude 1 de Duguid & Goncalo (2012), les participants réalisaient toujours la tâche d'estimation de la taille du corps en premier. Ils réalisaient ensuite la tâche d'estimation de la longueur des bras et la tâche d'estimation de l'atteignabilité pour lesquelles l'ordre de passation était aléatoire. Une fois ces tâches terminées, l'expérimentatrice mesurait l'atteignabilité réelle des participants en leur demandant de pointer le plus loin possible sur la table avec leur index (i.e., mouvement d'atteinte). Elle mesurait également la taille des participants et la longueur de leurs bras avec un mètre. L'expérimentatrice indiquait ensuite aux participants que cette étude sur la perception était terminée et qu'il était temps de reprendre l'étude sur la mémoire autobiographique.

Les participants retournaient dans le box dans lequel ils étaient au départ. Ils s'asseyaient à la table et devaient répondre à un questionnaire composé de deux questions. Les participants devaient d'abord indiquer dans quelle mesure ils estimaient avoir eu du pouvoir dans la situation qu'ils avaient décrite précédemment sur une échelle allant de 1 (pas du tout de pouvoir) à 9 (vraiment beaucoup de pouvoir). Nous avons utilisé cette mesure comme contrôle de la manipulation du pouvoir (pour une mesure similaire, voir Wilkinson, Guinote, Weick, Molinari, & Graham, 2010, p. 911). Les participants devaient ensuite rappeler les mots-clés qu'ils avaient utilisés dans leur récit. Cette question avait pour but de renforcer notre couverture concernant l'étude sur la mémoire autobiographique. Les participants répondaient ensuite à un questionnaire post-expérimental informatisé servant à recueillir leurs impressions générales sur l'étude sur la mémoire autobiographique et à déterminer s'ils avaient des soupçons concernant la couverture de l'étude et nos hypothèses. L'expérimentatrice restait à l'extérieur du box expérimental pendant que les participants répondaient à ces questionnaires. La totalité de l'étude durait environ 45 min.

Résultats et Discussion

Pour l'ensemble des analyses que nous avons réalisées, nous avons vérifié l'adéquation des postulats qui sous-tendent l'utilisation des modèles de régression linéaire

par la méthode des moindres carrés ordinaires (Berry, 1993). Nous avons utilisé un diagramme quantile-quantile et un diagramme des résidus en fonction des valeurs prédites afin de détecter des écarts à la normalité des résidus et à l'homogénéité des variances. En cas d'écart à ces conditions d'application, nous avons appliqué une transformation Box-Cox en suivant les recommandations d'Osborne (2010).

Nous avons vérifié la présence de données extrêmes sur les variables dépendantes (résidus supprimés studentisés) et sur les variables indépendantes (levier, distance de Mahalanobis). Nous avons également vérifié si ces données avaient plus d'influence sur les estimations ponctuelles de nos effets (distance de Cook, H de Hadi) et sur leurs erreurs-types (COVRATIO) que les autres données. Nous avons utilisé des méthodes graphiques afin de repérer d'éventuels écarts entre les données des participants sur ces différents indices (pour des critères servant à détecter la présence de données influentes, voir Chatterjee & Hadi, 2006, P. 98; Fox, 1991, p. 22). Afin d'éviter de réduire la taille de l'échantillon inutilement, nous avons estimé nos effets avec et sans les données potentiellement plus influentes que les autres. Nous avons conservé toutes les données dont la suppression ne changeait pas substantiellement les estimations.

Analyses préliminaires : fidélité des mesures et contrôle de la manipulation

Nous avons estimé la fidélité de nos mesures de la longueur du bras perçue et de l'atteignabilité perçue à partir de la corrélation entre la moyenne des estimations pour le bras droit et la moyenne des estimations pour le bras gauche. La mesure de la longueur perçue du bras droit étaient fortement corrélée à la mesure de la longueur perçue du bras gauche, $r_{\text{longueur bras}} = 0,93$, 95% CI pour $\rho_{\text{longueur bras}} [0,89 ; 0,96]$, $N = 61$ ⁴¹. La mesure de

⁴¹ Nous avons identifié une erreur de saisie pour l'estimation descendante de la longueur du bras droit d'un participant. En effet, il semble que ce participant ait validé avant de réaliser son estimation (103,10 cm). Nous avons donc considéré cette donnée comme une donnée manquante. Plutôt que d'écarter les données de ce participant de l'analyse, nous avons réalisé une imputation simple afin d'estimer cette donnée manquante. Nous avons basé notre imputation sur un modèle de régression linéaire prédisant l'estimation descendante de la longueur du bras droit à partir de l'estimation ascendante et du pouvoir. L'équation que nous avons utilisée était : $\widehat{\text{Estimation descendante}} = 14,83 + 0,90 * \text{Estimation ascendante} - 0,46 * \text{Pouvoir}$. Après imputation, l'estimation descendante du participant était 67,52 cm ce qui était bien plus consistant avec les autres estimations de ce participant ($\text{Estimation ascendante}_{\text{bras droit}} = 59$ cm, $\text{Estimation ascendante}_{\text{bras gauche}} = 51$ cm, $\text{Estimation descendante}_{\text{bras gauche}} = 63$ cm). Nous sommes conscients des limites de l'imputation simple (Allison, 2009, p. 77) et du fait que l'imputation multiple est une alternative préférable pour estimer les données

l'atteignabilité perçue du bras droit était fortement corrélée à la mesure de l'atteignabilité perçue du bras gauche, $r_{\text{atteignabilité}} = 0,87$, 95% CI pour $\rho_{\text{atteignabilité}}$ [0,79 ; 0,92], $N = 61$. Nous n'avons pas pu estimer la fidélité de la mesure de la taille perçue du corps car nous ne disposions que d'une mesure par participant comme dans l'Étude 1 de Duguid & Goncalo (2012, p. 37).

Trois juges ont coté de manière indépendante les réponses des participants aux questions du questionnaire post-expérimental portant sur les hypothèses de l'étude. Les juges étaient d'accord sur leur classification des participants dans 85,5% des cas. Les trois juges ont tous identifié quatre participants suspicieux parmi lesquelles se trouvait la participante qui suivait un cursus de psychologie et qui avait participé à une de nos études antérieures. Les trois juges ont discuté des cas pour lesquels ils n'étaient pas d'accord. À l'issue de cette discussion, les juges étaient d'accord sur le fait que trois participants supplémentaires pouvaient également être considérés comme suspicieux. Notre questionnaire post-expérimental nous a ainsi permis de déterminer que sept participants soupçonnaient que l'étude sur la mémoire autobiographique et l'étude sur la perception n'étaient pas réellement des études indépendantes. Un huitième participant a également indiqué qu'il avait eu des difficultés lors de la tâche de rappel autobiographique. Il a en effet précisé qu'il avait rapporté une situation qu'il avait « transformé pour qu'elle s'aligne » avec la consigne de la tâche. Nous avons donc écarté de l'ensemble de nos analyses les données des sept participants considérés comme suspicieux et du participant qui n'avait pas réussi à suivre les instructions.

Les participants du groupe avec pouvoir fort ($M_{\text{check_pouvoir fort}} = 6,21$, $SD_{\text{check_pouvoir fort}} = 1,78$, $n_{\text{check_pouvoir fort}} = 19$) ont indiqué avoir en moyenne 3,24 points de pouvoir de plus que les participant du groupe avec pouvoir faible ($M_{\text{check_pouvoir faible}} = 2,97$, $SD_{\text{check_pouvoir faible}} = 2,02$, $n_{\text{check_pouvoir faible}} = 34$) dans la situation décrite, 95% CI pour $\mu_{\text{check_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [2,12 ; 4,36]. En combinant nos données avec celles de Wilkinson et al. (2010)⁴², notre

manquantes. Cependant, comme Osborne (2013) l'a montré, l'imputation simple est préférable à la suppression d'une donnée et peut être suffisante lorsqu'il y a peu de données manquantes. De plus, nous avons également pris soin de nous assurer que la donnée estimée par imputation simple n'ait pas une influence disproportionnée sur l'estimation ponctuelle de notre effet d'intérêt ou sur son erreur-type.

⁴² Nous avons réalisé une méta-analyse basée sur un modèle à effet aléatoire (ESCI, Cumming, 2012). Les estimations de $\mu_{\text{check_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ obtenues par Wilkinson et al. (2010, p. 911) étaient les suivantes $M_{\text{check_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}} = 4,4$, 95% CI pour $\mu_{\text{check_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [3,09 ; 5,71] (Étude 1) et $M_{\text{check_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$

estimation de cette différence dans la population de référence était $M_{\text{check_pouvoir} - \text{sans pouvoir}} = 4,37$, 95% CI $\mu_{\text{check_pouvoir} - \text{sans pouvoir}}$ [3,06 ; 5,68]. Compte tenu de notre marge d'erreur, $MOE = 1,31$ cm, il est plausible que la différence de pouvoir induite par notre tâche de rappel autobiographique soit comprise entre approximativement 3 et 6 points sur l'échelle de pouvoir dans la population de référence. Il est en revanche moins plausible que la différence de pouvoir entre les individus qui se rappellent avoir eu du pouvoir et ceux qui se rappellent que quelqu'un a eu du pouvoir sur eux soit égale à 0 dans la population de référence.

Estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps

Nous avons observé que les participants du groupe avec pouvoir fort ($M_{\text{taille_pouvoir fort}} = 165,38$ cm, $SD_{\text{taille_pouvoir fort}} = 21,07$ cm, $n_{\text{taille_pouvoir fort}} = 17$) estimaient qu'ils mesuraient 7,31 cm de moins que les participants du groupe avec pouvoir faible ($M_{\text{taille_pouvoir faible}} = 172,69$, $SD_{\text{taille_pouvoir faible}} = 22,53$, $n_{\text{taille_pouvoir faible}} = 33$), 95% CI pour $\mu_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [-20,55 cm ; 5,93 cm], $N = 50^{43}$. D'après nos données, la valeur la plus plausible pour $\mu_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ dans la population de référence est donc de -7,31 cm⁴⁴. Cependant, compte tenu de notre marge d'erreur, $MOE = 13,24$ cm, l'ensemble des valeurs comprises entre -20,55 cm et 5,93 cm restent plausibles. Ainsi, il est plausible que la différence de moyenne dans la population de référence aille dans le même sens que celui que nous avons observé (i.e., $\mu_{\text{taille_pouvoir fort}} < \mu_{\text{taille_pouvoir faible}}$) mais qu'elle soit trois fois plus grande. Il est également plausible que la différence de moyenne dans la population de référence aille dans le sens inverse de celui que nous avons observé (i.e., $\mu_{\text{taille_pouvoir fort}} > \mu_{\text{taille_pouvoir faible}}$) et qu'elle soit légèrement plus petite. Compte tenu du fait que notre intervalle de confiance inclut 0, nous ne pouvons pas écarter cette valeur de l'ensemble des valeurs plausibles pour la différence de moyenne dans la population de référence.

pouvoir faible = 5,3, 95% CI pour $\mu_{\text{check_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [4,69 ; 5,91] (Étude 2). L'écart-type des estimations que nous avons intégrées dans cette méta-analyse était $T = 1,04$, 90% CI pour τ [0,53 ; 1,78]. L'indice $I^2 = 82,11\%$ correspond au pourcentage de la variance des estimations expliquée par l'hétérogénéité des estimations.

⁴³ Nous avons écarté les données d'une participante de cette analyse car elle pensait que la tâche consistait à estimer la distance qui la séparait de l'écran. Nous avons également écarté les données de deux autres participants de cette analyse car ils avaient plus d'influence sur les estimations que le reste des données.

⁴⁴ Contrôler statistiquement la taille réelle des participants ($M_{\text{taille réelle}} = 171,84$ cm, $SD_{\text{taille réelle}} = 11,05$ cm) affectait peu cette estimation, $M_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}} = -7,61$ cm, 95% CI pour $\mu_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [-19,51 cm ; 4,28 cm]. Cependant, cette estimation doit être considérée avec précautions compte tenu de l'écart notable à l'homogénéité des variances sur lequel la transformation Box-Cox a eu peu d'effet.

Nous avons réalisé une méta-analyse (ESCI, Cumming, 2012) des estimations de la différence de taille perçue du corps entre les individus issus de la population de référence ayant un pouvoir fort et ceux ayant un pouvoir faible. Nous avons utilisé un modèle de méta-analyse à effet aléatoire dans lequel nous avons inclus notre estimation de la différence de moyennes et deux estimations réalisées par Duguid et Goncalo (2012, Étude 1 et Note 3)⁴⁵. Nous avons sélectionné ces estimations car elles provenaient d'études dans lesquelles les participants estimaient verbalement la taille d'un objet ou d'un individu et que nous pouvions convertir ces estimations en centimètre. De plus, la manipulation expérimentale du pouvoir était la même dans les trois études incluses dans notre méta-analyse. La Figure 48 présente les estimations individuelles incluses dans la méta-analyse ainsi que l'estimation méta-analytique.

Cette méta-analyse suggère que les individus de la population de référence qui ont un pouvoir fort perçoivent qu'ils mesurent 4,55 cm de plus que ceux qui n'ont pas de pouvoir faible, 95% CI pour $\mu_{\text{taille_pouvoir fort}} - \mu_{\text{taille_pouvoir faible}}$ [-5,09 cm ; 14,20 cm]. Cependant, compte tenu de notre marge d'erreur, $MOE = 9,64$ cm, l'ensemble des valeurs comprises entre -5,09 cm et 14,20 cm sont des valeurs plausibles pour cet effet dans la population de référence. Ainsi, il est plausible que cette différence de moyenne dans la population de référence aille dans le même sens que celui que nous avons observé sur notre échantillon (i.e., $\mu_{\text{taille_pouvoir fort}} < \mu_{\text{taille_pouvoir faible}}$) mais qu'elle soit légèrement plus petite. Il est également plausible que la différence de moyenne dans la population de référence aille dans le sens inverse de celui que nous avons observé (i.e., $\mu_{\text{taille_pouvoir fort}} > \mu_{\text{taille_pouvoir faible}}$) et qu'elle soit deux fois plus grande. Compte tenu du fait que l'intervalle de confiance de notre estimation méta-analytique inclut 0, nous ne pouvons pas écarter cette valeur de l'ensemble des valeurs plausibles pour la différence de moyenne dans la population de référence.

⁴⁵ Dans deux autres études, Duguid et Goncalo (2012) demandaient aux participants d'indiquer leur taille dans un questionnaire contenant des informations démographiques (Étude 2, p. 37) ou de créer un avatar qui « les représente le mieux possible » (Étude 3, p. 38). Compte tenu du fait que ces mesures n'étaient pas des mesures perceptives et que les résultats obtenus pouvaient ainsi refléter un processus d'auto-présentation, nous n'avons pas inclus ces deux études dans notre méta-analyse. Yap et al. (2013) ont réalisé deux études dans lesquelles les participants estimaient la taille et le poids d'une autre personne. Compte tenu du fait que les auteurs ont combiné ces deux mesures en une mesure composite, nous avons écarté leurs estimations de notre méta-analyse.

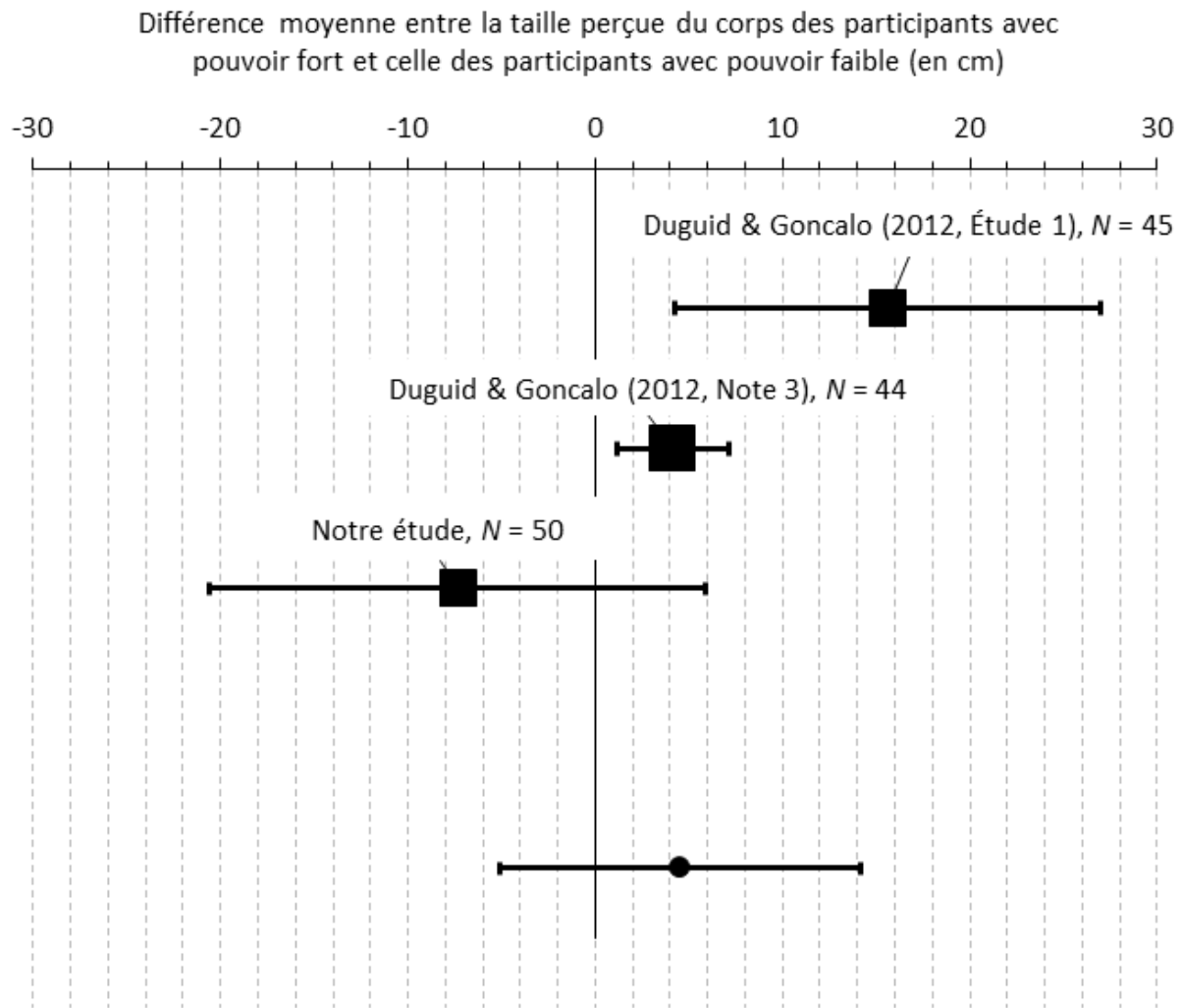


Figure 48. Estimation de l'effet du pouvoir sur la taille du corps perçue exprimée en centimètres (i.e., $M_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$). Les carrés représentent trois estimations indépendantes du paramètre $\mu_{\text{taille_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$. Le rond représente l'estimation méta-analytique de cet effet (modèle à effet aléatoire, écart-type des estimations $T = 7,16$ cm, 90% CI pour τ [2,38 ; 13,45], indice d'hétérogénéité $I^2 = 71,99\%$). La taille des carrés représente le poids de chaque estimation individuelle dans la méta-analyse. Les barres d'erreurs représentent les intervalles de confiance à 95% pour la différence de moyenne dans la population.

Cette première méta-analyse a l'avantage de nous permettre d'obtenir une estimation plus réaliste de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps facilement interprétable dans l'unité d'origine de la variable dépendante (i.e., en centimètres). Elle est cependant limitée par le fait qu'elle ne nous permettait pas d'inclure les études pour lesquelles l'unité de la variable dépendante n'était pas directement convertible en centimètres. Nous avons également réalisé une méta-analyse des estimations standardisées de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps, Hedges's $g_s = 0,43$ SD_{pooled} , 95%

CI pour Cohen's δ_s $[-0,33 SD_{\text{pooled}} ; 1,21 SD_{\text{pooled}}]$ ⁴⁶. Si l'effet dans la population de référence est bien égal à $0,43 SD_{\text{pooled}}$ alors il faudrait au moins 172 participants ($n_{\text{pouvoir fort}} = 86$, $n_{\text{pouvoir faible}} = 86$) pour que 80%⁴⁷ des estimations (i.e., 95% CI) obtenues par des réplifications excluent 0. Perugini, Gallucci et Costantini (2014) ont suggéré d'utiliser un test de puissance plus conservateur (i.e., « safeguard power analysis » ou SPA) que les tests de puissance classique. Ces derniers peuvent en effet consister à utiliser l'estimation ponctuelle d'un effet rapportée dans la littérature pour fixer la plus petite taille d'effet que l'on souhaite détecter. Cette pratique néglige cependant le risque que cette estimation ponctuelle surestime la taille d'effet dans la population et par conséquent que le test de puissance suggère une taille d'échantillon plus faible que celle qui serait nécessaire. Les SPA consistent au contraire à se baser sur la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 60% plutôt que sur l'estimation ponctuelle de l'effet. Cette précaution permet ainsi de se prémunir en partie contre les risques de surestimations de la taille de l'effet par l'estimation ponctuelle et donc d'éviter d'être trop optimiste concernant la taille de l'échantillon nécessaire.

Nous avons donc réalisé une SPA en considérant que la taille de l'effet dans la population est Cohen's $\delta_s = 0,11$ (i.e., borne inférieure de l'intervalle de confiance à 60%). D'après cette analyse, il faudrait au moins 2598 participants ($n_{\text{pouvoir fort}} = 1299$, $n_{\text{pouvoir faible}} = 1299$) pour que 80% des estimations (i.e., 95% CI) obtenus par des réplifications excluent 0. Comme l'a souligné Hunter (2001), il est rare que des études individuelles en psychologie portent sur des échantillons aussi grands. Selon Hunter, ceci souligne la nécessité de réaliser de nombreuses réplifications et de combiner les données par des méta-analyses afin d'améliorer les estimations des effets.

⁴⁶ Nous avons réalisé cette méta-analyse en utilisant un modèle à effet aléatoire. L'écart-type des estimations était $T = 0,61$, 90% CI pour τ $[0,283 ; 1,06]$, indice d'hétérogénéité $I^2 = 79,5\%$). Le Hedges's g_s correspond à un Cohen's d_s sur lequel nous avons appliqué la correction de Hedges pour les petits échantillons. L'intervalle de confiance correspond quant à lui à l'intervalle de confiance pour le Cohen's δ_s et non l'intervalle de confiance pour le Hedges's δ_s . Cumming (2012, p. 305) a en effet souligné le fait que la meilleure estimation ponctuelle de Cohen's δ_s est Hedges's g_s alors que la meilleure estimation de l'intervalle de confiance est un intervalle pour Cohen's δ_s et non pour Hedges's δ_s contrairement à ce que l'on pourrait penser intuitivement.

⁴⁷ Nous avons réalisé ces analyses en fixant la puissance à sa valeur conventionnelle de $1-\beta = 0,80$. Il est cependant généralement préférable d'avoir une puissance aussi élevée que possible.

Discussion intermédiaire

Le fait que la SPA ait indiqué qu'une telle taille d'échantillon est nécessaire seulement pour que les intervalles de confiances excluent 0 dans 80% des répliques peut paraître alarmant. Cependant le risque de surestimation des tailles d'effet est plus probable lorsque cette estimation est basée sur une seule étude. Le test de puissance que nous avons réalisé avant de recueillir nos données illustre bien les limites de cette pratique. Dans ce test de puissance, nous avons considéré seulement une estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps (i.e., Duguid & Goncalo, 2012, Étude 1). Or notre méta-analyse suggère que cette estimation surestime probablement l'effet dans la population de référence. Cette surestimation nous a conduits à sélectionner une taille d'échantillon insuffisante pour estimer cet effet avec suffisamment de précision pour rejeter 0 comme valeur plausible dans 80% des cas. Le test de puissance que nous avons réalisé sur l'estimation ponctuelle obtenue par méta-analyse nous pousse en revanche à être moins optimistes, mais probablement plus réaliste, que précédemment.

L'utilisation de notre estimation méta-analytique dans un test de puissance permet ainsi de compenser en partie les risques de surestimation liés à l'utilisation d'estimations issues d'études individuelles. Cependant compte tenu du faible nombre d'études incluses dans notre méta-analyse, il est toujours possible que notre estimation méta-analytique surestime la taille de l'effet dans la population d'intérêt. Une autre limite de notre méta-analyse réside dans l'importante hétérogénéité des tailles d'effet (Figure 48 et Note 43). En effet, dans notre échantillon, les participants du groupe avec pouvoir fort estimaient qu'ils étaient plus petits que les participants du groupe avec pouvoir faible, contrairement à ce que Duguid et Goncalo (2012) avaient observé.

Nous pourrions tenter d'expliquer ces différences d'estimation en invoquant des différences méthodologiques entre notre étude et les études de Duguid et Goncalo (2012). Compte tenu des informations dont nous disposons sur leurs études, les quatre différences majeures entre nos études sont le nombre d'expérimentateurs, le moment où l'expérimentateur mesurait la taille des participants, la couverture expérimentale utilisée pour masquer le but de l'étude et la nationalité des participants. Cependant, il semble plus plausible que l'hétérogénéité des estimations que nous avons incluses dans notre méta-

analyse reflète la plus grande variabilité des estimations obtenues à partir de petits échantillons dû à l'erreur d'échantillonnage. En effet, comme Stanley et Spence (2014) l'ont démontré à partir de simulations, l'erreur d'échantillonnage et l'erreur de mesure peuvent suffire à expliquer d'importantes variations dans les estimations des tailles des effets entre des études rigoureusement identiques.

Malgré les limites de notre méta-analyse, nous pensons néanmoins qu'elle devrait pouvoir servir de base à la planification de réplifications ayant pour but d'estimer l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps. Les méta-analyses ultérieures devront prendre en compte les estimations obtenues par ces réplifications et les estimations déjà disponibles afin d'améliorer l'estimation méta-analytique de l'effet du pouvoir sur la perception du corps. En attendant l'obtention de ces nouvelles estimations, notre méta-analyse à petite échelle contribue à l'estimation de cet effet en suggérant que sa taille est certainement plus petite que ce que laissé penser l'Étude 1 de Duguid et Goncalo (2012).

Estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras

Compte tenu de l'effet de la latéralité sur la perception de la longueur des bras (Linkenauger, Witt, Bakdash, et al., 2009, Étude 1 et 2), nous avons envisagé de prendre en compte cette variable dans notre estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras. Cependant, l'effectif des participants gauchers était trop faible (e.g., $n_{\text{pouvoir fort_gauchers}} = 2$) pour que nous puissions estimer l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras chez ces participants. Nous avons donc écarté les données des participants gauchers de cette analyse.

Nous avons observé que les participants droitiers du groupe avec pouvoir fort ($M_{\text{longueur_pouvoir fort}} = 73,52$ cm, $SD_{\text{longueur_pouvoir fort}} = 11,16$ cm, $n_{\text{longueur_pouvoir fort}} = 17$) percevaient que leur bras mesuraient en moyenne 6,09 cm de plus que les participants du groupe avec pouvoir faible ($M_{\text{longueur_pouvoir faible}} = 67,43$ cm, $SD_{\text{longueur_pouvoir faible}} = 10,31$, $n_{\text{longueur_pouvoir faible}} = 26$), 95% CI pour $\mu_{\text{longueur_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [-0,62 cm ; 12,80 cm], $N = 43$ ⁴⁸. Contrôler statistiquement la longueur réelle des bras des participants ($M_{\text{longueur réelle}} =$

⁴⁸ Nous avons écarté les données de deux participants de cette analyse car elles avaient une influence plus importante sur les estimations que le reste des données. Nous avons réalisé cette analyse en prenant en

69,86 cm, $SD_{\text{longueur réelle}} = 5,92$ cm) induisait une diminution de cette différence de 2 cm environ, $M_{\text{longueur_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}} = 4,41$ cm, 95% CI pour $\mu_{\text{longueur_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}}$ [-1,99 cm ; 10,82 cm]. Compte tenu de notre marge d'erreur, $MOE = 6,40$ cm, il est plausible que les individus issus de la population de référence qui se rappellent avoir eu du pouvoir estiment que leurs bras mesurent jusqu'à 10,81 cm de plus que les individus qui se rappellent que quelqu'un a eu du pouvoir sur eux. Il est également plausible que les individus qui se rappellent avoir eu du pouvoir estiment que leurs bras mesurent jusqu'à 1,99 cm de moins que les individus qui se rappellent que quelqu'un a eu du pouvoir sur eux. Compte tenu du fait qu'une différence de 0 cm est comprise dans notre intervalle de confiance, il est également plausible que la différence de longueur estimée dans la population de référence soit égale à 0. En unité d'écart-types, cette différence de longueur estimée est Hedges's $g_s = 0,45 SD_{\text{pooled}}$, 95% CI pour Cohen's δ_s [-0,19 SD_{pooled} ; 1,09 SD_{pooled}], $MOE_{\text{av}} = 0,64 SD_{\text{pooled}}$ ⁴⁹.

Discussion intermédiaire

Notre estimation ponctuelle de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras est consistante avec notre hypothèse selon laquelle l'augmentation du pouvoir induit une augmentation de la longueur des bras perçue. Cependant, la faible précision de notre estimation nous empêche d'exclure la plausibilité que cette différence de longueur des bras perçue soit égale à 0 dans la population ou qu'elle aille dans le sens inverse de celui que nous avons observé. La prochaine étape dans l'étude de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras sera donc d'améliorer la précision de son estimation. Nous recommandons pour cela de réaliser des études de réplication avec de plus grands échantillons que celui de notre étude. Si l'effet a une taille de Cohen's $\delta_s = 0,43 SD_{\text{pooled}}$ dans la population, il faudrait au moins 172 participants⁵⁰ pour avoir une précision d'estimation

compte la donnée imputée du participant qui avait fait une erreur de saisie pour l'estimation descendante de la longueur de son bras droit (Note 41).

⁴⁹ Ces données correspondent à celles obtenues après l'application d'une correction contre l'atténuation liée à l'erreur de mesure (Baguley, 2009, p. 605). La fidélité de cette mesure était $r_{yy} = 0,93$. Les résultats avant désatténuation étaient Hedges's $g_s = 0,43 SD_{\text{pooled}}$, 95% CI pour Cohen's δ_s [-0,19 SD_{pooled} ; 1,05 SD_{pooled}], $MOE_{\text{av}} = 0,62 SD_{\text{pooled}}$.

⁵⁰ Nous avons également réalisé une SPA en considérant que la taille de l'effet dans la population est égale à la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 60% estimé à partir de nos données (Cohen's $\delta_s = 0,17$). Avec une telle taille d'effet, il faudrait 1090 participants pour que les estimations obtenues par des réplications soient suffisamment précises (i.e., 95% CI) pour exclure 0 dans 80% des cas.

suffisante de sorte que 80% des estimations (i.e., 95% CI) obtenues par des réplifications excluent 0.

Estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de l'atteignabilité

Comme pour l'analyse de la longueur des bras perçue, nous avons écartés les données des participants gauchers de l'analyse de l'atteignabilité perçue. Nous avons observé que les participants droitiers du groupe avec pouvoir fort ($M_{\text{atteignabilité_pouvoir fort}} = 51,66$ cm, $SD_{\text{atteignabilité_pouvoir fort}} = 5,68$ cm, $n_{\text{atteignabilité_pouvoir fort}} = 16$) estimaient pouvoir atteindre un objet situé à seulement 0,57 cm de plus que les participants du groupe pouvoir faible ($M_{\text{atteignabilité_pouvoir faible}} = 51,09$ cm, $SD_{\text{atteignabilité_pouvoir faible}} = 5,74$ cm, $n_{\text{atteignabilité_pouvoir faible}} = 27$), 95% CI pour $\mu_{\text{atteignabilité_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}} [-3,07 \text{ cm} ; 4,22 \text{ cm}]$, $N = 43$ ⁵¹. Bien que contrôler statistiquement l'atteignabilité réelle des participants ($M_{\text{atteignabilité réelle}} = 49,22$ cm, $SD_{\text{atteignabilité réelle}} = 6,78$ cm) ait peu d'impact sur la taille de cette différence, nous avons observé que ce contrôle en changeait le sens, $M_{\text{longueur_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}} = -0,79$ cm, 95% CI pour $\mu_{\text{longueur_pouvoir fort} - \text{pouvoir faible}} [-3,38 \text{ cm} ; 1,80 \text{ cm}]$. Compte tenu de notre marge d'erreur, $MOE = 2,60$ cm, il est plausible que les individus issus de la population de référence qui se rappellent avoir eu du pouvoir estiment pouvoir atteindre un objet situé jusqu'à 1,80 cm de plus, ou au contraire jusqu'à 3,38 cm de moins, que les individus qui se rappellent que quelqu'un a eu du pouvoir sur eux. Compte tenu du fait qu'une différence de 0 cm est comprise dans notre intervalle de confiance, il est également plausible que la différence d'atteignabilité perçue dans la population de référence soit égale à 0. En unité d'écart-types, cette différence d'atteignabilité perçue est Hedges's $g_s = -0,20 SD_{\text{pooled}}$, 95% CI pour Cohen's $\delta_s [-0,86 SD_{\text{pooled}} ; 0,46 SD_{\text{pooled}}]$, $MOE_{\text{av}} = 0,66 SD_{\text{pooled}}$ ⁵².

Discussion intermédiaire

Notre estimation ponctuelle de l'effet du pouvoir sur la perception de l'atteignabilité est très petite et va dans le sens inverse de celui que nous attendions lorsque nous

⁵¹ Nous avons écarté les données de deux participants de cette analyse car elles avaient une influence plus importante sur les estimations que le reste des données.

⁵² Ces données correspondent à celles obtenues après l'application d'une correction contre l'atténuation liée à l'erreur de mesure (Baguley, 2009, p. 605). La fidélité de cette mesure était $r_{yy} = 0,87$. Les résultats avant désatténuation étaient Hedges's $g_s = -0,19 SD_{\text{pooled}}$, 95% CI pour Cohen's $\delta_s [-0,81 SD_{\text{pooled}} ; 0,43 SD_{\text{pooled}}]$, $MOE_{\text{av}} = 0,62 SD_{\text{pooled}}$

contrôlons statistiquement l'atteignabilité réelle des participants. Notre marge d'erreur pour l'estimation de cet effet (i.e., 2,60 cm) est plus de deux fois plus petite que celle de notre estimation de l'effet du pouvoir sur la longueur des bras perçue (i.e., 6,40 cm) et plus de trois fois plus petite que celle de notre estimation de l'effet du pouvoir sur la taille du corps perçue (i.e., 9,64 cm). Ce niveau de précision suggère qu'il est plausible que l'effet du pouvoir sur l'atteignabilité soit plus petit que l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps et de la longueur des bras. Cependant, à notre connaissance, notre étude est la première à avoir produit une estimation de l'effet du pouvoir sur l'atteignabilité. Des réplifications sont donc indispensables afin d'exclure la possibilité que notre résultat reflète une erreur d'échantillonnage qui nous aurait conduit à sous-estimer ou à surestimer l'effet.

Nous recommandons donc de réaliser des études de réplication avec de plus grands échantillons que celui de notre étude. Si l'effet a une taille de Cohen's $\delta_s = -0,19 SD_{\text{pooled}}$ dans la population, il faudrait au moins 872 participants⁵³ pour avoir une précision d'estimation suffisante de sorte que 80% des estimations (i.e., 95% CI) obtenues par des réplifications excluent 0. Cette taille d'échantillon est environ cinq fois supérieure à celle suggérée par les tests de puissances réalisés pour l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps et sur la perception de la longueur des bras.

Discussion générale

Cette étude avait pour but de contribuer à l'estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps et de fournir une première estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et de l'atteignabilité. Dans cette étude, nous nous attendions à observer que les participants avec un pouvoir fort estiment qu'ils mesureraient 15,59 cm de plus que ceux avec un pouvoir faible. Nous nous attendions également à observer que les participants avec un pouvoir fort estiment que leurs bras étaient plus longs et qu'ils pouvaient atteindre des objets plus éloignés par rapport à ceux qui avaient un pouvoir faible. Notre estimation méta-analytique de l'effet du pouvoir sur la taille du corps

⁵³ Nous avons également réalisé une SPA en considérant que la taille de l'effet dans la population est égale à la borne supérieure de l'intervalle de confiance à 60% estimé à partir de nos données (Cohen's $\delta_s = 0,07$). Avec une telle taille d'effet, il faudrait 6410 participants pour que les estimations obtenues par des réplifications soient suffisamment précises (i.e., 95% CI) pour exclure 0 dans 80% des cas.

suggère que cet effet pourrait être plus petit que ce que nous attendions à partir des résultats de l'Étude 1 de Duguid et Goncalo (2012, i.e., 4,55 cm au lieu de 15,59 cm). La direction de l'estimation ponctuelle de cet effet (i.e., $\mu_{\text{taille_pouvoir fort}} > \mu_{\text{taille_pouvoir faible}}$) est consistante avec la littérature sur lien entre le pouvoir et la perception de la taille du corps et avec notre estimation de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras. En effet, notre estimation ponctuelle de l'effet du pouvoir sur cette variable suggère également que les individus avec un pouvoir fort pourraient percevoir que leurs bras sont plus longs par rapport aux individus avec un pouvoir faible.

Cependant, les bornes inférieures de nos intervalles de confiance pour ces effets suggèrent qu'il est plausible que les individus avec un pouvoir fort se perçoivent comme étant plus petits et comme ayant des bras plus courts que les individus avec un pouvoir faible. Cependant cette direction est inconsistante avec les métaphores sur le pouvoir qui suggèrent un lien entre l'augmentation de la taille et l'augmentation du pouvoir (e.g., Schubert et al., 2011). Cette direction ne semble pas non plus cohérente avec la compréhension précoce du lien entre la taille et la dominance, une des composantes du pouvoir, que les enfants semblent avoir (Thomsen, Frankenhuys, Ingold-Smith, & Carey, 2011).

Nous pourrions être tentés de chercher une explication théorique permettant d'expliquer une telle direction pour l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps. En effet, des études ont suggéré que le fait d'avoir un pouvoir fort orienterait davantage l'attention vers les stimuli situés en hauteur que le fait d'avoir un pouvoir faible (Robinson, Zabelina, Ode, & Moeller, 2008). Il est ainsi possible d'envisager qu'un tel biais attentionnel survienne dans des études dont la mesure de la taille perçue implique d'estimer la taille d'un objet. En effet, si les participants avec un pouvoir fort ont leur attention plus orientée vers le haut de la barre, ils pourraient avoir l'impression que la barre est plus grande par rapport aux participants avec un pouvoir faible et dont l'attention est plus orientée vers le bas de la barre.

Cette explication théorique post-hoc n'est cependant qu'une spéculation et nous pensons qu'elle peut difficilement expliquer l'ensemble de nos résultats. Cette explication semble en effet plausible pour expliquer une inversion de la direction de l'effet du pouvoir sur la perception de la taille. Elle ne permet pas cependant d'expliquer une inversion

similaire de la direction de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras. Nous pensons que la faible précision de nos estimations pour ces effets explique plus simplement ces potentielles inversions de direction. Cette interprétation est consistante avec le fait que, d'après nos intervalles de confiances, il est plus plausible que les individus avec un pouvoir fort surestiment leur taille et la longueur de leurs bras par rapport aux individus avec un pouvoir faible plutôt que l'inverse.

Notre estimation de l'effet du pouvoir sur l'atteignabilité suggère qu'il est plus plausible que les individus avec un pouvoir fort perçoivent qu'ils peuvent atteindre un objet légèrement moins éloigné que les individus avec un pouvoir faible. Cependant, la perception de l'atteignabilité est censée dépendre au moins en partie de la perception de la longueur des bras (e.g., Linkenauger, Witt, Bakdash, et al., 2009, Étude 1 et 2). Il semble donc peu plausible théoriquement que l'effet du pouvoir sur la perception de l'atteignabilité aille dans le sens inverse de celui de l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras.

De nombreuses réplifications sont donc nécessaires afin d'estimer de manière plus satisfaisante les trois effets sur lesquelles portait notre étude. Il pourrait sembler étrange à certains lecteurs que nous recommandions de répliquer des études qui n'ont pas permis d'observer des effets statistiquement significatifs, c'est-à-dire des effets pour lesquelles l'intervalle de confiance à 95%⁵⁴ comprend 0. Cependant, bien que l'approche des tests d'hypothèses nulles ait été et semble être encore dominante en psychologie, de nombreux auteurs ont souligné ses importantes limites à plusieurs reprises au cours de son histoire (e.g., Bakan, 1966; Cumming, 2014; Gigerenzer, 2004; Lambdin, 2012; F. L. Schmidt & Hunter, 1997). Une des limites particulièrement pertinente pour notre propos est le fait que la significativité statistique ne permet pas de prédire si un effet statistiquement significatif ou non sera statistiquement significatif ou non dans les études ultérieures (F. L. Schmidt & Hunter, 1997, p. 4). Cumming (2008) a par ailleurs illustré cette limite par un ensemble de simulations. De plus, il a également souligné le fait qu'il y a 83% de chances pour que l'estimation ponctuelle observée dans une réplification soit comprise dans l'intervalle de confiance à 95% observé dans une étude antérieure (voir aussi Cumming, 2012, Chapitre 5).

⁵⁴ Dans le cas de variables ne pouvant seulement avoir des valeurs positives (e.g., écart-types, parts de variance expliquée), l'intervalle de confiance à 95% comprend généralement 0 même lorsque l'effet est statistiquement significatif. Il est donc recommandé d'utiliser un intervalle de confiance à 90% si l'on souhaite pouvoir lire le résultat du test de significativité à partir de l'intervalle de confiance (Lakens, 2013, p. 8).

Ce constat a des implications importantes pour nos résultats et suggère que des réplifications sont indispensables même si les effets que nous avons observés n'étaient pas statistiquement significatifs.

Nous avons précédemment indiqué les tailles d'échantillons nécessaires pour que 80% des estimations obtenues par des réplifications soient suffisamment précises (i.e., 95% CI) pour exclure 0 des valeurs plausibles pour ces effets. Bien que ces tailles d'échantillons soient en pratique difficiles à atteindre pour des études individuelles estimant l'effet du pouvoir sur la perception de la taille et de la longueur des bras, elles ne semblent pas impossibles à atteindre dans l'absolu. En revanche, les tailles d'échantillons estimées pour l'effet du pouvoir sur la perception de l'atteignabilité semblent a priori impossibles à atteindre pour des études individuelles. Ce constat permet notamment de souligner les limites du raisonnement consistant à espérer pouvoir conclure définitivement sur une hypothèse sur la base d'études individuelles considérées séparément.

Nous suggérons donc d'adopter une conception méta-analytique des tests de puissances. Il est en effet possible d'estimer le nombre d'études à inclure dans une méta-analyse pour atteindre un niveau de puissance donné avec une taille d'échantillon fixée et atteignable en pratique. Dans le cas d'une méta-analyse à effet fixe, il est possible d'approximer ce nombre d'études en divisant la taille d'échantillon suggérée par un test de puissance réalisé pour une étude individuelle (e.g., 6410) par la taille d'échantillon jugée atteignable en pratique pour une étude individuelle (e.g., 100). Nous pensons qu'une taille d'échantillon totale de 100 participants minimum est une taille d'échantillon raisonnable pour la plupart des études individuelles. La Table 5 présente le nombre d'études avec une telle taille d'échantillon à inclure dans une méta-analyse de sorte que 80% des estimations (i.e., 95% CI) obtenues par des méta-analyses à effet fixe excluent 0.

Table 5. Nombre d'études avec une taille d'échantillon totale de $N = 100$ à inclure dans une méta-analyse à effet fixe pour que les estimations (i.e., 95% CI) excluent 0 dans 80% des méta-analyses en fonction de la taille d'effet considérée

Variable dépendante	Test de puissance classique			SPA		
	Cohen's δ_s	N pour une étude individuelle	Nombre d'études nécessaires ($N = 100$)	Cohen's δ_s	N pour une étude individuelle	Nombre d'études nécessaires ($N = 100$)
Taille du corps	0,43	172	≈ 2	0,11	2598	≈ 26
Longueur des bras	0,43	172	≈ 2	0,17	1090	≈ 11
Atteignabilité	-0,19	872	≈ 9	0,07	6410	≈ 64

Note. Nous avons réalisé les tests de puissance classiques en considérant que les tailles de nos effets d'intérêt dans la population correspondent à nos estimations ponctuelles. Nous avons réalisé les SPA (i.e., safeguard power analysis) en considérant que les tailles des effets du pouvoir sur la perception de la taille et de la longueur des bras dans la population correspondent aux bornes inférieures des intervalles de confiances à 60% de nos effets. La valeur absolue de la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 60% de l'effet du pouvoir sur l'atteignabilité était supérieure à la borne supérieure. Nous avons donc considéré que la taille de cet effet dans la population correspond à cette borne supérieure.

Comme l'ont souligné Cohn et Becker (2003), l'estimation de la puissance dans les méta-analyses à effet aléatoire ne dépend pas seulement du nombre d'études incluses dans la méta-analyse et de leur taille d'échantillon. En effet, la puissance pour ces méta-analyses dépend également de l'hétérogénéité entre les estimations des différentes études incluses. Les nombres d'études suggérés dans la Table 5 supposent que les futures estimations seront combinées dans une méta-analyse à effet fixe ce qui revient à réaliser une méta-analyse à effet aléatoire à partir d'estimations homogènes (Cumming, 2012, p. 209). Les valeurs que nous suggérons sont donc optimistes si nous considérons la possibilité que les différentes estimations puissent être hétérogènes. Une autre limite de ces tests de puissance est le choix d'un niveau de puissance de 80%. J. Cohen (1988, p. 56) a proposé d'utiliser cette valeur conventionnelle qu'il jugeait « arbitraire mais raisonnable ». Il ne s'agit cependant que d'une limite minimum et réaliser des études permettant d'avoir plus de puissance est préférable lorsque c'est possible (e.g., dans le cadre d'une approche méta-analytique).

Malgré les limites de ces tests de puissances, nous pensons qu'ils pourront servir de base dans le cadre d'un projet de recherche visant à améliorer les estimations des effets du pouvoir sur la perception de la taille du corps, de la longueur des bras et de l'atteignabilité. Nous recommandons par ailleurs l'adoption d'une approche méta-analytique cumulative et

continue pour mener à bien ce projet. Cette approche consiste à réaliser une nouvelle méta-analyse dès qu'une nouvelle estimation est disponible (e.g., voir Braver, Thoemmes, & Rosenthal, 2014, pour une présentation de cette approche dans le cadre des tests d'hypothèses nulles; voir aussi Lau, Schmid, & Chalmers, 1995). L'adoption de cette approche permettra de mettre à jour les estimations méta-analytiques de ces effets et donc de réajuster le nombre d'études nécessaires à inclure dans la méta-analyse.

Notre dernière recommandation concerne le type de réplication à réaliser et le protocole expérimental à utiliser pour ces réplifications. Nous suggérons de réaliser des réplifications proches et des réplifications conceptuelles (pour des recommandations similaires, voir Hunter, 2001). Concernant notre étude, les réplifications proches devront utiliser une manipulation du pouvoir basée sur une tâche de rappel autobiographique. Cette manipulation du pouvoir a été et est encore fréquemment utilisée dans la littérature pour manipuler le pouvoir (pour une revue voir P. K. Smith & Galinsky, 2010). De plus, cette manipulation du pouvoir semble avoir des effets sur des variables physiologiques. Il semble en effet qu'elle influence le fonctionnement cardiaque (Scheepers, de Wit, Ellemers, & Sassenberg, 2012, Étude 1), l'activation de réseaux neuronaux associés aux comportements d'approche (Boksem, Smolders, & De Cremer, 2012) ou encore les potentiels évoqués moteurs induits par l'observation de la réalisation d'une action (Hogeveen, Inzlicht, & Obhi, 2014). Le fait que se rappeler d'une situation associée au pouvoir influence des variables physiologiques pourrait suggérer que cette tâche est une manipulation efficace du pouvoir. Cependant, les études présentant les estimations de ces effets sont encore trop peu nombreuses pour en avoir des estimations fiables.

Malgré l'apparente efficacité de cette manipulation du pouvoir, nous pensons qu'elle devrait être améliorée. Lorsque nous avons traduit les instructions de cette tâche de rappel autobiographique, nous avons eu l'impression qu'elles étaient relativement vagues. Certains de nos participants (environ 25%) ont confirmé cette impression en indiquant qu'ils avaient eu des difficultés avec les instructions qu'ils jugeaient « vague(s) » (marque du pluriel ajoutée). Certains participants ont suggéré d'ajouter des exemples de situations ou d'imposer « une date limite du souvenir pour l'application de la question pour séparer les événements récents des autres ». Ces deux suggestions sont consistantes avec les travaux sur la construction de questionnaires auto-rapportés (e.g., Schwarz & Oyserman, 2001, p.

133). Les auteurs de ces travaux ont notamment identifié cinq grandes étapes par lesquelles les participants passent pour répondre à un questionnaire (p. 129) : (1) comprendre la question, (2) se rappeler des comportements sur lesquels portent la question, (3) utiliser différentes stratégies d'inférences pour se faire une idée de leur réponse, (4) formuler leur réponse dans le format de réponse du questionnaire et (5) revoir leur réponse en fonction d'aspects comme la désirabilité sociale ou l'auto-présentation. Nous pensons que les instructions de la tâche de rappel autobiographique pourraient être améliorées à partir des recommandations des auteurs concernant chacune de ces étapes. Donner des exemples de situations ou préciser davantage ce que l'on entend par « pouvoir » pourrait par exemple réduire la variabilité dans la compréhension des instructions. De plus, ces exemples permettraient de distinguer différents sous-domaines du pouvoir de sorte à tester si le type de pouvoir associé aux situations rappelées modère les effets d'intérêt. En effet, la dominance et le leadership sont deux sous-domaines du pouvoir et l'activation de ces différents concepts pourrait avoir des effets différents sur la perception (Schubert et al., 2011, p. 39).

Enfin, nous pensons que les mesures utilisées dans les répliques devraient être améliorées. La mesure du pouvoir que nous avons utilisé, basée sur une seule question, semble limitée par le fait qu'il est difficile d'en estimer la fidélité. Un questionnaire tel que celui utilisé par Huang, Galinsky, Gruenfeld et Guillory (2011) pourrait être plus approprié comme mesure auto-rapportée du pouvoir. Cependant, quel que soit la mesure auto-rapportée choisie, elle restera limitée par le fait qu'il est généralement difficile pour un individu d'avoir une compréhension fine de ses processus cognitifs (e.g., Nisbett & Wilson, 1977). Les mesures perceptives pourraient être également améliorées en augmentant le nombre d'essais à réaliser par les participants, notamment pour la mesure de la perception de la taille du corps. En effet, nous n'avons pas pu estimer la fidélité de cette mesure car les participants n'avaient qu'une seule estimation à réaliser. Il semble que les mesures de la perception de la longueur des bras et de l'atteignabilité aient une bonne fidélité d'après l'indice que nous avons utilisé (i.e., la corrélation). Cependant, l'augmentation du nombre d'essais permettrait certainement d'améliorer encore cette fidélité.

Notre étude a été la première à avoir abordé l'effet du pouvoir sur la perception de la taille du corps de manière méta-analytique. Elle est également la première à avoir abordé

l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et de l'atteignabilité. Bien que nos conclusions soient limitées, elles nous ont permis de proposer des recommandations qui, considérées conjointement avec notre modèle théorique, devraient donner un cadre pour le développement d'études sur l'effet du pouvoir sur la perception du corps et de l'espace.

PARTIE 3

Discussion générale

CHAPITRE 3.1

SYNTHÈSE ET LIMITES DE NOS ÉTUDES

L'objectif des études que nous avons réalisées était de montrer que des contraintes physiques (e.g., la présence d'obstacles ou la disponibilité d'outil) et sociales (e.g., relations sociales ou pouvoir) influencent la perception visuelle de l'espace. Nous avons notamment étudié les potentiels effets de ces contraintes sur la perception des distances égocentrées et sur la perception des largeurs d'ouvertures par des tâches d'estimations visuelles ou par des jugements d'affordance. Dans ce chapitre, nous récapitulons les résultats de nos études en discutant certaines de leurs limites et en proposant des manières de les dépasser.

1. L'influence des obstacles sur la perception visuelle des distances (Article 1)

Le but de l'étude présentée dans cet article était d'étudier l'influence potentielle des obstacles sur la perception des distances. Les participants devaient estimer la distance qui les séparait d'un cylindre qui se trouvait derrière un panneau transparent de largeur variable (10 cm, 20 cm ou 30 cm). Avant chaque estimation, les participants devaient s'imaginer en train d'essayer d'atteindre la cible en contournant le panneau par sa droite. L'augmentation de la largeur du panneau était supposée induire une augmentation de l'effort que les participants s'imaginaient devoir exercer pour réaliser leur mouvement d'atteinte. Nous attendions donc que les participants estiment que le cylindre était d'autant plus éloigné d'eux que la largeur du panneau augmentait.

Nos résultats principaux indiquent que les participants estimaient que la cible était plus éloignée de 1,20 cm lorsqu'ils s'imaginaient contourner le panneau de 30 cm de largeur plutôt que celui de 10 cm de largeur, 95% CI pour $\mu_{\text{Panneau30-Panneau10}}$ [0,01 cm ; 2,40 cm]. Les participants estimaient que la cible était plus éloignée de 0,98 cm lorsqu'ils s'imaginaient contourner le panneau de 30 cm de largeur plutôt que celui de 20 cm de largeur, 95% CI pour $\mu_{\text{Panneau30-Panneau20}}$ [0,18 cm ; 1,79 cm]. Enfin, les participants estimaient que la cible était

plus éloignée de 0,22 cm lorsqu'ils s'imaginaient contourner le panneau de 20 cm de largeur plutôt que celui de 20 cm de largeur, 95% CI pour $\mu_{\text{Panneau20-Panneau10}}$ [-0,42 cm ; 0,85 cm]. De plus, la distance réelle à laquelle se trouvait la cible semblait modérer l'effet du panneau puisque ce dernier avait tendance à augmenter lorsque la distance réelle augmentait, $\eta^2_{p_{\text{distance*panneau}}} = 0,18$, 90% CI pour $\eta^2_{p_{\text{distance*panneau}}}$ [0,00 ; 0,40].

Ces résultats pourraient témoigner du fait que lorsqu'une personne envisage de contourner un obstacle pour atteindre un objet elle percevrait cet objet comme étant d'autant plus éloigné que l'obstacle est large et par conséquent que l'effort nécessaire pour le contourner est grand. Ces résultats sont en effet cohérents avec les résultats de Kirsch et Kunde (2013) qui ont observé que l'amplitude et la force des mouvements d'atteintes qu'une personne envisage de réaliser en direction d'une cible, influence sa perception de la distance qui la sépare de cette cible. De plus, nos résultats sont également cohérents avec ceux d'une étude Lessard (2013, manuscrit non publié, Étude 1), dans laquelle les participants estimaient un objet comme étant plus éloigné de 2 cm lorsqu'il était derrière un grand panneau transparent (hauteur : 92 cm, largeur : 122 cm) les empêchant complètement de l'atteindre. De plus, dans cette étude, l'espace dans lequel se trouvait l'objet semblait modérer l'effet du panneau. Cet effet avait ainsi tendance à être plus grand lorsque les distances étaient suffisamment courtes pour permettre aux participants d'atteindre l'objet plutôt que lorsque qu'elles étaient trop longues pour l'atteindre.

Dans notre étude, nous avons considéré la largeur du panneau comme une variable proximale nous permettant de manipuler l'effort anticipé. Cependant nous pouvons penser qu'une variable confondue pourrait compromettre cette interprétation. En effet, en plus d'induire des variations supposées de l'amplitude du mouvement imaginé, les variations de la largeur du panneau induisent également des variations de la stimulation visuelle dans la mesure où les participants percevaient le cylindre derrière un objet de différente taille. De la même manière, dans les études de Lessard (2013, manuscrit non publié), le fait que la cible soit parfois devant le panneau et parfois derrière induit également une confusion entre des variations de la contrainte physique et des variations de la stimulation visuelle. Nous sommes en train de préparer une étude pour écarter cette explication alternative. Dans cette étude, nous ferons varier la largeur du panneau comme précédemment mais également la pertinence de cette dimension pour le mouvement d'atteinte imaginé par les

participants. Un groupe de participants devra imaginer contourner le panneau par la droite, comme dans notre étude précédente, alors qu'un second groupe devra imaginer le contourner en passant par-dessus. Si l'effet du panneau reflète bien une variation des contraintes des actions alors nous devrions observer cet effet uniquement lorsque les participants envisagent de le contourner par la droite mais pas lorsqu'ils envisagent de le contourner par en dessus. Si l'effet du panneau vient en revanche d'une variation de la stimulation visuelle, nous devrions l'observer quelle que soit la manière dont participants envisagent de contourner le panneau. Nous envisageons également de réaliser par la suite une réplique conceptuelle de cette étude dans laquelle la hauteur du panneau variera alors que sa largeur restera constante. Dans cette situation, la largeur du panneau n'est plus pertinente pour la réalisation du mouvement d'atteinte contrairement à sa hauteur. Pour cette étude, nous nous attendons donc à observer l'effet du panneau lorsque les participants imaginent contourner le panneau par-dessus mais pas lorsqu'ils envisagent de le contourner vers la droite.

Une seconde limite de notre étude vient de la mesure de l'effort que nous avons utilisée qui consistait à demander aux participants d'indiquer sur une échelle l'effort nécessaire pour contourner le panneau en fonction de sa largeur. Or il serait plus approprié d'utiliser une mesure d'effort différente pour notre prochaine étude comme nous l'avons souligné dans la discussion de l'Article 1. En effet, comme un expert de l'article l'a souligné, le fait que les participants estiment que l'effort pour contourner le panneau augmente avec la largeur du panneau pourrait suggérer que les participants ont compris que le panneau était supposé induire une augmentation de l'effort anticipé durant la tâche d'estimation des distances. Comme nous l'avons indiqué, les questions posées par l'expérimentateur ne nous ont pas permis de détecter une éventuelle suspicion chez nos participants. Pour autant, cela ne signifie pas qu'aucun participant était suspicieux dans notre étude. Certaines études ont indiqué que les participants ont moins tendance à avouer leur suspicion lorsque l'expérimentateur leur pose des questions directement à l'oral plutôt que lorsque les participants répondent à un questionnaire informatisé (Blackhart et al., 2012). Le fait que notre expérimentateur ait posé ses questions à l'oral a pu ainsi diminuer la tendance des participants à avouer leur éventuelle suspicion. Un autre inconvénient des questions posées par l'expérimentateur à l'oral vient d'une plus grande liberté dans la manière de les poser.

En l'absence d'un contrôle rigoureux de la manière dont les participants sont interrogés, le risque d'obtenir des résultats dépendant de la situation et de l'expérimentateur augmente nécessairement (pour une revue sur l'effet des types de questionnaires sur la qualité des données, voir Bowling, 2005).

Enfin, si nous considérons que l'effet du panneau que nous avons observé reflète bien un effet des contraintes environnementales des actions sur la perception des distances, notre étude ne nous permet pas de répondre à la question de l'origine de cet effet. Nous envisageons aux moins trois origines possibles pour cet effet qui ne sont pas nécessairement exclusives. Tout d'abord, l'effet pourrait venir d'une augmentation de l'effort anticipé avec l'augmentation de la largeur du panneau comme nous l'avons envisagé précédemment.

Cependant, cet effet pourrait venir d'un effet du panneau sur la perception de l'affordance d'atteignabilité. Il semble en effet qu'une personne perçoivent un objet comme étant moins atteignable lorsqu'il est derrière un panneau transparent plutôt que lorsqu'il est devant, et cela même lorsqu'il se trouve à une distance suffisamment courte pour être à portée de main (e.g., Costantini, Committeri, & Sinigaglia, 2011, Étude 2 ; Lessard, 2013). Il semble par ailleurs que l'effet du panneau diminue lorsque l'objet est présenté hors de portée de main (Lessard, 2013) ce qui est cohérent avec les études indiquant que les contraintes des actions influencent la perception essentiellement lorsque ces actions sont possibles. L'augmentation de l'effet du panneau dans notre étude est également cohérente avec cette idée dans la mesure où toutes les distances que nous avons utilisées étaient suffisamment courtes pour que le cylindre soit à portée de main. L'effet du panneau pourrait ainsi croître avec l'augmentation de la distance tant que l'objet qu'une personne veut atteindre se trouve dans son espace péripersonnel puis diminuer avec l'augmentation de la distance lorsqu'il se trouve dans son espace extra-personnel. Pour tester cette hypothèse, il faudrait simplement inclure des distances suffisamment grandes pour que l'objet soit hors de portée de main des participants.

Enfin, il sera également crucial de déterminer si la présence du panneau est indispensable pour observer l'effet que nous avons observé. Il est en effet possible que l'effet du panneau ne soit pas seulement dû au fait qu'il s'agissait d'un obstacle physique impliquant une augmentation de l'amplitude du mouvement. Les obstacles pourraient en effet avoir un effet plus conceptuel. Il semble notamment que les personnes rencontrant un

obstacle, physique (e.g., route barrée) ou conceptuel (e.g., obstacles pour arrêter de fumer), se représentent les distances comme étant plus grandes (Marguc, Förster, & Van Kleef, 2011). Selon les auteurs, ceci témoignerait du fait que les personnes auraient besoin de prendre du recul pour surmonter des obstacles. Bien que leurs études portent sur la représentation des distances (e.g., entre deux villes) et non sur la perception visuelle des distances, elles suggèrent que le concept d'obstacle à la réalisation d'un but personnel pourrait avoir une influence particulière sur la perception partiellement indépendante de l'augmentation de l'amplitude du mouvement. Induire des variations d'amplitudes du mouvement anticipé en l'absence du panneau mais similaires à celles induites par sa présence permettrait par exemple de déterminer si des variations d'amplitudes suffisent à expliquer son effet ou si une partie de cet effet s'explique par le fait de devoir contourner un obstacle. Une manière alternative de tester cette idée serait d'étudier si l'activation du concept d'obstacle est suffisante pour influencer la perception des distances.

2. L'influence des outils sur la perception visuelle des distances (Article 2)

Les deux études que nous avons présentées dans cet article avaient pour but d'étudier l'influence de la disponibilité d'un objet pouvant potentiellement servir d'outil, sans pour autant être présenté comme tel, sur la perception des distances. Dans nos études, les participants devaient estimer la distance qui les séparait d'une cible avant de réaliser un mouvement d'atteinte en direction de cette cible. Pour cela, ils devaient ajuster la distance qui les séparait d'un point de comparaison jusqu'à ce qu'ils estiment que cette distance était identique à celle qui les séparait de la cible. Un premier groupe de participants tenait un bâton de 30 cm supposé servir à standardiser la position de leur main pendant qu'ils estimaient la distance qui les séparait de la cible alors qu'un second groupe n'en tenaient pas (Article 2 - Étude 1). Dans une deuxième étude, un groupe de participants réalisait la même tâche en tenant un bâton de 15 cm plutôt qu'un bâton de 30 cm (Article 2 - Etude 2). Notre hypothèse était que la disponibilité du bâton, potentiellement utile pour atteindre la cible, induirait une intention implicite de l'utiliser chez les participants. L'émergence de cette intention devait se traduire par le fait que les participants qui tenaient le bâton perçoivent la cible comme étant plus proche d'eux que les participants qui n'en tenaient pas. Nous faisons également l'hypothèse que le bâton influencerait davantage la perception

des distances lorsqu'il pouvait augmenter réellement la capacité des participants à atteindre la cible, c'est-à-dire lorsqu'il mesurait 30 cm plutôt que 15 cm.

Nos résultats principaux vont dans le sens de ces hypothèses. Nous avons en effet observé que les participants qui tenaient un bâton de 30 cm estimaient que la cible était à 3,56 cm de moins d'eux par rapport aux participants qui ne tenaient pas de bâton, 95% CI pour $\mu_{\text{Bâton30-SansBâton}}$ [-6,81 cm ; -0,32 cm], et à environ 5,74 cm de moins par rapport aux participants qui tenaient un bâton de 15 cm, 95% CI pour $\mu_{\text{Bâton30-Bâton15}}$ [-8,68 cm ; -2,79 cm]. De plus, les participants qui tenaient un bâton de 15 cm estimaient que la cible était à 2,17 cm de plus d'eux par rapport aux participants qui ne tenaient pas de bâton, 95% CI pour $\mu_{\text{Bâton15-SansBâton}}$ [-0,31 cm ; 4,65 cm]. De plus, nous avons observé que la distance réelle à laquelle se trouvait la cible semble modérer l'effet du bâton puisque ce dernier semble augmenter légèrement lorsque la distance réelle augmente, $\eta^2_{p \text{ distance} \times \text{bâton}} = 0,34$, 90% CI pour $\eta^2_{p \text{ distance} \times \text{bâton}}$ [0,11 ; 0,51]⁵⁵.

Ces résultats pourraient témoigner du fait que lorsqu'une personne envisage d'atteindre une cible, la disponibilité d'un objet lui permettant de réaliser cette action plus facilement influence sa perception visuelle de la distance qui la sépare de cette cible. Cet effet perceptif, habituellement observé lorsqu'une personne envisage explicitement d'utiliser un outil, reflèterait ainsi dans notre étude l'émergence d'une intention implicite des participants d'utiliser l'objet à sa disposition comme un outil. Bien qu'il s'agisse de l'interprétation initiale de nos résultats (Article 2 - General Discussion), nous concédons volontiers qu'elle puisse être prématurée et nous présentons ci-dessous certains aspects de notre étude qui nous incitent à être plus nuancés.

Tout d'abord, il est possible que l'effet que nous avons observé ne reflète absolument pas l'effet d'une quelconque intention sur la perception. Deux explications alternatives de nos résultats peuvent être envisagées. La première explication est que l'effet que nous avons observé pourrait venir des stratégies utilisées par les participants pour

⁵⁵ Cette taille d'effet correspond à celle du contraste d'intérêt à 1 degré de liberté pour l'interaction entre la distance et l'outil. La taille d'effet pour les contrastes résiduels testés comme un ensemble était la suivante : $\eta^2_{p \text{ distance} \times \text{bâton}} = 0,00$, 90% CI pour $\eta^2_{p \text{ distance} \times \text{bâton}}$ [0,00 ; 0,00]. Nous attirons l'attention des lecteurs sur le fait que dans l'Article 2, nous avons présenté uniquement les contrastes d'intérêt en omettant de présenter les contrastes résiduels.

estimer les distances. Les participants qui tenaient un bâton ont en effet pu s'en servir comme d'une règle pour estimer les distances en comptant le « nombre de bâtons » qui les séparaient de la cible. Le fait que les participants qui ne tenaient pas de bâton n'aient pas pu utiliser cette stratégie pourrait ainsi expliquer la différence observée entre leurs estimations et celles des autres participants. Par ailleurs, bien que les participants qui tenaient un bâton aient pu tous utiliser cette stratégie, rien ne permet d'exclure la possibilité que la différence de longueur du bâton explique la différence d'estimation de distances observée pour les deux longueurs de bâton. Cette différence pourrait en effet s'expliquer en termes de différence dans la segmentation de la distance. Il faut, par exemple, environ deux bâtons et demi pour segmenter une distance de 77 cm avec un bâton mesurant 30 cm de long alors qu'il en faut environ cinq lorsqu'il mesure 15 cm. Or, certaines études ont suggéré que les personnes se représenteraient les distances les moins segmentées comme étant plus courtes que celles qui sont les plus segmentées (e.g., Cubukcu & Nasar, 2005 ; Nasar, 1983). Bien que ces études portent sur la représentation des distances et non sur la perception, notre étude ne permet pas d'exclure qu'une différence de segmentation ait pu influencer les estimations de nos participants. Pour exclure cette possibilité, il nous faudrait réaliser une étude afin de déterminer si les participants utilisent ce genre de stratégies de segmentation pour estimer les distances et, si oui, si leur utilisation modère l'effet du bâton. La seconde explication que nous envisageons est que le bâton ait pu gêner les participants lors de leurs estimations des distances, compte tenu du fait qu'il était dans leur champ de vision. Pour exclure cette explication alternative, il faudrait manipuler la disponibilité du bâton tout en le maintenant en dehors du champ de vision durant leurs estimations de distances. En plus d'éliminer un éventuel biais lié à la présence du bâton dans le champ visuel, cette précaution permettrait probablement de réduire les risques que les participants s'en serve pour segmenter les distances.

Une autre limite des études présentées dans l'Article 2 est qu'elles ne nous permettent pas de savoir si les participants ont réellement eu une quelconque intention d'utiliser le bâton. Dans cet article, nous avons fait la distinction entre l'intention explicite et l'intention implicite d'utiliser le bâton pour souligner le fait que, dans notre étude, cette intention implicite ne venait pas des instructions que l'expérimentateur donnait aux participants. Le caractère implicite d'une intention nécessite cependant que les participants

n'en aient pas conscience. Il serait donc plus approprié de parler d'intention endogène, en référence à une intention spontanée d'utiliser l'outil venant des participants, en opposition à une intention exogène, en référence à une intention induite par l'expérimentateur. Que l'intention soit endogène ou exogène ne dépend pas de son caractère explicite ou implicite. En effet, dans l'étude de Witt et al. (2005), l'intention des participants d'utiliser le bâton était exogène et explicite dans la mesure où elle était induite par les instructions données par l'expérimentateur. Dans d'autres études, l'expérimentateur active un but de manière non-consciente chez les participants grâce à des tâches d'amorçage. Nous avons donné un exemple de ce type d'études lorsque nous avons abordé celle de Veltkamp et al. (2008) sur l'effet de la motivation sur la perception de la taille des objets pouvant faciliter l'atteinte du but activé (e.g., Aarts, Custers, & Holland, 2007 ; Custers & Aarts, 2005, 2007 ; Veling & Aarts, 2009, 2011). Avec ce type de manipulation expérimentale, l'intention d'atteindre un but est exogène puisqu'elle est induite par la tâche, mais elle est implicite dans la mesure où les participants ne sont pas supposés en avoir conscience. De la même manière, il semble également possible d'envisager qu'il existe des intentions endogènes qui sont d'abord implicites puis qui deviennent explicites comme en témoignent les études sur la production de mouvements spontanés indiquant que les précurseurs cérébraux de l'intention se mettent en place jusqu'à 10 s avant la prise de conscience de l'intention (e.g., Soon, Brass, Heinze, & Haynes, 2008). La distinction entre une intention endogène ou exogène et entre une intention implicite ou explicite étant faite, nous utilisons cette conceptualisation dans la suite de ce manuscrit.

Dans notre étude, l'intention de réaliser le mouvement d'atteinte était donc exogène et explicite. Cependant, nous supposons que la disponibilité d'un objet pouvant potentiellement faciliter cette action induirait une intention endogène de l'utiliser. Nos résultats soulèvent donc deux questions. La première question consiste à se demander si l'effet du bâton, observé dans notre étude, provenait bien d'une intention endogène de l'utiliser comme un outil. Si oui, la seconde question consiste à se demander si cette intention était implicite ou explicite. Si l'intention endogène d'utiliser le bâton dépend, en plus de sa présence, de l'intention d'atteindre la cible, alors manipuler l'intention d'atteindre la cible en faisant varier les instructions données par l'expérimentateur devrait modérer l'effet de sa présence. Les participants tenant un bâton, censé standardiser la

position de leur main, devraient estimer que la cible est plus proche d'eux que ceux ne tenant pas de bâton, ou tenant un bâton deux fois plus petit, seulement s'ils ont l'intention exogène d'atteindre la cible avec leur main.

3. La surestimation des bénéfices des outils dans une tâche d'imagerie et de prise de décision (Article 3)

Dans cet article, nous avons présenté deux études qui avaient pour but d'étudier si la spontanéité avec laquelle les humains utilisent des outils provient d'une tendance à percevoir leur utilisation comme étant plus bénéfique qu'elle ne l'est en réalité. Dans la première étude (Article 3 - Étude 1), les participants devaient déplacer des rouleaux de papier toilette d'un endroit (i.e., Point A) à un autre (i.e., Point B) avec leurs mains ou avec un bac qui permettait d'en déplacer deux fois plus mais qui se trouvait sur une table voisine (i.e., Point C). Lorsque les participants utilisaient leurs mains, ils déplaçaient simplement les rouleaux du Point A jusqu'au point B. Lorsqu'il ne restait plus de rouleaux, les participants revenaient au Point A. Lorsque les participants devaient utiliser le bac, ils allaient d'abord le chercher au Point C en partant du Point A. Ils devaient ensuite revenir au Point A pour remplir le bac avec des rouleaux puis les amener jusqu'au Point B jusqu'à ce qu'il n'en reste plus à déplacer. Ils revenaient ensuite au Point A puis ils allaient reposer le bac au Point C avant de finalement revenir au Point A. L'expérimentateur enregistrait le temps mis par les participants pour réaliser chaque étape de cette tâche en situation réelle et en situation imaginée. Notre hypothèse était que les participants imagineraient être plus rapides pour réaliser cette tâche en utilisant le bac plutôt que leurs mains, et cela même lorsqu'il était objectivement plus rapide d'utiliser leurs mains.

Nous avons effectivement observé que les participants imaginaient être plus rapides qu'ils ne l'étaient en réalité pour déplacer les rouleaux avec le bac plutôt qu'avec leurs mains, et cela quelle que soit la quantité de rouleaux à déplacer, $\eta^2_{p \text{ bac vs. main}} = 0,27$, 90% CI pour $\eta^2_{p \text{ bac vs. main}}$ [0,03 ; 0,48]. Une analyse complémentaire a également révélée que la différence de rapidité entre le mouvement imaginé et le mouvement réel était plus grande pour aller chercher le bac que pour déplacer les rouleaux, que ce soit avec les mains ou avec le bac. Malgré la plus grande distance à parcourir pour aller chercher le bac que pour déplacer les rouleaux, les participants semblaient donc davantage sous-estimer le coût

temporel d'aller chercher le bac que celui de déplacer les rouleaux avec leurs mains ou avec le bac. Ce résultat est intéressant car il suggère que les participants n'ont pas surestimé le bénéfice d'utiliser le bac plutôt que leurs mains pour déplacer les rouleaux mais qu'ils ont sous-estimé le coût d'aller le chercher.

Une explication possible de ce résultat, bien que spéculative, pourrait être que lorsqu'une personne a l'intention d'utiliser un outil hors de portée de main pour réaliser une action, elle pourrait le percevoir comme étant plus proche d'elle que si elle n'avait pas l'intention de l'utiliser. Ce biais de perception des distances pourrait être similaire à celui observé par Veltkamp et al. (2008) concernant la perception qu'une personne a de la taille des outils utiles pour atteindre leurs buts. Notre interprétation est également consistante avec des résultats suggérant que le temps qu'une personne met pour s'imaginer marcher jusqu'à un objet dépend de sa perception de la distance qui l'en sépare (Bakdash et al., 2010). Si dans notre étude les participants considéraient qu'aller chercher le bac était moins coûteux, ils ont pu percevoir le bac comme étant plus proche et par conséquent imaginer être plus rapide pour aller le chercher qu'ils ne l'étaient en réalité.

Il est cependant surprenant que les participants n'aient pas également surestimé les bénéfices d'utiliser le bac pour déplacer les rouleaux plutôt que leurs mains. Selon certaines études, s'imaginer en train d'utiliser un outil aurait en effet des conséquences similaires à son utilisation réelle et induirait notamment des modifications du schéma corporel (Baccarini et al., 2014) et de la perception des distances (Witt & Proffitt, 2008, Étude 1). Si c'est effectivement le cas, alors nous aurions pu nous attendre à ce que les participants perçoivent la distance à parcourir pour déplacer les rouleaux comme étant plus courte et, par conséquent, qu'ils s'imaginent être plus rapides pour utiliser l'outil plutôt que leurs mains. Par ailleurs Cañal-Bruland et Van der Kamp (2009) ont observé que les contraintes des actions semblent influencer principalement la perception des objets associés au but final d'une séquence d'actions et non ceux associés aux buts des actions intermédiaires. Ainsi, même si nos participants ont sous-estimé le coût d'aller chercher l'outil plutôt que de surestimer le bénéfice de son utilisation, nous aurions pu attendre que la possibilité d'utiliser l'outil influence essentiellement la perception de la distance à parcourir pour déplacer les rouleaux. Nos résultats ne vont cependant pas dans ce sens. Nos résultats semblent cependant cohérents avec ceux présentés dans notre Article 2. En effet, dans les

études rapportées dans cet article, les participants qui tenaient le bâton de 15 cm ne percevaient pas la cible comme étant plus proche d’eux par rapport aux participants qui ne tenaient pas de bâton. Si les participants avaient surestimé le bénéfice du bâton, ils auraient dû percevoir la cible comme étant plus proche même lorsque le bâton ne permettait pas nécessairement de l’atteindre. Bien qu’il soit trop tôt pour conclure sur cette question, il semble possible, d’après ces deux études, que les effets des outils sur la perception ne viennent pas nécessairement d’une surestimation de leur bénéfice.

Nous avons récemment réalisé une étude pilote pour étudier si les outils qu’une personne peut utiliser pour atteindre plus facilement une cible influencent sa perception de la distance qui la sépare de la cible même lorsque ces outils ne sont pas directement à portée de main. Dans cette nouvelle étude, les participants voyaient une cible projetée sur une table à différentes distances d’eux. Avant d’estimer la distance qui les séparait de la cible, les participants devaient s’imaginer essayer de l’atteindre en tendant le bras. Certains participants devaient s’imaginer saisir un bâton posé sur une table à côté d’eux puis tendre le bras pour essayer d’atteindre la cible (Figure 49). Pour une partie de ces participants, le bâton était situé à portée de main alors que pour l’autre partie, le bâton était situé hors de portée de main. Enfin, un autre groupe de participants devait imaginer essayer d’atteindre la cible avec leur main. Nous voulions donc confronter trois hypothèses. La première hypothèse était que les participants pourraient sous-estimer le coût nécessaire pour prendre l’outil lorsqu’il était hors de portée de main. Si c’était le cas, les participants devaient donc percevoir la cible comme étant plus proche d’eux que lorsqu’ils envisageaient de l’atteindre avec leur main, au même titre que si le bâton était à portée de main. Cette première hypothèse découlait directement des questionnements soulevés par l’Étude 1 de notre Article 3. La deuxième hypothèse était que le coût supplémentaire nécessaire pour prendre le bâton pourrait augmenter l’effort global nécessaire pour atteindre la cible et mènerait donc les participants à percevoir la cible comme étant plus éloignée que lorsqu’ils s’imaginaient l’atteindre avec leur main ou que le bâton était à portée de main. Enfin, la troisième hypothèse était que le bâton pourrait influencer la perception des distances uniquement lorsqu’il était à portée de main des participants. Cette étude est encore en cours et pour cette raison nous n’en présentons pas les résultats ici.

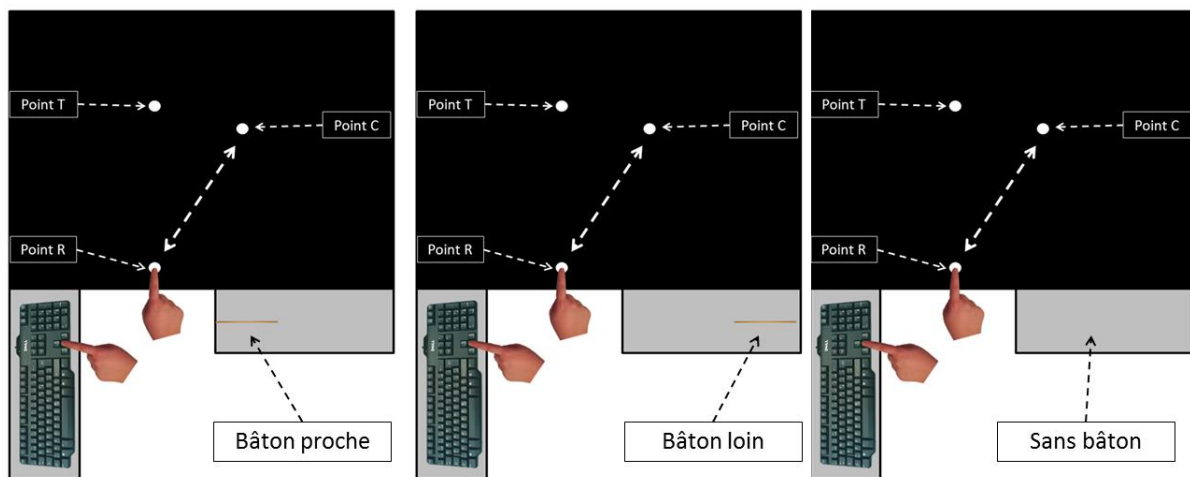


Figure 49. Situations expérimentales utilisées lors de notre étude pilote sur l'effet de la facilité d'accès à un outil sur la perception des distances.

Dans la seconde étude (Article 3 - Étude 2), les participants voyaient des images présentant différentes quantités de rouleaux de papier toilette et devaient indiquer le plus rapidement possible s'ils préféraient les déplacer avec leurs mains ou avec le bac. Les résultats ont indiqué que les participants préféraient utiliser le bac pour déplacer les rouleaux plutôt que leurs mains même pour certaines quantités qui n'étaient pas assez grandes pour que les bénéfices de l'utilisation de l'outil compensent le coût de son utilisation. De plus, les participants mettaient 126,72 ms de moins pour choisir le bac plutôt que la main pour les quantités pour lesquelles les bénéfices d'utiliser l'outil compensaient le coût d'aller le chercher (i.e., 16, 20, 24) plutôt que pour celles pour lesquelles ce n'était pas le cas (i.e., 4, 8, 12). Ces résultats suggèrent que les personnes qui ont la possibilité d'utiliser un outil plutôt que leurs mains pour réaliser une tâche préfèrent effectivement utiliser cet outil même si les bénéfices de son utilisation sont inférieurs au coût de devoir aller le chercher. Le fait que les participants soient plus lents pour répondre pour les quantités les plus petites pourrait cependant suggérer que les participants utilisaient une stratégie de réponse ou un processus de traitement visuel des quantités différents que pour répondre pour les quantités les plus grandes. Les participants pourraient par exemple utiliser différents processus pour estimer des quantités de rouleaux présentées et utiliser le résultat de ces estimations pour choisir d'utiliser le bac plutôt que leurs mains. Le fait de pouvoir estimer plus précisément les petites quantités que les grandes pourrait, par exemple, inciter les participants à réfléchir davantage à leur choix. En revanche, une

estimation grossière des grandes quantités pourrait inciter les participants à choisir d'utiliser le bac. Les participants répondraient ainsi de manière automatique dès qu'ils percevraient que la quantité présentée excède leur capacité à réaliser un dénombrement précis. Les choix des participants pour les petites quantités pourraient à l'inverse être plus délibérés comme l'a suggéré la participante évoquée dans la discussion de cet article (Osiurak et al., 2014, p. 7 et 8). Des études sont donc nécessaires pour déterminer si les participants de notre étude utilisaient effectivement différentes stratégies de réponses en fonction des quantités.

4. L'influence des relations sociales sur la perception des largeurs d'ouvertures (Articles 4 et 5)

Le but de l'étude présentée dans l'Article 4 était de tester si la perception que les individus ont d'une ouverture entre deux personnes est associée à leur proximité affective avec ces deux personnes. Dans cette étude, les images de deux collègues des participantes étaient projetées en grandeur réelle sur un mur à une distance variable l'une de l'autre (i.e., largeur de l'ouverture). Les participantes indiquaient pour chaque essai si l'ouverture était suffisamment large pour leur permettre de passer confortablement entre leurs deux collègues sans avoir à tourner les épaules (i.e., jugements de passabilité). Pour chaque essai, elles indiquaient également la largeur d'ouverture minimale (i.e., largeur critique) leur permettant de réaliser cette action en ajustant la distance entre les images de leurs collègues. Notre hypothèse était que plus les participantes se sentaient proches affectivement de leurs collègues plus elles estimeraient que les ouvertures entre ces personnes étaient suffisamment larges pour leur permettre de passer. Nous faisons également l'hypothèse que plus les participantes se sentaient proches affectivement de leurs collègues moins elles auraient besoin d'espace pour passer, c'est-à-dire moins leur largeur d'ouverture critique serait grande.

Nos résultats vont dans le sens de ces hypothèses. Nous avons en effet observé que plus les participantes se sentaient proches affectivement de leurs collègues, plus elles estimaient que les ouvertures entre ces deux personnes étaient suffisamment larges pour leur permettre de passer, $r_{\text{proximité, passabilité}} = 0,45$, 95% CI pour $\rho_{\text{proximité, passabilité}}$ [0,10, 0,70]. Nous avons également observé que plus les participantes se sentaient proches affectivement de leurs collègues, moins elles estimaient avoir besoin d'espace pour passer,

$r_{\text{proximité, largeur critique}} = -0,48$, 95% CI pour $\rho_{\text{proximité, largeur critique}} [-0,72, -0,14]$. Notre interprétation initiale de ces corrélations était que la perception qu'une personne a de l'affordance de passabilité d'une ouverture entre deux personnes pourrait dépendre de sa relation avec ces personnes.

Compte tenu des limites associées à la nature corrélationnelle de ces résultats, nous avons réalisé une seconde étude dans laquelle nous avons manipulé la relation sociale (Article 5). Dans cette étude, les participants réalisaient d'abord une tâche d'imagerie mentale. Cette tâche consistait à choisir une personne qu'ils aimaient beaucoup (groupe « ami ») ou qu'ils n'aimaient pas du tout (groupe « ennemi ») et à essayer de la visualiser mentalement en se rappelant de leur relation avec cette personne et des sensations qu'elle suscitait chez eux. Après cette tâche, les participants devaient s'imaginer en train d'essayer de passer sans tourner les épaules entre les images d'un mur et d'une silhouette projetées sur un écran. Les participants devaient imaginer que la personne qu'ils avaient choisie précédemment était à la place de la silhouette. Les participants estimaient ensuite la largeur de l'ouverture entre le mur et la silhouette. Pour cela, l'expérimentateur déroulait un mètre et les participants devaient le stopper lorsqu'ils estimaient que la longueur du mètre correspondait à la largeur de l'ouverture. Après avoir donné cette estimation visuelle, les participants indiquaient également s'ils estimaient pouvoir passer confortablement par l'ouverture sans tourner les épaules⁵⁶. Notre hypothèse était que les participants qui imaginaient que la silhouette était une personne qu'ils aimaient beaucoup devraient percevoir les ouvertures comme étant plus larges et plus passables que ceux qui imaginaient que la silhouette était celle d'une personne qu'ils n'aimaient pas du tout.

Les résultats ont indiqué que les participants qui s'imaginaient passer entre le mur et une personne qu'ils aimaient beaucoup estimaient que la largeur de l'ouverture était plus large de 1,54 cm par rapport à ceux qui s'imaginaient passer entre le mur et une personne qu'ils n'aimaient pas du tout, 95% CI pour $\mu_{\text{Ami-Ennemi}} [-2,22 \text{ cm} ; 5,29 \text{ cm}]$. Cet effet semblait cependant modéré par la largeur d'ouverture réelle puisque la différence d'estimation de largeurs d'ouverture entre les deux groupes de participants augmentait avec l'augmentation de la largeur d'ouverture réelle, $\eta^2_{\text{p largeur*relation}} = 0,038$, 90% CI pour $\eta^2_{\text{p largeur*relation}} [0,003 ;$

⁵⁶ À cause d'une erreur de programmation, seules les données de 25 participants ont pu être enregistrées pour cette tâche ($n_{\text{Ami}} = 10$, $n_{\text{Ennemi}} = 15$).

0,045]. Une analyse exploratoire a par ailleurs suggéré que cette interaction pourrait provenir du fait que l'effet de la relation sociale était plus grand lorsque les participants estimaient que les ouvertures étaient suffisamment larges pour passer. Selon nous, ces résultats pouvaient à première vue indiquer que si les relations sociales influencent la perception visuelle des largeurs d'ouverture, leur influence pourrait être limitée aux ouvertures suffisamment larges pour être considérées comme passables. Cette interprétation est cohérente avec les résultats de Lessard et al. (2009) suggérant que les personnes qui portent un sac à dos perçoivent un fossé comme étant plus large uniquement si la largeur de ce fossé est suffisamment petite pour leur permettre de sauter par-dessus.

Il existe cependant au moins une interprétation alternative de ce résultat. Comme nous l'avons souligné dans la discussion de l'Article 5, 39,29% de nos participants avaient des soupçons concernant notre hypothèse. De plus, parmi ces participants suspicieux, 55,56% étaient dans le groupe ennemi. Plutôt que d'écarter les données d'une part substantielle de notre échantillon, nous avons préféré contrôler statistiquement la suspicion. Les résultats que nous présentons ci-dessus et dans l'article sont d'ailleurs issus d'analyses dans lesquelles nous contrôlions statistiquement la suspicion. En nous basant essentiellement sur la significativité statistique, nous avons fait l'erreur de faire un raccourci courant consistant à considérer un effet non significatif statistiquement comme témoignant d'une absence d'effet. Il ne s'agit pas en soi d'un défaut des tests d'hypothèses nulles mais plutôt d'une erreur d'interprétation couramment associée à leur utilisation (e.g., Haller & Kraus, 2002 ; voir aussi Lambdin, 2012). Nous avons donc conclu que la suspicion n'avait pas d'effet étant donné que son effet principal n'était pas significatif et qu'elle ne modérait pas significativement l'interaction entre la largeur d'ouverture réelle et la relation sociale. Nous avons cependant mis en garde les lecteurs de l'article sur la possibilité que nos résultats reflètent un biais de demande expérimentale en nous appuyant sur ceci :

« Interestingly although the interaction between actual aperture width, social relationship, and suspicion was not significant, the increasing difference with the actual aperture in estimated aperture width between the disliked-person and the liked-person groups seems to be present for the suspicious participants only. »
(Morgado, Muller, et al., 2013, p. 3113)

Pour des raisons de contraintes de place et compte tenu de la non-significativité statistique de cet effet, nous nous sommes limités à cette mise en garde sans présenter davantage les données, ce que nous pouvons en revanche faire ici. Ainsi, nos données indiquent que les participants non suspicieux qui s'imaginaient passer entre le mur et une personne qu'ils aimaient beaucoup estimaient que l'ouverture était plus large de seulement 0,85 cm par rapport à ceux qui s'imaginaient passer entre le mur et une personne qu'ils n'aimaient pas du tout, 95% CI pour $\mu_{\text{NonSusprieux_Ami-Ennemi}}$ [-4,48 cm ; 6,18 cm]. En revanche, les participants suspicieux qui s'imaginaient passer entre le mur et une personne qu'ils aimaient beaucoup estimaient que la largeur de l'ouverture était plus large de 5,16 cm par rapport à ceux qui s'imaginaient passer entre le mur et une personne qu'ils n'aimaient pas du tout, 95% CI pour $\mu_{\text{Susprieux_Ami-Ennemi}}$ [-0,82 cm ; 11,13 cm]. Ainsi, comme nous l'avons souligné dans l'article, il est plausible d'après nos données qu'un effet de la suspicion explique nos résultats bien que nous ne l'ayons pas détecté à cause d'un manque de puissance statistique. Des études ultérieures sont donc indispensables pour confirmer l'une ou l'autre des explications alternatives que nous avons évoquées.

De plus, nous avons observé que plus les participants se sentaient proches affectivement de la personne qu'ils avaient choisie d'imaginer, plus ils jugeaient que les ouvertures étaient suffisamment larges pour leur permettre de passer mais seulement lorsqu'ils n'aimaient pas du tout cette personne, $r_{\text{ennemi_proximité, passabilité}} = 0,64$, 95% CI pour $\rho_{\text{ennemi_proximité, passabilité}}$ [0,19 ; 0,87]. En revanche, nous avons observé une corrélation dans le sens inverse lorsque les participants aimaient beaucoup la personne qu'ils avaient choisie d'imaginer, $r_{\text{ami_proximité, largeur passabilité}} = -0,42$, 95% CI pour $\rho_{\text{ami_proximité, passabilité}}$ [-0,83 ; 0,28]. La différence entre ces deux corrélations correspondant à l'effet d'interaction entre la relation sociale et la proximité affective était $\text{Diff}_r = 1,06$, 95% CI pour Diff_ρ [0,22 ; 1,53]⁵⁷.

Nous ne nous attendions pas à observer cette interaction. En guise d'explication, nous avons fait l'hypothèse que la proximité affective pourrait être plus importante lorsqu'une personne envisage de passer près d'une personne qu'elle n'aime pas du tout plutôt que près d'une personne qu'elle aime beaucoup. En plus d'être une spéculation, cette interprétation à deux défauts majeurs qui viennent toutes les deux du fait que nous nous

⁵⁷ Pour estimer cette différence de corrélation, nous avons utilisé la feuille de calcul proposée par Baguley (2012a) à partir de la méthode de Zou (2007).

appuyons exclusivement sur la significativité statistique pour interpréter nos résultats. Un de défaut de notre interprétation est que comme précédemment nous avons fait l'erreur de faire un raccourci courant consistant à considérer un effet non significatif statistiquement comme témoignant d'une absence d'effet. Or notre interprétation ne tient plus si l'on considère la taille de la corrélation observée pour le groupe « ami ». En effet, bien que l'intervalle de confiance n'exclut pas 0 de l'ensemble des valeurs plausibles pour le paramètre, il n'exclut pas non plus d'autres valeurs qui sont plus plausibles que 0 d'après nos données, comme par exemple notre estimation ponctuelle (i.e., -0,42) qui est la valeur la plus plausible d'après nos données (Cumming, 2012, p. 98). Le second défaut de notre interprétation est que les corrélations pour le groupe « ami » et pour le groupe « ennemi » ont été estimées sur la base d'échantillons extrêmement petits ($n_{\text{Ami}} = 10$, $n_{\text{Ennemi}} = 15$). Il s'agissait d'une analyse exploratoire visant à comprendre pourquoi la corrélation pour l'ensemble de l'échantillon (groupe « ami » + groupe « ennemi ») n'était pas statistiquement significative. Une estimation basée sur des échantillons aussi petits a de grande chance de ne pas être fiable ce qui explique probablement mieux la différence de corrélation entre les deux groupes. De plus, la corrélation que nous avons observée pour l'ensemble de l'échantillon, bien que non significative statistiquement, était totalement cohérente avec celle que nous avons observée dans notre étude précédente (Article 4), $r_{\text{Article 4_proximité, passabilité}} = 0,45$, 95% CI pour $\rho_{\text{Article 4_proximité, passabilité}} [0,10, 0,70]$; $r_{\text{Article 5_proximité, passabilité}} = 0,31$, 95% CI pour $\rho_{\text{Article 5_proximité, passabilité}} [-0,10 ; 0,63]$. Une méta-analyse de ces deux corrélations donne par ailleurs le résultat suivant, $r_{\text{Méta_proximité, passabilité}} = 0,39$, 95% CI pour $\rho_{\text{Méta_proximité, passabilité}} [0,29 ; 0,48]$, ce qui représente une division de la marge d'erreur de l'estimation par 3⁵⁸.

La question qui se pose consiste à se demander si cette corrélation entre proximité affective et jugements de passabilité peut également s'expliquer en termes de biais de demande expérimentale. Comme indiqué dans l'Article 5, et ce après avoir contrôlé la suspicion, les résultats ne semblaient pas changer du point de vue de la significativité statistique. Cependant, les analyses permettant d'estimer la corrélation en tenant compte à la fois de la relation sociale et de la suspicion portaient sur des sous-échantillons avec des effectifs inférieurs à 10. Ces analyses sont donc certainement moins informatives que celles

⁵⁸ Pour la méthode utilisée pour cette méta-analyse voir Ellis (2010, p. 103-105).

dans lesquelles nous comparions la corrélation entre les groupes « ami » et « ennemi ». Compte tenu de la limite que nous avons soulignée concernant cette analyse, nous avons donc jugé préférable de conserver toutes les données en soulignant bien sûr que la corrélation rapportée dans l'Article 5 a de grande chance de pouvoir s'expliquer en termes de biais de demande. Si c'est bien le cas, une question légitime consiste à se demander ce qu'il en est pour la corrélation rapportée dans l'Article 4. Nous envisageons en effet qu'il est possible que cette corrélation s'explique également en termes de biais de demande. Bien que dans cette étude nous ne manipulions pas les relations sociales, il nous semblait crucial que les participantes connaissent les personnes représentées sur les photographies que nous utilisons pour créer les stimuli. Les participantes venaient donc en groupes aux séances de photographies que nous avons organisées pour créer les stimuli. De plus, pour éviter une lassitude lors de l'étude, nous avons utilisé des stimuli de remplissages qui n'avaient pas pour but d'être analysés⁵⁹. Ces deux aspects ne nous avaient pas paru cruciaux lors de l'écriture de l'article mais semblent finalement particulièrement pertinents si nous envisageons une interprétation de nos résultats en termes de biais de demande. En effet, il est possible que le fait que nous ayons présenté aux participantes des images de personnes vues pendant les séances de photographies et des personnes qu'elles n'avaient jamais vues ait pu produire des indices de demande expérimentale auxquels les participantes se sont peut-être conformées. Nous ne pouvons cependant pas être sûrs de cela dans la mesure où nous n'avions pas envisagé, à l'époque, la possibilité que des biais de demande contaminent nos résultats et que par conséquent, nous n'avions pas inclus de questions formelles pour détecter les participantes suspicieuses.

En conclusion, ces deux études ont été les premières à fournir des données sur le lien potentiel entre les relations sociales et la perception des largeurs d'ouvertures. Nous avons cependant pointé des faiblesses dans notre manière de concevoir et d'analyser les résultats qui nous obligent à envisager nos conclusions initiales avec précautions. Malgré leurs imperfections et leurs limites, ces études contribuent néanmoins à la littérature en rappelant les risques de la contamination des résultats par des biais de demande déjà

⁵⁹ Nous n'avions pas pu indiquer cet aspect dans la version finale de l'article compte tenu du nombre très limité de mots et compte tenu du fait que cet aspect de l'étude nous avait semblé secondaire. Cependant, nous l'indiquons ici dans la mesure où nous ne sommes pas limités en nombre de mots et que cette information semble être finalement pertinente au regard d'une interprétation alternative en termes de biais de demande.

soulignés par Durgin et ses collaborateurs à de nombreuses reprises (Durgin, Klein, Spiegel, Strawser, & Williams, 2012 ; Durgin & Russell, 2008 ; Durgin et al., 2009).

Afin de dépasser les limites de nos deux études, il est donc indispensable de parvenir à manipuler la variable sociale d'intérêt de manière plus implicite. Nous avons récemment réalisé une étude pilote dans laquelle nous avons manipulé la comparaison sociale afin d'essayer de manipuler plus implicitement la manière dont les participants anticipaient leurs interactions sociales. Dans la littérature sur la comparaison sociale, les auteurs font généralement la distinction entre deux types de comparaison sociale (e.g., Corcoran, Crusius, & Mussweiler, 2011). La comparaison ascendante renvoie au fait qu'une personne se compare à une personne plus performante qu'elle dans un domaine donné. La comparaison descendante renvoie, quant à elle, au fait qu'une personne se compare à une personne moins performante qu'elle dans un domaine donné. Des travaux ont suggéré que lorsqu'une personne échoue, elle a tendance à préférer interagir avec des personnes meilleures qu'elle (e.g., S. E. Taylor & Lobel, 1989 ; Ybema & Buunk, 1993). Dans notre étude, nous avons donc voulu tester si cette plus grande tendance au contact avec les personnes meilleures que soi lors d'un échec influençait la perception des largeurs d'ouverture.

5. Les avantages de l'utilisation des simulations en robotique pour les études de la régulation des distances interpersonnelles chez les humains (Article 6)

Pour cet article, nous avons eu l'opportunité de collaborer avec des ingénieurs en robotique qui ont réalisé une simulation visant à répliquer des résultats comportementaux obtenus en psychologie dans une série d'études sur la régulation des distances interpersonnelles. L'intérêt de ce type de simulations pour les roboticiens est de pouvoir développer des modèles comportementaux implémentables dans des robots censés évoluer de manière autonome dans des environnements variés sans déranger les humains qui s'y trouvent. Pour les chercheurs en psychologie, ces simulations peuvent permettre de tester différents modèles afin de déterminer celui qui est le plus approprié pour décrire les comportements humains observés dans une étude. Ceci permet ainsi de développer des hypothèses plus précises sur l'origine de certains comportements qui pourront ensuite être testées dans des études réalisées avec de vrais humains. Nous nous limiterons à une

présentation conceptuelle de cette simulation compte tenu de la limite de nos compétences concernant les détails techniques de la simulation réalisée par nos collègues ingénieurs et l'interprétation des résultats obtenus.

Cette simulation avait pour but de comparer différents modèles de régulation des distances interpersonnelles afin d'identifier celui qui permettait de répliquer virtuellement les résultats observés par Efran et Cheyne (1973). Deux compères virtuels statiques étaient dans un couloir virtuel à l'entrée duquel se trouvait également un participant virtuel mobile. Les distances entre les compères utilisées dans cette simulation étaient les mêmes que celles utilisées dans l'étude originale. Un des buts de cette simulation était de déterminer un modèle de régulation des distances interpersonnelles permettant de modéliser fidèlement les comportements des participants observés par Efran et Cheyne. Pour rappel, les participants de leurs études avaient tendance à ne pas passer entre les deux compères mêmes lorsqu'ils avaient suffisamment de place pour passer compte tenu de la largeur de l'ouverture.

Le second but de cette simulation était de déterminer lequel des modèles testés était le plus parcimonieux. Dans la littérature sur la régulation des distances interpersonnelles, certains auteurs ont rapporté que les individus maintiennent un espace personnel autour d'eux et ressentiraient une gêne lorsqu'un autre individu envahit cet espace (e.g., Hayduk, 1983). D'autres auteurs ont, quant à eux, proposé le concept d'espace partagé (e.g., Efran & Cheyne, 1973) ou d'espace d'interaction (e.g., Knowles, 1973) pour faire référence à un espace occupé par plusieurs personnes qui interagissent. D'autres auteurs parlent également d'espace interpersonnel pour faire référence de manière plus générale à l'espace entre deux personnes (e.g., Lloyd, 2009). Une question qui découle de cette pluralité de concepts est de savoir s'ils renvoient tous à des construits psychologiques différents ou si leur nombre peut être réduit au profit d'une conception plus parcimonieuse de la manière dont les individus se « représentent » l'espace. Cette parcimonie dans la modélisation du nombre d'espace a un intérêt théorique puisqu'elle réduit les risques d'une potentielle redondance conceptuelle. Sur le plan appliqué, elle a l'avantage de permettre de réduire le nombre de paramètres à implémenter dans un robot pour qu'il puisse naviguer dans des environnements sociaux sans gêner les humains qui l'occupent.

Pour essayer d'apporter des éléments de réponses à cette question, nos collègues ont implémenté cinq types de modèles d'espace dans le participant virtuel. Le premier modèle

consistait à modéliser un espace personnel pour le participant et chacun des compères (i.e., modèle d'espace personnel seul). Un deuxième modèle consistait à modéliser un espace personnel autour de chaque personnage virtuel mais avec en plus un espace d'interaction ayant la forme d'une fonction constante entre les deux compères (i.e., modèle d'espace personnel et d'espace d'interaction constant). Un troisième modèle consistait à modéliser un espace personnel autour de chaque personnage virtuel mais avec en plus un espace d'interaction ayant la forme d'une distribution normale entre les deux compères (i.e., modèle d'espace personnel et d'espace d'interaction normal). Un quatrième modèle consistait à modéliser uniquement un espace d'interaction avec la forme d'une fonction constante entre les deux compères (i.e., modèle d'espace d'interaction constant). Enfin, un cinquième modèle consistait à modéliser uniquement un espace d'interaction avec la forme d'une distribution normale entre les deux compères (i.e., modèle d'espace d'interaction normal).

Les résultats de cette simulation ont tout d'abord indiqué qu'il était possible d'implémenter des modèles permettant au participant virtuel, et donc à un robot en théorie, de se comporter de la même manière que les participants observés par Efran et Cheyne (1973). Cependant, il semble que les modèles incluant un espace d'interaction ne reproduisent pas nécessairement mieux les comportements des participants qu'un modèle incluant uniquement un espace personnel. Ce résultat a une importance capitale dans la mesure où il suggère d'une part qu'il n'est pas nécessaire d'invoquer l'existence d'une représentation d'un espace d'interaction chez les humains qui serait distincte de la représentation de leur espace personnel. Certaines études ont cependant indiqué que d'une part les individus semblent maintenir des distances plus importantes entre eux et un groupe qu'entre eux et une personne seule et que d'autre part cette distance semble augmenter avec l'augmentation de la taille du groupe (e.g., Knowles, 1973, 1976). Les résultats de notre simulation indiquent que la prise en compte des espaces personnels de chaque individu dans le groupe pourrait être suffisante pour rendre compte de ce résultat. De nouvelles simulations sont cependant nécessaires pour tester si le modèle incluant uniquement l'espace personnel permet de reproduire d'autres résultats que ceux d'Efran et Cheyne. Pour l'heure, le modèle d'espace personnel retenu d'après notre simulation semble cohérent avec les résultats de Hayduk (1981) selon lesquels l'espace personnel des humains serait asymétrique, avec une forme plus allongée à l'avant du corps qu'à l'arrière. Nous espérons que ce modèle permettra

de contribuer à la fois aux travaux des ingénieurs en robotique sociale et aux travaux en psychologie portant sur la régulation des distances interpersonnelles chez les humains.

Une prochaine étape de notre travail consistera à réaliser une revue systématique de la littérature sur les représentations de l'espace issues des travaux en psychologie sociale et en psychologie cognitive. Nous ne faisons pas ici cette distinction académique parce que nous avons perdu de vue la visée intégrative de nos travaux. Au contraire, il s'agit plutôt de souligner que l'entérinement de cette distinction au niveau institutionnel a eu, et continue d'avoir, des conséquences sur le développement des théories en psychologie, et notamment sur celles qui portent sur les représentations de l'espace. En effet, la plupart des travaux en psychologie portant sur la régulation des distances interpersonnelles ont été réalisés par des psychologues « sociaux », notamment entre les années 1960 et 1980 et ont donné lieu à des distinctions entre l'espace personnel, l'espace partagé ou encore l'espace d'interaction (e.g., Cheyne & Efran, 1972 ; Efran & Cheyne, 1973 ; Evans & Wener, 2007 ; Hayduk, 1978 ; Middlemist, Knowles, & Matter, 1976 ; Sommer, 1959).

En psychologie « cognitive », les distinctions entre différents espaces ont souvent un rapport avec la perception et l'action. Comme nous l'avons vu précédemment, Cutting et Vishton (1995) ont par exemple proposé une telle distinction et citaient d'ailleurs des auteurs comme Hall et Sommer lorsqu'ils faisaient référence à l'espace personnel. Previc (1998) a également proposé une distinction entre l'espace péripersonnel, l'espace extra-personnel focal, l'espace extrapersonnel d'action et l'espace extrapersonnel ambiant, chacun ayant, selon lui, des fonctions et une représentation corticale spécifique. Un des intérêts des travaux de Previc (1998) est de proposer une revue de la littérature sur les différents types d'espaces et de souligner la correspondance entre ses propres distinctions et celles d'autres auteurs. D'autres auteurs ont également utilisé des termes différents pour faire référence aux concepts d'espace péripersonnel et extrapersonnel tels que l'espace proche et l'espace éloigné (e.g., Berti & Frassinetti, 2000). Avec l'essor spectaculaire de ce que certains auteurs ont appelé les neurosciences cognitives sociales (e.g., Lieberman, 2007), de nombreux chercheurs, dont nous-mêmes, ont commencé à s'intéresser à l'espace péripersonnel selon une approche intégrative prenant en compte des variables sociales (e.g., Iachini et al., 2013 ; pour une revue, voir Lloyd, 2009 ; Teneggi, Canzoneri, di Pellegrino, & Serino, 2013).

Il est intéressant de noter que certains auteurs, tels que Lécuyer (1976), considèrent que l'espace personnel n'aurait pas d'existence ontologique dans la mesure où une représentation de cet espace n'aurait aucun intérêt fonctionnel. Lécuyer préférait donc faire référence à un processus de régulations des distances interpersonnelles dépendant du contexte et des normes sociales en vigueur. Cependant, le concept d'espace personnel semble compatible avec celui d'espace péripersonnel dans la mesure où cet espace serait utilisé pour le contrôle des actions volontaires dirigées vers des objets (humains ou non) et pour la mise en place de comportements défensifs (e.g., pour une revue, voir Cardinali, Brozzoli, & Farnè, 2009 ; voir aussi Kennedy, Gläscher, Tyszka, & Adolphs, 2009 ; Lloyd, Morrison, & Roberts, 2006). Lloyd (2009) a d'ailleurs proposé un cadre conceptuel visant à intégrer les résultats des études sur l'espace réalisées en psychologie sociale et en neurosciences. Cette perspective offre la possibilité d'aborder les comportements spatiaux humains dans leur composante neuro-fonctionnelle.

Compte tenu d'une similarité conceptuelle entre différents termes utilisés pour distinguer différents types d'espaces, nous pensons qu'un effort doit être réalisé afin de limiter les redondances conceptuelles et permettre ainsi le développement d'une théorie sur les représentations et la perception de l'espace plus forte. Notre idée de pouvoir considérer l'espace personnel, étudié majoritairement par la psychologie « sociale », et l'espace péripersonnel, étudié majoritairement par la psychologie « cognitive », comme relevant en partie du même concept a récemment reçu un support expérimental. Une étude récente a en effet suggéré que l'espace personnel et l'espace péripersonnel pourraient partager une base motrice commune (Iachini et al., 2013). Des études comme celle-ci et comme la simulation que nous avons présentée dans l'Article 6 contribuent selon nous de manière cruciale au développement d'une compréhension intégrative et parcimonieuse de l'espace.

6. L'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps et des affordances (Article 7)

Le premier but de cette étude était de répliquer l'Étude 1 de Duguid & Goncalo (2012) sur l'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps. Un second but de cette étude était d'estimer pour la première fois l'effet du pouvoir sur la perception de la longueur des bras et de l'atteignabilité des objets. Nous attendions que les participants avec

un pouvoir fort perçoivent leur corps comme étant plus grand, leurs bras comme étant plus longs et les objets comme étant plus atteignables que les participants avec un pouvoir faible. Compte tenu du fait que nous avons déjà fourni une discussion étendue des résultats de cette étude et de ses limites, nous invitons les lecteurs à s’y reporter.

Nous avons notamment souligné les limites de la manipulation du pouvoir basée sur une tâche de rappel autobiographique. Nous sommes actuellement en train de répliquer une étude dont les résultats indiquent que l’adoption d’une posture expansive induit une augmentation du sens du pouvoir par rapport à l’adoption d’une posture constrictive (Huang et al., 2011). Dans notre nouvelle étude, les participants doivent adopter l’une ou l’autre de ces postures pendant 3 min puis répondre à un questionnaire mesurant leur sens du pouvoir. Nos résultats préliminaires vont dans le même sens que ceux observés dans l’étude originale. L’utilisation de cette manipulation expérimentale nous semble plus adaptée que la tâche de rappel autobiographique dans la mesure où elle permet d’éviter une trop grande variabilité dans la compréhension que les participants ont des instructions.

CHAPITRE 3.2

CRITIQUE DE L'APPROCHE PHÉNOTYPIQUE

Selon l'approche phénotypique, les contraintes des actions associées aux corps telles que sa physiologie, sa morphologie et son répertoire comportemental influencent la perception visuelle de l'espace. Certains auteurs ont cependant critiqué cette approche en mettant en doute l'intérêt adaptatif de l'effet des contraintes des actions sur la perception (Firestone, 2013) ou en mettant en doute leur nature perceptive (e.g., Durgin, DeWald, et al., 2011 ; Durgin, Klein, et al., 2012 ; Durgin et al., 2009 ; Woods et al., 2009). Dans notre analyse critique de l'approche phénotypique, nous présentons les arguments de ces auteurs en les mettant en lien avec nos propres résultats et ceux de la littérature.

1. L'intérêt adaptatif des effets des contraintes de l'action sur la perception

Firestone (2013) a récemment formulé quatre arguments ayant pour but de montrer que si les contraintes des actions influencent bien la perception, comme proposé par l'approche phénotypique, ces effets n'ont cependant pas les caractéristiques leur permettant d'avoir un intérêt adaptatif quelconque. Ses arguments portent sur : la taille des effets des contraintes des actions, le caractère incommensurable des unités intrinsèques censées être utilisées pour percevoir l'espace, l'absence d'informations spécifiant les relations entre une propriété spatiale donnée et la plupart des contraintes des actions et le fait que ces effets n'ont apparemment pas d'existence phénoménologique. Nous discutons ci-dessous chacun de ces arguments accompagnés des réponses de Proffitt (2013).

Les tailles d'effets. Selon Firestone (2013), les tailles des effets des contraintes des actions sur la perception ne seraient en effet pas adéquates pour qu'ils puissent contribuer à une planification économique des actions. Il a souligné le fait qu'une des limites de l'approche phénotypique est qu'elle se focalise exclusivement sur la direction des effets

et semble en oublier leur taille. Pourtant, si les effets des contraintes des actions sur la perception sont censés contribuer à une planification économique des actions en reflétant les capacités des individus à réaliser différentes actions, alors la taille de ces effets devrait être proportionnelle aux variations de ces capacités. Dans notre Article 2, par exemple, nous avons rapporté que les participants qui tenaient le bâton de 30 cm estimaient que la cible était à 3,56 cm de moins d'eux par rapport aux participants qui ne tenaient pas le bâton. Si l'on accepte que l'effet que nous avons observé reflète l'effet de l'intention d'utiliser le bâton pour atteindre plus facilement la cible sur la perception, nous sommes forcés de constater qu'il ne semble pas représentatif de l'augmentation des possibilités d'actions réelles des participants. Ce constat semble également s'appliquer aux résultats que nous avons présentés dans l'Article 1 puisqu'une variation de 20 cm de la largeur du panneau n'induisait qu'une différence de distance perçue de 1,20 cm. Selon Firestone, ceci suggère que si la perception de l'espace a pour but de guider une planification économique des actions en signalant aux individus des variations dans leur capacités à réaliser une action, elle assurerait alors bien mal son rôle puisqu'elle ne refléterait pas efficacement ces variations.

Selon Proffitt (2013), cet argument n'enlève en rien un des mérites principaux de l'approche phénotypique qui est d'être la seule approche à prédire l'existence des effets des contraintes des actions sur la perception de l'espace mais également leur direction. Il a de plus souligné que l'approche phénotypique ne postule pas une prise en compte immédiate des changements des possibilités d'actions dans la perception. Pour étayer cet argument, il cite notamment une étude qu'il a réalisé avec ses collègues portant sur la perception asymétrique de la taille des mains chez les droitiers (Linkenauger, Witt, Bakdash, et al., 2009). Leur hypothèse était que compte tenu du fait que les droitiers utilisent majoritairement leur main droite pour réaliser des actions à une main, ils devraient percevoir cette main comme étant plus grande que leur main gauche. En plus d'observer un résultat allant dans le sens de cette hypothèse, les auteurs ont également observé qu'une augmentation de 4% dans la perception de la possibilité de saisir un objet avec la main droite plutôt qu'avec la main gauche induisait une diminution de 4% de la taille perçue de cet objet. D'après Proffitt, ceci témoignerait du fait que la perception refléterait plus fidèlement des modifications des possibilités d'actions à long termes qu'à courts termes.

L'incommensurabilité des unités intrinsèques. Selon Firestone (2013), les effets des contraintes des actions sur la perception pourraient cependant toujours avoir un intérêt pour une planification économique de l'action s'ils permettaient de comparer les contraintes de différentes actions. Cependant, le fait que ces effets soient censés reposer sur l'utilisation d'unités intrinsèques fournies par les contraintes d'une action spécifique rendrait cette comparaison impossible dans la mesure où ces unités seraient incommensurables. En d'autres termes, un individu ne pourrait pas utiliser sa perception de l'espace pour sélectionner l'action la plus économique car il serait impossible de convertir les unités intrinsèques spécifiques à une action donnée en une unité spécifique à une autre action.

Bien que Proffitt (2013) soit entièrement d'accord avec l'idée de l'incommensurabilité des unités intrinsèques, il a cependant souligné le fait que l'approche phénotypique ne consiste pas à envisager que la perception de l'espace permettrait de choisir parmi des actions différentes celle qui serait la plus économique. Ceci nécessiterait en effet que les unités intrinsèques spécifiques à différentes actions puissent être converties dans la même unité. Cependant, selon l'approche phénotypique, la perception de l'espace permettrait plutôt de sélectionner pour une action donnée la manière la plus économique de la réaliser. Ceci ne nécessiterait pas de convertir une unité intrinsèque dans la mesure où il n'y aurait qu'une seule unité pertinente. Par ailleurs, Proffitt a souligné que l'approche phénotypique postule le rôle de l'effet des contraintes des actions sur la perception dans la planification économique de l'action essentiellement en ce qui concerne les contraintes physiologiques et plus particulièrement les ressources énergétiques. Selon lui, la plupart de ces effets ne faciliteraient pas la réalisation d'actions plus adaptées. Le fait de percevoir la taille d'une cible différemment en fonction de la variabilité des performances lors d'une action dirigée vers cette cible n'aurait par exemple pas d'intérêt adaptatif évident pour la planification des actions. Cependant, des études récentes semblent contredire cet argument dans la mesure où leurs résultats suggèrent que l'effet des performances motrices sur la perception de la taille des objets aurait également un rôle dans la sélection des actions (Gray, 2013).

Le lien entre les unités intrinsèques et les propriétés spatiales de l'environnement. L'approche phénotypique suppose que les contraintes des actions influencent la perception des propriétés spatiales de l'environnement en réexprimant les informations visuelles sur ces propriétés dans des unités intrinsèques pertinentes pour les actions envisagées (Proffitt & Linkenauger, 2013). Cependant, ceci nécessite qu'il existe des informations spécifiant la relation entre les contraintes des actions et les informations visuelles sur ces propriétés spatiales, ce qui ne serait pas le cas d'après Firestone (2013).

Proffitt (2013) a opposé à cet argument que les individus sont capables d'apprendre les conséquences visuelles de leurs actions ce qui servirait justement d'informations spécifiant la relation entre les propriétés spatiales de l'environnement et les contraintes des actions. Nous avons déjà cité un exemple de ce type d'apprentissage avec les travaux de White et al. (2013) portant sur l'influence des dépenses énergétiques sur la perception des distances parcourues. Cependant, selon Firestone (2013), l'apprentissage de ce type de relations nécessiterait généralement une longue période d'apprentissage. Selon lui, ceci poserait problème pour l'interprétation des résultats indiquant que le simple fait qu'un individu porte un sac à dos lesté influence ses estimations de distances même lorsqu'il n'a pas eu l'occasion de s'habituer à marcher en le portant. De plus, Firestone considère qu'il n'existerait aucune information spécifiant la relation entre des contraintes sociales ou affectives et les informations sur les propriétés spatiales. Si l'on en croit son raisonnement, il serait par exemple difficile de trouver une information spécifiant la relation entre l'invasion de l'espace personnel et les informations sur les distances interpersonnelles. Cependant, Witt et Riley (2014) ont récemment proposé que les effets des contraintes des actions sur la perception reposent en grande partie sur l'interdépendance entre les modalités sensorielles et motrices. L'idée qui sous-tend cette proposition est que les informations sensorielles issues d'une modalité sont systématiquement perçues en même temps que celles issues d'autres modalités. Le fait qu'un individu perçoive visuellement une distance interpersonnelle donnée mais également la gêne causée par l'invasion de son espace personnel permettrait à cet individu d'apprendre les relations entre ces deux variables. Même si la proposition de Witt et Riley devra être testée, elle a le mérite de suggérer une possible base informationnelle pour les effets des contraintes des actions sur la perception.

La phénoménologie. Enfin, la quatrième critique de Firestone (2013) concernant l'approche phénotypique porte sur l'absence de conscience des modifications de la perception de l'espace résultant des variations des possibilités d'actions. Le fait que personne n'aient jamais eu conscience des effets des contraintes des actions sur la perception de l'espace limiterait, selon lui, leur intérêt adaptatif. De plus, Firestone a souligné le fait que cette absence de conscience ne peut s'expliquer par un processus attentionnel tel que celui de la cécité au changement. La cécité au changement correspond au fait que les individus ne perçoivent généralement pas certains changements dans les scènes visuelles. Or, cette cécité au changement disparaît généralement lorsque les individus focalisent davantage leur attention sur la scène.

Cependant Proffitt (2013) a notamment souligné que la prise en compte des contraintes des actions dans la perception n'est pas le seul processus pouvant induire des variations de la perception sans que les individus ne perçoivent consciemment ces variations. Il cite notamment l'exemple des saccades oculaires qui induisent des déplacements du champ visuel sans que les individus ne puissent en prendre conscience même en y prêtant attention. Enfin, Proffitt a également souligné que les contraintes des actions influencent la perception de la distance mais pas la perception de la position de l'objet. Les contraintes des actions définiraient ainsi des unités intrinsèques pertinentes pour mesurer les distances. Le choix d'une unité de mesure plutôt qu'une autre induirait ainsi la perception d'une distance différente. Cette idée est similaire à celle que nous avons présentée précédemment sur la perception des largeurs d'ouvertures exprimées en unité de la largeur d'épaules de l'individu.

Conclusion sur le débat entre Firestone et Proffitt. Sur la base des arguments qu'il a avancés contre l'approche phénotypique, Firestone (2013) est arrivé à la conclusion de la nécessité d'envisager des interprétations alternatives des effets des contraintes des actions. Avant d'aborder ces interprétations alternatives nous souhaitons souligner un argument de Firestone qui nous semble particulièrement important. Bien que nous soyons d'accord avec la plupart des contre-arguments proposés par Proffitt (2013), nous sommes cependant d'accord avec Firestone sur l'importance centrale que devraient avoir les tailles d'effet dans l'étude de l'influence des contraintes des actions sur la perception, et plus généralement en psychologie. En effet, bien que nous pensions qu'il ne soit pas

indispensable de postuler que les individus aient conscience de cette influence, ils devraient néanmoins être possible de mettre en évidence qu'ils sont capables de la percevoir. La logique de notre idée repose sur le fait que pour que les variations perceptives résultant des variations des contraintes des actions facilitent la planification des actions, il est d'abord indispensable que les individus perçoivent ces variations perceptives, que ce soit consciemment ou non. De plus, il est également indispensable que ces variations perceptives soient suffisamment grandes pour influencer la planification des actions. Des études ultérieures devraient donc consister à déterminer si les effets habituellement observés dans les études sur l'influence des contraintes des actions sur la perception sont assez grands pour être perçus par les individus et pour influencer leurs actions.

2. La nature perceptive des effets des contraintes des actions

Les biais de demande. Durgin et ses collègues sont les auteurs qui ont le plus avancé d'arguments empiriques à l'encontre de l'approche phénotypique (Durgin, DeWald, et al., 2011 ; Durgin, Klein, et al., 2012 ; Durgin et al., 2009 ; Ontiveros et al., 2011 ; Rennebohm et al., 2012 ; Shaffer et al., 2013). Selon eux, les résultats observés dans ces études ne témoigneraient pas d'effets perceptifs mais de la présence de biais de demande expérimentale. Ce concept a été proposé par Orne (1962) pour faire référence à la tendance de certains participants d'une étude à modifier leurs comportements en fonction de leur compréhension des hypothèses et notamment à essayer de s'y conformer. Durgin et al. (2009) ont réalisé une étude similaire à celle de Bhalla et Proffitt (1999) sur l'influence du fait de porter un lourd sac à dos sur la perception des pentes (voir aussi Durgin & Russell, 2008). Trois groupes de participants estimaient l'inclinaison d'une pente. Les participants d'un de ces groupes ne portaient pas de sac à dos lestés alors que ceux des autres groupes en portaient un. La différence entre cette étude et celle de Bhalla et Proffitt était que l'expérimentateur indiquait à un des groupes de participants qui portaient le sac à dos qu'il servait à transporter du matériel permettant de mesurer leur activité électromyographique. En revanche, tout comme dans l'étude de Bhalla et Proffitt, l'expérimentateur ne donnait pas de justifications élaborées au fait de devoir porter un sac à dos à l'autre groupe de participants. Durgin et al. ont ainsi observé que les participants qui portaient un sac à dos estimaient que la pente était plus inclinée uniquement lorsque l'expérimentateur ne

justifiait pas la présence du sac à dos. De plus, cette tendance était d'autant plus marquée chez les participants qui pensaient que le sac à dos avait pour but d'influencer leurs estimations.

Cette étude montre que la transparence des hypothèses peut pousser les participants à s'y conformer mais également qu'il est fondamental de ne pas perdre de vue qu'il est impossible d'être certain de mesurer des effets perceptifs lorsque l'on utilise des jugements perceptifs, ou toute autre tâche perceptive, comme mesure de la perception. En effet, la perception comme tous les processus cognitif est inobservable directement. Lorsqu'un participant réalise une tâche perceptive de nombreux processus se déroulent entre sa perception du stimulus et la production de sa réponse. La question est donc de savoir si les contraintes des actions influencent la perception ou si elles influencent un processus post-perceptif tel que la sélection délibérer d'une réponse plutôt que d'une autre.

Selon nous, les différentes études réalisées par Durgin et ses collègues sont d'une importance capitale pour l'étude des effets des contraintes des actions sur la perception visuelle de l'espace. Elles ont notamment le mérite de souligner les risques de biais méthodologiques pouvant sérieusement menacer la validité des conclusions faites à partir des résultats obtenus. Les résultats présentés dans notre Article 5 ont suggéré que la suspicion des participants concernant notre hypothèse a pu influencer leurs réponses. Selon nous, il est donc indispensable que les études futures soient en mesure d'écarter cette interprétation alternative en termes de biais de demande. Deux approches pourront permettre d'y parvenir selon nous.

Mesures indirectes, manipulations implicites, diversions. Une première possibilité pour réduire la plausibilité d'une interprétation en termes de biais de demande consiste à réaliser des études dans lesquelles les participants ne peuvent pas deviner facilement les hypothèses des chercheurs. Il est pour cela possible d'utiliser des mesures indirectes de la perception qui consiste à mesurer un comportement censé être influencé par la perception de l'espace. Witt (2011b) a par exemple utilisé une de ces mesures en demandant aux participants d'ajuster la forme d'un triangle de comparaison de sorte à ce qu'elle corresponde à un triangle de référence. Après chaque estimation de la forme, les participants devaient essayer de toucher le sommet du triangle de référence avec un bâton

ou avec leur main. La logique derrière cette mesure était que si l'intention d'utiliser un bâton pour atteindre le sommet du triangle de référence influence la perception des participants de la distance qui les en sépare, alors elle devrait également influencer la perception de la forme du triangle.

Un autre exemple de mesure indirecte est celui de la dépendance spatiale du biais de bisection que nous avons déjà évoqué lorsque nous avons présenté les travaux de Longo et Lourenco (2007 ; Lourenco et al., 2011 ; Lourenco & Longo, 2009). Pour rappel, cette tâche consiste à indiquer le milieu de lignes présentées à différentes distances. L'intérêt de cette mesure est qu'il est peu probable que les participants comprennent comment ils doivent ajuster leur réponse pour se conformer aux hypothèses de l'étude à moins qu'ils n'aient des connaissances théoriques concernant la dépendance spatiale du biais de bisection.

Une seconde possibilité pour se prémunir des biais de demande consiste à utiliser des manipulations expérimentales implicites conçues de sorte à ce que les participants ne puissent pas avoir conscience de la manipulation. L'utilisation de tâche d'amorçage comportemental comme celle utilisée par Chambon (2009) dans son étude sur l'influence de l'activation des stéréotypes de personnes âgées sur la perception des distances que nous avons abordé précédemment.

Une troisième possibilité consiste à détourner l'attention des participants du vrai but de l'étude en rendant saillant des aspects de l'étude qui sont totalement orthogonaux au phénomène étudié. Lanney et al. (2008) ont par exemple utilisé une procédure impliquant une couverture expérimentale à plusieurs niveaux. Cette procédure consistait d'une part à proposer une couverture expérimentale classique servant à dissimuler le but de l'étude et d'autre part à rendre saillant des aspects de l'étude non reliés à son but réel mais également non reliés au but présenté dans la couverture expérimentale. Ceci a permis aux auteurs de réduire la suspicion de leurs participants concernant leurs hypothèses. Bien que les participants aient eu des doutes sur le but annoncé par l'expérimentateur, la présence d'indices suggérant que l'étude avait pour but d'étudier un aspect non relié au but réel attirait leur attention et diminuait les chances qu'ils cherchent des indices supplémentaires pouvant les mener à deviner le but réel de l'étude.

CHAPITRE 3.3

PERSPECTIVES

En guise de conclusion à cette thèse, nous tenons à proposer des perspectives de recherche que nous envisageons de poursuivre. Nous avons déjà évoqué un certain nombre de perspectives qui avaient pour but de répondre directement à des questions soulevées par nos résultats (Chapitre 3.1). Nous nous limiterons donc ici à une vue d'ensemble de nos projets.

Un axe de recherche sur lequel nous avons déjà commencé à travailler mais que nous aimerions développer concerne l'influence des variables affectives sur la perception de l'espace. Nous avons récemment réalisé une étude pilote dans laquelle nous nous sommes intéressés à l'influence de l'anxiété sociale sur la perception des largeurs d'ouvertures entre deux personnes. Dans cette étude, nous avons manipulé le niveau d'anxiété des participants grâce à une tâche d'induction consistant à leur faire croire qu'ils allaient devoir parler de manière argumentée d'un sujet polémique face à une caméra un peu plus tard dans l'étude et que des juges spécialistes de ce sujet évalueraient leur performance. Après cette tâche d'induction, les participants estimaient la largeur d'une ouverture entre deux images représentant deux personnes. Notre hypothèse était que plus l'anxiété sociale des participants était forte, moins ils estimerait que l'ouverture entre les deux personnes était large. Les résultats que nous avons obtenu avec cette étude pilote n'ont pas été très concluant mais nous réfléchissons actuellement à des ajustements de certains aspects de la procédure expérimentale qui pourraient en être la cause.

Toujours dans le domaine des états affectifs, nous avons soumis récemment un projet postdoctoral visant à étudier l'effet des émotions sur l'amplitude des mouvements d'approche et d'évitement et sur son rôle médiateur dans l'influence des émotions sur la perception des distances. Cette étude se base sur des résultats récents qui ont indiqué que l'amplitude des mouvements d'approche est plus grande si la cible est un stimulus à valence négative plutôt qu'un stimulus à valence positive (Buetti, Juan, Rinck, & Kerzel, 2012). Compte

tenu de l'influence de l'amplitude des mouvements sur la perception des distances (Kirsch & Kunde, 2013), notre hypothèse est que les participants devraient estimer que la cible est plus éloignée d'eux lorsqu'elle a une valence négative et qu'ils envisagent de l'approcher plutôt que de l'éviter.

Dans le domaine de l'influence de la régulation des distances interpersonnelles, nous envisageons de tester l'effet de l'activation implicite d'un concept de soi indépendant vs. interdépendant sur la perception de la largeur d'une ouverture entre deux personnes. Des auteurs ont en effet observé que des participants avec un concept de soi indépendant s'asseyaient plus loin de l'endroit où se trouvaient les affaires d'une autre personne que ceux avec un concept de soi interdépendant (Holland, Roeder, van Baaren, Brandt, & Hannover, 2004). Notre hypothèse est donc que les participants avec un concept de soi indépendant devraient estimer qu'une ouverture entre deux personnes est moins large par rapport à ceux avec un concept de soi interdépendant. Par ailleurs, nous envisageons d'étudier par la même occasion le rôle de la disponibilité d'un passage alternatif sur la perception de cette ouverture. Dans une condition dite « d'invasion », les participants devront s'imaginer passer entre les deux personnes alors que dans une condition dite « d'évitement de l'invasion », ils devront s'imaginer contourner ces deux personnes. Ces deux conditions seront subdivisées en sous-conditions. Dans une de ces conditions, les participants estimeront la largeur de l'ouverture par laquelle ils envisagent de passer (passabilité intentionnelle). Dans l'autre condition, ils estimeront la largeur de l'ouverture par laquelle ils n'envisagent pas de passer (passabilité alternative). Notre hypothèse est que lorsque les participants auront l'intention de passer entre les deux personnes, l'anticipation de l'invasion de leur espace personnel devrait les conduire à sous-estimer la largeur de l'ouverture entre ces personnes et à surestimer la largeur de celle permettant de contourner ces personnes. De plus, nous faisons l'hypothèse que cet effet devrait être plus prononcé chez les participants avec un concept de soi indépendant que chez ceux avec un concept de soi interdépendant.

Enfin dans le domaine du pouvoir, nous envisageons de réaliser une étude pour tester si l'induction du pouvoir par l'adoption d'une posture expansive influence la perception de l'espace péripersonnel. Les participants maintiendront une posture expansive ou constrictive puis devront réaliser une tâche de bissection de ligne. Nous attendons notamment que les participants avec un pouvoir fort perçoivent leur espace personnel comme étant plus étendue

que ceux avec un pouvoir faible. Si c'est le cas les participants avec un pouvoir fort devraient présenter un décalage du biais de bissection vers la droite plus progressif par rapport aux participants avec un pouvoir faible.

Encarts

1- LES RÉPLICATIONS

S. Schmidt (2009, p. 93-95) a identifié deux grands types de répliques aux buts complémentaires. Les répliques directes consistent à reproduire aussi fidèlement que possible la procédure expérimentale utilisée dans des études antérieures. Ce type de répliques sert notamment à contrôler les erreurs d'échantillonnage qui induisent des variations de résultats entre différentes études (pour d'autres fonctions des répliques directes voir S. Schmidt, 2009, Figure 1). Les répliques conceptuelles consistent à re-tester une hypothèse en utilisant des procédures expérimentales différentes. Ce type de répliques sert à généraliser l'hypothèse testée à différentes situations.

Brandt et al. (2014) ont récemment proposé une recette pour réaliser une réplique à partir de 36 questions permettant de situer une réplique sur le continuum entre la réplique directe⁶⁰ et la réplique conceptuelle. Ces questions portent notamment sur la nature de l'effet étudié, le protocole utilisé pour la réplique, les différences entre ce protocole et celui des études antérieures, les analyses prévues, les critères de réussite de la réplique et les résultats obtenus. Le choix des critères permettant d'évaluer la réussite d'une réplique est un problème fondamental qui semble refléter la conception que les chercheurs ont de l'analyse des données et du poids qu'ils accordent aux résultats d'études considérées individuellement.

L'approche la plus courante et la plus intuitive consiste à considérer la réplique comme un moyen de vérifier si un résultat observé antérieurement est répliquable. La possibilité de reproduire des résultats antérieurs est d'ailleurs la raison pour laquelle la réplique a pris une place si importante dans la démarche scientifique (e.g., Simonsohn, 2013, p. 2). Les chercheurs qui envisagent la réplique comme un moyen de reproduire des

⁶⁰ Brandt et al. (2014, p. 218) ont utilisé le terme de « réplique proche » plutôt que celui de « réplique directe » ou « réplique exacte ». L'utilisation de ce terme a pour but de souligner le fait qu'en pratique aucune réplique en psychologie ne peut être exacte dans l'absolu. Bien que nous adhérons à leur point de vue, nous avons préféré utiliser « réplique directe » qui n'implique pas nécessairement une réplique exacte.

résultats antérieurs jugent généralement la réussite d'une réplication sur la base de deux critères. Tout d'abord, si un effet était significativement différent de 0 dans les études antérieures alors il doit également l'être dans la réplication. De plus, l'effet observé dans la réplication doit également aller dans le même sens que celui observé dans les études antérieures. Si ces deux critères sont réunis, les chercheurs considèrent généralement que la réplication est réussie. Brandt et al. (2014, p. 221) ont cependant recommandé de s'assurer également que la taille de l'effet estimée à partir de la réplication soit similaire à celle estimée dans les études antérieures (pour une approche alternative, voir aussi Simonsohn, 2013).

Stanley et Spence (2014) ont cependant souligné que considérer la réplication comme un moyen de vérifier si les résultats antérieurs sont répliquables revient à avoir des attentes trop optimistes vis-à-vis de ce que permettent réellement les réplifications (voir aussi Cumming, Williams, & Fidler, 2004 ; Cumming, 2008). Ces auteurs ont en effet utilisé des simulations informatiques pour réaliser de nombreuses réplifications exactes tout en manipulant l'erreur d'échantillonnage et l'erreur de mesure. D'après ces simulations, l'erreur d'échantillonnage et l'erreur de mesure suffisent à expliquer d'importantes variations dans les estimations des tailles des effets entre les réplifications. Il semble donc peu réaliste d'espérer que des réplifications réelles permettent d'obtenir les mêmes résultats. Ceci semble d'autant plus plausible que l'on considère la possibilité que les études réelles soient parfois réalisées dans des conditions moins favorables que celles utilisées dans ces simulations. Stanley et Spence ont ainsi recommandé de considérer les réplifications non plus comme un moyen de vérifier si l'on peut reproduire des résultats d'études individuelles mais comme un moyen permettant d'améliorer les estimations des effets étudiés en les intégrant par des méta-analyses.

Dans le cadre de cette approche méta-analytique des réplifications, la réussite d'une réplication s'évaluerait plus à partir de la réplication de la méthodologie qu'à partir de la réplication des résultats. Les chercheurs souhaitant réaliser des réplifications directes devraient donc utiliser un protocole expérimental aussi fidèle que possible au protocole utilisé dans les études antérieures. La réussite d'une telle réplication se mesurerait par l'écart méthodologique entre le protocole de la réplication et celui des études antérieures. Les chercheurs souhaitant réaliser des réplifications conceptuelles devraient quant à eux s'assurer que leur manière d'opérationnaliser leurs variables théoriques soit associée à la manière dont les études antérieures opérationnalisait ces mêmes variables. La réussite d'une telle

réplication pourrait par exemple se mesurer par des indices de validité convergente (e.g., Eid, 2010).

2- L'APPROCHE DES TESTS D'HYPOTHÈSES NULLES

Selon certains auteurs (e.g., Fidler, 2006, p. 20), l'approche des tests d'hypothèses nulles (i.e., Null Hypothesis Significance Testing ou NHST) est devenue l'approche de l'inférence statistique dominante en psychologie aux alentours des années 1950. Les chercheurs qui utilisent cette approche formulent d'abord une hypothèse dite « nulle » (i.e., H_0). Selon H_0 , la taille de l'effet d'intérêt dans la population de référence est égale à une valeur spécifiée a priori. Cette valeur est généralement égale à 0 bien qu'il ne s'agisse que d'une convention (e.g., Murphy, Myers, & Wolach, 2009, p. 4-5). Les chercheurs pourraient par exemple faire l'hypothèse nulle selon laquelle les individus d'une population donnée qui portent un lourd sac à dos perçoivent la distance qui les sépare des objets environnant de la même manière que les individus qui ne portent pas de sac à dos (e.g., Proffitt et al., 2003).

Les chercheurs formulent ensuite une hypothèse alternative (i.e., H_1 ou H_a) contre laquelle ils vont tester H_0 . Selon H_1 , la taille de l'effet d'intérêt dans la population de référence est différente de la valeur spécifiée par H_0 (i.e., test bilatéral). Les chercheurs pourraient ainsi faire l'hypothèse alternative selon laquelle les individus qui portent un lourd sac à dos ne perçoivent pas la distance qui les sépare des objets environnant de la même manière que les individus qui ne portent pas de sac à dos. Nous pourrions également spécifier la direction de l'effet attendu en précisant dans H_1 que les individus qui portent un lourd sac à dos perçoivent que la distance qui les sépare des objets environnant est plus longue (ou plus courte) par rapport aux individus qui ne portent pas de lourd sac à dos (i.e., test unilatéral).

Les chercheurs calculent ensuite une statistique dont la distribution théorique est connue (e.g., t , F) ainsi que la probabilité d'observer une statistique aussi extrême ou plus extrême que celle obtenue (e.g., valeur p). Le chercheur compare ensuite cette probabilité à un seuil de significativité fixé a priori (i.e., α). Ce seuil α correspond à la probabilité de rejeter H_0 si elle est vraie (i.e., erreur de Type I). Les chercheurs fixent généralement ce seuil à 0,05 par convention. Si la valeur de p est inférieure au seuil α , les chercheurs considèrent que l'effet qu'ils observent est statistiquement significatif et qu'ils peuvent rejeter H_0 . Si la valeur de p

est supérieure à ce seuil, les chercheurs considèrent en revanche que l'effet n'est pas statistiquement significatif et qu'ils ne peuvent pas rejeter H_0 .

Comme l'a souligné Gigerenzer (2004, p. 590), l'approche NHST est en réalité un hybride de la théorie du test d'hypothèse nulle de Fischer et de la théorie de la décision de Neyman et Pearson. Selon Gigerenzer, l'approche de Fischer consiste à formuler une hypothèse et à reporter exactement la probabilité d'observer des données aussi extrêmes ou plus extrêmes que celles observées si cette hypothèse est vraie. Plus cette probabilité est faible, plus l'effet est statistiquement significatif. Gigerenzer a en revanche souligné que l'approche de Neyman et Pearson consiste à formuler deux hypothèses et à fixer a priori la probabilité de rejeter une des deux hypothèses alors qu'elle est vraie (i.e., α) et la probabilité de ne pas rejeter cette hypothèse alors qu'elle est fausse (i.e., β , erreur de Type II). Le choix de ces deux probabilités se fait en fonction du coût relatif des erreurs de Type I et de Type II dans une situation donnée et permet de définir des zones d'acceptation et de rejet pour les deux hypothèses dans une distribution théorique. Si la valeur observée de la statistique est dans la zone de rejet d'une des deux hypothèses alors les chercheurs rejettent l'hypothèse en question et acceptent l'autre hypothèse.

Selon Gigerenzer (2004, p. 588), l'approche NHST a été ritualisée par les chercheurs à un tel point que la significativité statistique est devenu un critère de publication. Comme Fidler l'a souligné (2006, p. 24-26), cette ritualisation aurait été favorisée en partie à cause du semblant d'objectivité que l'approche NHST apporte (e.g., seuil de significativité). Pourtant, de nombreux auteurs ont mis en évidence les nombreuses limites de cette approche concernant sa logique, sa pertinence et l'interprétation et l'utilisation que les chercheurs en font (e.g., Bakan, 1966 ; Cumming, 2012 ; Fidler, 2006 ; Gigerenzer, 2004 ; Kline, 2004 ; Lambdin, 2012 ; F. L. Schmidt & Hunter, 1997). Ces auteurs ont ainsi recommandé d'abandonner cette approche au profit d'approches alternatives comme par exemple l'estimation d'effets par intervalles de confiance, les analyses Bayésiennes ou encore les analyses de données exploratoires (Cumming, 2014 ; Fidler, 2006, p. 46-52).

Un défaut majeur de l'utilisation exclusive des valeurs de p dans le cadre de l'approche NHST vient du fait que cette mesure confond à la fois la taille de l'effet et la taille de l'échantillon. Une petite valeur de p peut donc être obtenue lorsque la taille de l'effet est négligeable en pratique mais que la taille de l'échantillon est suffisamment grande pour

estimer cet effet avec suffisamment de précision pour exclure la valeur spécifiée par l'hypothèse nulle (e.g., Field & Wright, 2006, p. 12-14 ; Murphy et al., 2009, p. 91-92). La valeur de p ne peut donc pas être considérée comme une mesure de la taille de l'effet. Une autre limite vient du fait que la significativité statistique ne permet pas de prédire si un effet statistiquement significatif ou non sera statistiquement significatif ou non dans les études ultérieures (F. L. Schmidt & Hunter, 1997, p. 4). Cumming (2008) a par ailleurs illustré cette limite de manière éloquentes par un ensemble de simulations. De plus, il a également souligné le fait qu'il y a 83% de chances pour que l'estimation ponctuelle observée dans une réplication soit comprise dans l'intervalle de confiance à 95% observé dans une étude antérieure (voir aussi Cumming, 2012, Chapitre 5).

Nous avons réalisé la plupart des analyses présentées dans cette thèse dans le cadre de l'approche NHST. Après avoir pris conscience des limites de cette approche, nous avons analysé les données recueillies à la fin de cette thèse en essayant de nous éloigner de cette approche au profit de l'estimation d'effets par intervalles de confiance. Nous avons également appliqué cette logique à nos données publiées afin de présenter les estimations des effets dans la section Synthèse et limites de nos études. Nous recommandons aux lecteurs de considérer les limites de l'approche NHST et les arguments de ses défenseurs (e.g., Chow, 1998). Ceci leur permettra de prendre part à la tentative de réforme de l'analyse des données en psychologie dont la réussite sera déterminante pour le développement de la psychologie en tant que discipline quantitative et cumulative.

3- TAILLES D'EFFET

Certains auteurs ont recommandé d'abandonner l'utilisation de l'approche NHST et notamment l'utilisation exclusive des valeurs de p au profit d'approches alternatives telles que l'estimation d'effets (e.g., Cumming, 2014 ; F. L. Schmidt & Hunter, 1997). Selon Cumming (2012, p. 34), le terme d'« effet » correspond à toute grandeur qu'un chercheur pourrait vouloir estimer (e.g., une moyenne, une différence de moyennes, une corrélation). Le terme « effet » est donc plus à envisager d'un point de vue statistique que d'un point de vue causal⁶¹. La taille d'un effet peut ainsi être envisagée comme la taille de la grandeur d'intérêt que l'on cherche à estimer.

Une taille d'effet peut s'exprimer dans l'unité d'origine de la variable dépendante (i.e., taille d'effet simple) ou en fonction de la variabilité de la mesure (i.e., taille d'effet standardisée, e.g., Baguley, 2009 pour une telle distinction). Il existe de nombreux indices de tailles d'effet standardisées (e.g., P. D. Ellis, 2010 ; Ferguson, 2009 ; Lakens, 2013) qui peuvent être divisés en deux grandes familles. Les tailles d'effets de type d mesurent l'intensité des différences entre des groupes (e.g., Cohen's d) alors que les tailles d'effet de type r (e.g., Pearson's r) mesurent l'intensité des relations entre plusieurs variables (P. D. Ellis, 2010, p. 7). Il est possible d'approximer une taille d'effet de type d à partir d'une taille d'effet de type r et inversement en utilisant des formules de conversion (e.g., J. Cohen, 1988, p. 23 ; pour une feuille de calcul permettant de convertir des tailles d'effets, voir DeCoster, 2012). Dans certains cas (e.g., petits échantillons), cette approximation peut cependant être trompeuse et nécessite d'utiliser une procédure de conversion alternative (e.g., Aaron, Kromrey, & Ferron, 1998).

Admettons que les chercheurs de notre exemple précédent (Encart 2) aient observé que les participants qui portaient un lourd sac à dos percevaient que la cible était à 8 m d'eux

⁶¹ Nous pensons qu'une telle définition de ce qu'est un « effet » pourrait conduire les lecteurs à faire un amalgame avec l'utilisation de ce terme dans le cadre d'inférences causales. Nous avons cependant préféré présenter cette définition parce qu'elle permet d'aborder l'estimation des différences de moyennes et des corrélations de manière concise et selon une perspective commune.

en moyenne et que ceux qui n'en portaient pas percevaient que cette cible était à 6,5 m d'eux en moyenne⁶². Dans cet exemple, la taille d'effet simple correspond simplement à la différence moyenne entre la distance perçue par les deux groupes, $M_{\text{avec sac}} - \text{sans sac} = 1,5$ m. La version standardisée de cette différence est Cohen's $d_s = 0,44 SD_{\text{pooled}}$. Le Cohen's d_s se calcule en divisant la différence entre les moyennes des groupes ($M_{\text{avec sac}} - \text{sans sac}$) par l'écart-type combiné des deux groupes indépendants (SD_{pooled}) indiqué par une lettre en indice, ici un s (pour d'autres indices et standardiseurs, voir Lakens, 2013, Table 1 et 2).

Selon Baguley (2009, p. 615), il est préférable d'utiliser des tailles d'effet simples plutôt que des tailles d'effets standardisées (voir aussi Tukey, 1969, p. 89). Les tailles d'effet simples ont trois avantages principaux sur les tailles d'effets standardisées d'après Baguley (p. 610-612). Les tailles d'effet simples préservent l'unité d'origine de la variable ce qui les rend plus facile à interpréter et donne des informations sur la mesure utilisée dans l'étude. Il est par exemple plus facile d'interpréter une différence de distance perçue exprimée en mètres plutôt qu'en unité d'écart-type. Les tailles d'effet simples sont généralement plus faciles à calculer que les tailles d'effet standardisées et sont indépendantes de la variance de la mesure. Le fait que les tailles d'effet standardisées dépendent de la variance de la mesure les rend plus sensibles à l'erreur de mesure (e.g., Ree & Carretta, 2006), au type de plan expérimental (e.g., Olejnik & Algina, 2003) et à la restriction de l'étendue de la mesure (e.g., Bobko, Roth, & Bobko, 2001).

Les tailles d'effet standardisées peuvent cependant être un complément intéressant aux tailles d'effet simples lorsque des corrections sont appliquées pour diminuer ces biais (Baguley, 2009, p. 605, 607 et 610). Baguley (p. 612-614) a également recommandé d'utiliser les tailles d'effets standardisées uniquement pour des effets à un degré de liberté. Selon lui, elles sont particulièrement intéressantes dans des situations pour lesquelles elles ont un intérêt théorique central (e.g., estimation de la fidélité d'une mesure) et pour comparer ou combiner des effets mesurés dans une unité différente (voir aussi Greenland, Schlesselman, & Criqui, 1986).

⁶² Bien que cet exemple se base sur l'Etude 1 de Proffitt et al. (2003), les moyennes des différentes conditions expérimentales n'étaient pas disponibles. Notre exemple se base donc sur des approximations des données des auteurs réalisées à partir des informations contenues dans leur Figure 2 (p. 107).

Baguley (2009, p. 614) a également recommandé d'utiliser des estimations d'intervalles des tailles d'effet plutôt que leurs estimations ponctuelles. Un intervalle de confiance, par exemple, indique à la fois l'étendue des valeurs plausibles pour une taille d'effet dans la population de référence et la précision de l'estimation. Il est également préférable d'interpréter les tailles d'effet (simples ou standardisées) en fonction du contexte dans lequel elles ont été estimées plutôt que de manière absolue ou en utilisant des conventions générales pour définir un effet de grande, de moyenne ou de petite taille (pour de telles conventions, voir J. Cohen, 1988, p. 24-25). Enfin, il est indispensable selon Baguley de rapporter suffisamment de données descriptives dans les articles. Ceci permet notamment à d'autres chercheurs de calculer d'autres indices de taille d'effet, de réaliser des méta-analyses ou de déterminer a priori la taille de l'échantillon nécessaire pour étudier cet effet dans de futures études.

4- ESTIMATION D'EFFETS PAR INTERVALLES DE CONFIANCE

Lorsque des chercheurs réalisent une étude, ils s'intéressent généralement à un effet dans une population donnée. La taille de l'effet obtenue à partir d'un échantillon sert donc à estimer la taille de cet effet dans la population. La qualité d'une estimation se définit généralement par son exactitude par rapport au paramètre estimé et par sa précision. Plus une estimation est proche de la valeur du paramètre, plus cette estimation est exacte. Plus la variance de l'estimation est faible, plus cette estimation est précise. L'exactitude d'une estimation dépend notamment de la représentativité de l'échantillon par rapport à la population de référence. Elle est cependant difficile à déterminer lorsque la vraie valeur du paramètre est inconnue. La précision de l'estimation peut en revanche être estimée notamment grâce à son intervalle de confiance. La précision dépend dans ce cas de la taille de l'échantillon, de la variance de la variable étudiée et du niveau de confiance que l'on accorde à l'estimation (Gardner & Altman, 2000). Comme l'a souligné Baguley (2009, p. 614), les estimations d'intervalle telles que les intervalles de confiance sont donc plus informatives que les estimations ponctuelles car elles indiquent un ensemble de valeurs plausibles pour le paramètre ainsi que la précision de l'estimation.

Les chercheurs doivent faire des choix lorsqu'ils calculent un intervalle de confiance (Smithson, 2003, p. 9-10). Ils doivent d'abord choisir d'utiliser un intervalle unilatéral ou bilatéral. S'ils choisissent d'utiliser un intervalle bilatéral, ils doivent choisir d'utiliser un intervalle symétrique par rapport à l'estimation ponctuelle ou non. Enfin, ils doivent également fixer un niveau de confiance (i.e., C) égal à $100 \cdot (1 - \alpha)$. Les recommandations de Smithson permettent d'aiguiller chacun de ces choix. Comme cet auteur et d'autres l'ont souligné (e.g., Cumming, 2012, p. 82), certaines de ces recommandations se basent sur des conventions (e.g., le choix du niveau de confiance) et d'autres se basent sur des critères statistiques (e.g., utilisation d'intervalles de confiances asymétriques).

Il est possible d'interpréter les intervalles de confiance d'au moins six manières différentes (Cumming, 2012). Une première interprétation (CI Interpretation 1, p. 78) porte sur le niveau de confiance de l'intervalle (e.g., 95%). Elle consiste à envisager un intervalle de confiance donné comme un intervalle parmi un ensemble d'intervalles hypothétiques. Lorsqu'un chercheur fixe le niveau de confiance de son intervalle de confiance à $100*(1-\alpha)\%$, cela signifie que si l'on répétait son étude un nombre infini de fois alors $100*(1-\alpha)\%$ des intervalles de confiance devraient capturer la vraie valeur du paramètre. Imaginons par exemple que les chercheurs qui étudiaient l'effet du lourd sac à dos sur la perception des distances avaient fixé un niveau de confiance à $100*(1-\alpha) = 95\%$ et qu'ils aient obtenu l'intervalle de confiance suivant 95% CI pour $\mu_{\text{avec sac} - \text{sans sac}}$ $[-1,40 ; 4,40]$. Une interprétation de cet intervalle basé sur le niveau de confiance revient à dire que si on répétait l'étude de ces chercheurs un nombre infini de fois alors 95% des intervalles de confiance captureraient la valeur du paramètre.

Cette première interprétation est très importante à garder à l'esprit car elle souligne une limite majeure de la probabilité associée aux intervalles de confiance. En effet, comme toutes les statistiques fréquentistes (e.g., valeur de p), le niveau de confiance ne portent pas sur un événement particulier à un moment donné mais sur un ensemble d'événements à long termes (e.g., Fidler, 2006, p. 31)⁶³. Comme l'a souligné Cumming (2012) à de nombreuses reprises dans son livre, il est tout à fait possible qu'un intervalle de confiance donné fasse partie des 5% d'intervalles qui sur le long terme n'incluent pas la valeur du paramètre. En pratique, il est cependant impossible de savoir si c'est le cas.

Une seconde interprétation possible des intervalles de confiance (Cumming, 2012, CI Interpretation 2, p. 78-82) consiste à interpréter les valeurs des intervalles de confiance en elles-mêmes. Lorsqu'un chercheur estime un intervalle de confiance, l'ensemble des valeurs comprises dans cet intervalle sont des valeurs plausibles pour le paramètre compte tenu des données à partir desquelles le chercheur a réalisé l'estimation. Ainsi un intervalle tel que 95% CI pour $\mu_{\text{avec sac} - \text{sans sac}}$ $[-1,40 ; 4,40]$ indique qu'il est plausible que les individus de la population de référence perçoivent qu'un objet est à 4,40 m de plus d'eux lorsqu'ils portent un lourd sac

⁶³ Cette limite des statistiques fréquentistes n'est en revanche pas un problème pour les statistiques Bayésiennes comme l'a souligné Fidler (2006, p. 31). Contrairement aux intervalles de confiance fréquentistes, les intervalles de crédibilité Bayésien permettent d'estimer la probabilité qu'un intervalle particulier contienne la valeur du paramètre (e.g., voir Iversen, 1984, pour une introduction aux statistiques Bayésiennes).

à dos plutôt que lorsqu'ils n'en portent pas. L'intervalle indique cependant qu'il est également plausible que cette différence soit inversée dans la population de référence et que individus perçoivent qu'un objet est à 1,40 m de moins d'eux lorsqu'ils portent un lourd sac à dos plutôt que lorsqu'ils n'en portent pas.

Une troisième interprétation consiste donc à interpréter la forme de la distribution de la plausibilité des valeurs de l'intervalle de confiance (Cumming, 2012, CI Interpretation 4, p. 101-102). Contrairement à ce que de nombreuses personnes semblent penser (e.g., Hoekstra, Morey, Rouder, & Wagenmakers, 2014), la distribution des valeurs plausibles du paramètre représentée par l'intervalle de confiance n'est cependant pas une distribution uniforme mais une distribution normale. Toutes les valeurs d'un intervalle ne sont donc pas autant plausibles les unes que les autres. Cumming a proposé d'utiliser un graphique en œil de chat pour représenter cette distribution (Figure 50). Ainsi, sous réserve que l'intervalle de confiance soit symétrique, les valeurs représentées par les limites inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance sont toutes les deux aussi plausibles. Dans notre exemple précédent, il est donc autant plausible d'après les données des chercheurs que les individus de la population de référence surestiment de 4,40 m la distance qui les sépare d'un objet ou sous-estiment cette distance de 1,40 m lorsqu'ils portent un lourd sac à dos plutôt que lorsqu'ils n'en portent pas. Il est important de souligner que les valeurs à l'extérieure de l'intervalle de confiance restent possibles mais sont moins plausibles d'après les données disponibles que celles qui sont comprises dans l'intervalle.

Une quatrième interprétation possible des intervalles de confiance consiste à utiliser leur largeur comme une mesure de la précision de l'estimation (Cumming, 2012, CI Interpretation 2, p. 82-84). Un intervalle de confiance correspond à l'estimation ponctuelle de l'effet à laquelle on a ajouté ou soustrait une marge d'erreur. Diviser la largeur de l'intervalle de l'intervalle de confiance par deux permet donc d'en déduire la marge d'erreur. Cette marge d'erreur donne des informations sur la précision de l'estimation. Plus elle est élevée, moins l'estimation est précise et plus l'intervalle de confiance est large.

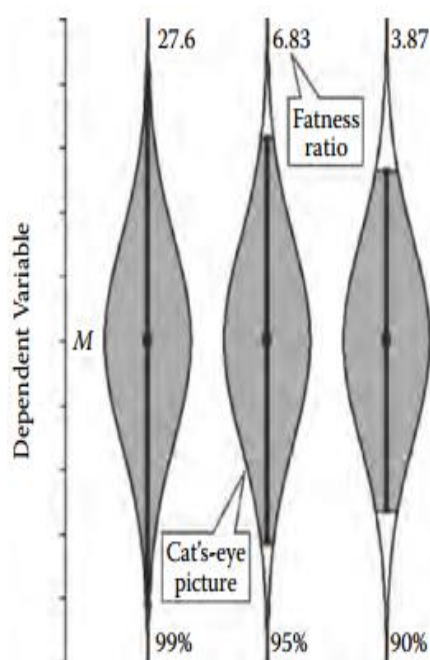


Figure 50. Graphique en œil de chat représentant la distribution des valeurs plausibles d'un paramètre représentée par un intervalle de confiance (d'après Cumming, 2012, p. 98). Le fatness ratio représente le rapport entre la largeur de l'œil de chat au niveau de l'estimation ponctuelle de l'effet, ici la moyenne (M), et sa largeur au niveau des limites de l'intervalle de confiance. Plus ce fatness ratio est élevé, plus la différence de plausibilité entre les valeurs situées au centre de l'intervalle et celles situées à proximité de ses limites est élevée.

Enfin une cinquième interprétation possible des intervalles de confiance consiste à les interpréter comme des tests de significativité statistique (Cumming, 2012, CI Interpretation 5, p. 108-109). En effet, si l'intervalle de confiance à 95%⁶⁴ d'un effet exclue 0, alors l'effet est statistiquement significatif. Il est possible de déduire la valeur de p du test de significativité à partir de l'intervalle de confiance de différente manière. Cumming a proposé des astuces pour approximer visuellement la valeur de p à partir d'un intervalle de confiance à 95% (p. 106-108, voir aussi Cumming & Finch, 2005). Altman et Bland (2011a, 2011b) ont quant à eux proposé une procédure de calcul permettant d'obtenir un intervalle de confiance à partir d'une valeur

⁶⁴ Comme certains auteurs l'ont souligné (e.g., Lakens, 2013, p. 8), un intervalle de confiance bilatéral à 95% permet de déduire que l'effet est statistiquement significatif lorsqu'il exclue 0 des valeurs plausibles seulement si l'estimation peut-être positive et négative et que le test correspondant est bilatéral (e.g., corrélation, différence de moyenne). Lorsque l'estimation ne peut être que positive et que le test correspondant est unilatéral (e.g., part de variance expliquée, écart-type), l'intervalle de confiance bilatéral à 95% inclue 0 même lorsque l'effet est statistiquement significatif. Il est donc préférable dans ce cas de fixer le niveau de confiance à 90% plutôt qu'à 95% pour un intervalle de confiance bilatéral. La limite supérieure ou inférieure d'un intervalle de confiance bilatéral à 90% correspond en effet à la limite d'un intervalle de confiance unilatéral à 95% (e.g., Smithson, 2003, p. 9). Avec un niveau de confiance à 90%, l'intervalle de confiance bilatéral exclu toujours 0 lorsque l'effet d'un test unilatéral est statistiquement significatif.

de p (et inversement) pour des comparaisons de ratios et de moyennes. L'avantage de l'utilisation d'intervalles de confiance pour réaliser des tests de significativité statistique par rapport à la valeur de p (e.g., Steiger, 2004) est qu'elle permet de tester simultanément des hypothèses nulles ponctuelles (e.g., $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = 0$) et d'intervalle (e.g., $H_0 : \mu_1 - \mu_2 = [0 ; 5]$, voir aussi les tests d'effet minimum, Murphy et al., 2009, p. 56-64).

Les intervalles de confiances offrent ainsi une variété d'informations intéressantes permettant de mieux comprendre ce que les données ont à dire sur le phénomène étudié. Si les intervalles de confiance peuvent remplacer une valeur de p , limiter leur utilisation aux tests de significativité statistique appauvrit leur intérêt et n'est donc pas recommandé (e.g., F. L. Schmidt & Hunter, 1997). Les intervalles de confiance sont effectivement plus informatifs s'ils sont utilisés comme des intervalles de valeurs plausibles pour les paramètres. Nous recommandons donc cette utilisation des intervalles de confiance qui est celle que nous avons utilisée autant que possible dans cette thèse.

Comme pour les tests de significativité statistique (Encart 2) ou pour les estimations ponctuelles des tailles d'effet, nous ne présentons pas ici les méthodes permettant de calculer les intervalles de confiance. Nous recommandons aux lecteurs qui souhaiteraient les calculer de consulter les excellentes ressources sur cette question (e.g., Altman, Machin, Bryant, & Gardner, 2000 ; Baguley, 2012b ; Cumming, 2012 ; Smithson, 2003 ; Steiger, 2004). Nous recommandons également aux lecteurs d'utiliser des feuilles de calcul, syntaxes, ou calculateurs en lignes mis à disposition gratuitement par certains auteurs (e.g., Barnette, 2005 ; Cumming, 2012 ; GraphPad Software Inc., 2014 ; Herbert, 2013 ; Wuensch, 2012a, 2012b).

RÉFÉRENCES

- Aaron, B., Kromrey, J. D., & Ferron, J. (1998). *Equating “r”-based and “d”-based Effect Size Indices: Problems with a Commonly Recommended Formula*. Paper presented at The Annual Meeting of the Florida Educational Research Association. Orlando, FL. Paper retrieved from <http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED433353.pdf>
- Aarts, H., Custers, R., & Holland, R. W. (2007). The nonconscious cessation of goal pursuit: When goals and negative affect are coactivated. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(2), 165–178. doi:10.1037/0022-3514.92.2.165
- Abernot, Y., & Ravenstein, J. (2009). *Réussir son master en sciences humaines et sociales*. Paris, France: Dunod.
- Abrams, R. A., Davoli, C. C., Du, F., Knapp, W. H., & Paull, D. (2008). Altered vision near the hands. *Cognition*, 107(3), 1035–1047. doi:10.1016/j.cognition.2007.09.006
- Allen, C. T. (2004). A theory-based approach for improving demand artifact assessment in advertising experiments. *Journal of Advertising*, 33(2), 63–73. doi:10.1080/00913367.2004.10639157
- Allison, P. D. (2009). Missing data. In R. E. Millsap & A. Maydeu-Olivares (Eds.), *The SAGE handbook of quantitative methods in psychology* (pp. 72–89). London, UK: SAGE Publications.
- Altman, D. G., & Bland, J. M. (2011a). How to obtain the confidence interval from a *p* value. *British Medical Journal*, 343, d2090. doi:10.1136/bmj.d2090
- Altman, D. G., & Bland, J. M. (2011b). How to obtain the P value from a confidence interval. *British Medical Journal*, 343, d2304. doi:10.1136/bmj.d2304
- Altman, D. G., Machin, D., Bryant, T. N., & Gardner, M. J. (Eds) (2005). *Statistics with confidence* (2nd ed.). London, UK: British Medical Journal Publishing Group.
- Ambrosini, E., Blomberg, O., Mandrigin, A., & Costantini, M. (2014). Social exclusion modulates pre-reflective interpersonal body representation. *Psychological Research*, 78(1), 28–36. doi:10.1007/s00426-012-0476-2
- American Psychological Association, & Association. (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Retrieved from <http://www.apa.org/ethics/code/principles.pdf>

- Anderson, C., & Galinsky, A. D. (2006). Power, optimism, and risk-taking. *European Journal of Social Psychology, 36*(4), 511–536. doi:10.1002/ejsp.324
- Anderson, E., Siegel, E. H., Bliss-Moreau, E., & Barrett, L. F. (2011). The visual impact of gossip. *Science, 332*(6036), 1446–1448. doi:10.1126/science.1201574
- Anderson, S. J., Yamagishi, N., & Karavia, V. (2002). Attentional processes link perception and action. *Proceedings of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences, 269*(1497), 1225–1232. doi:10.1098/rspb.2002.1998
- Armel, K. C., & Ramachandran, V. S. (2003). Projecting sensations to external objects: Evidence from skin conductance response. *Proceedings of The Royal Society, 270*(1523), 1499–1506. doi:10.1098/rspb.2003.2364
- Baccarini, M., Martel, M., Cardinali, L., Sillan, O., Farnè, A., & Roy, A. C. (2014). Tool use imagery triggers tool incorporation in the body schema. *Frontiers in Psychology, 5*(May), 492. doi:10.3389/fpsyg.2014.00492
- Baguley, T. (2009). Standardized or simple effect size: What should be reported? *British Journal of Psychology, 100*(3), 603–617. doi:10.1348/000712608X377117
- Baguley, T. (2012a). CIs for differences in correlations. Retrieved from <http://seriousstats.wordpress.com/2012/02/05/comparing-correlations/>
- Baguley, T. (2012b). *Serious Stats: A guide to advanced statistics for the bahavioral sciences*. Basingstoke, UK: Palgrave MacMillan.
- Bakan, D. (1966). The test of significance in psychological research. *Psychological Bulletin, 66*(6), 423–437. doi:10.1037/h0020412
- Bakdash, J. Z., Linkenauger, S. A., Stefanucci, J. K., Witt, J. K., Banton, T., & Proffitt, D. R. (2010). Perceived distance influences simulated walking time. *Journal of Vision, 8*(6), 1151–1151. doi:10.1167/8.6.1151
- Balcetis, E., & Dunning, D. (2007). Cognitive dissonance and the perception of natural environments. *Psychological Science, 18*(10), 917–921. doi:10.1111/j.1467-9280.2007.02000.x
- Balcetis, E., & Dunning, D. (2010). Wishful seeing: More desired objects are seen as closer. *Psychological Science, 21*(1), 147–152. doi:10.1177/0956797609356283
- Balcetis, E., Dunning, D., & Granot, Y. (2012). Subjective value determines initial dominance in binocular rivalry. *Journal of Experimental Social Psychology, 48*(1), 122–129. doi:10.1016/j.jesp.2011.08.009
- Balcetis, E., & Lassiter, G. D. (2010). *Social Psychology of Visual Perception*. (E. Balcetis & G. D. Lassiter, Eds.). New York, NY: Psychology Press.

- Banakou, D., Groten, R., & Slater, M. (2013). Illusory ownership of a virtual child body causes overestimation of object sizes and implicit attitude changes. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 110(31), 12846–12851. doi:10.1073/pnas.1306779110
- Bargh, J. A., Chen, M., & Burrows, L. (1996). Automaticity of social behavior: Direct effects of trait construct and stereotype activation on action. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 230–244. doi:10.1037/0022-3514.71.2.230
- Barnaud, M.-L., Morgado, N., Palluel-Germain, R., Diard, J., & Spalanzani, A. (2014). Proxemics models for human-aware navigation in robotics: Grounding interaction and personal space models in experimental data from psychology. In *Proceedings of the 3rd IROS'2014 workshop "Assistance and Service Robotics in a Human Environment."* Chicago, Ill.
- Barnette, J. J. (2005). ScoreRel CI: An Excel program for computing confidence intervals for commonly used score reliability coefficients. *Educational and Psychological Measurement*, 65(6), 980–983. doi:10.1177/0013164405278577
- Barsalou, L. W. (2008). Grounded cognition. *Annual Review of Psychology*, 59, 617–645. doi:10.1146/annurev.psych.59.103006.093639
- Bassolino, M., Serino, A., Ubaldi, S., & Làdavas, E. (2010). Everyday use of the computer mouse extends peripersonal space representation. *Neuropsychologia*, 48(3), 803–811. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2009.11.009
- Beck, B. B. (1980). *Animal tool behavior: The use and manufacture of tools by animals*. New York, NY: Garland.
- Bell, P. A., Kline, L. M., & Barnard, W. A. (1988). Friendship and freedom of movement as moderators of sex differences in interpersonal distancing. *Journal of Social Psychology*, 128(3), 305–310. doi:10.1080/00224545.1988.9713747
- Berry, W. D. (1993). *Understanding regression assumptions*. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Berti, F. A., & Frassinetti, F. (2000). When far become near: Remapping of space by tool use. *Journal of Cognitive Neurosciences*, 12(3), 415–420. doi:10.1162/089892900562237
- Bhalla, M., & Proffitt, D. R. (1999). Visual-motor recalibration in geographical slant perception. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 25(4), 1076–1096. doi:10.1037/0096-1523.25.4.1076
- Bhasin, S., Storer, T. W., Berman, N., Callegari, C., Clevenger, B., Phillips, J., ... Casaburi, R. (1996). The effects of supraphysiologic doses of testosterone on muscle size and strength in normal men. *The New England Journal of Medicine*, 335(1), 1–7. doi:10.1056/NEJM199607043350101

- Blackhart, G. C., Brown, K. E., Clark, T., Pierce, D. L., & Shell, K. (2012). Assessing the adequacy of postexperimental inquiries in deception research and the factors that promote participant honesty. *Behavior Research Methods*, 44(1), 24–40. doi:10.3758/s13428-011-0132-6
- Bloesch, E. K., Davoli, C. C., Roth, N., Brockmole, J. R., & Abrams, R. A. (2012). Watch this! Observed tool use affects perceived distance. *Psychonomic Bulletin & Review*, 19(2), 1–7. doi:10.3758/s13423-011-0200-z
- Bobko, P., Roth, P., & Bobko, C. (2001). Correcting the effect size of d for range restriction and unreliability. *Organizational Research Methods*, 4(1), 46–61. doi:10.1177/109442810141003
- Boksem, M. A. S., Smolders, R., & De Cremer, D. (2012). Social power and approach-related neural activity. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 7(5), 516–520. doi:10.1093/scan/nsp006
- Borenstein, J., & Koren, Y. (1991). The vector field histogram-fast obstacle avoidance for mobile robots. *IEEE Transactions on Robotics and Automation*, 7(3), 278–288. doi:10.1109/70.88137
- Botvinick, M., & Cohen, J. (1998). Rubber hands “feel” touch that eyes see. *Nature*, 391(6669), 756. doi:10.1038/35784
- Bourgeois, J., Farnè, A., & Coello, Y. (2014). Costs and benefits of tool-use on the perception of reachable space. *Acta Psychologica*, 148, 91–95. doi:10.1016/j.actpsy.2014.01.008
- Bowling, A. (2005). Mode of questionnaire administration can have serious effects on data quality. *Journal of Public Health*, 27(3), 281–291. doi:10.1093/pubmed/fdi031
- Brandon, A. C., & Sampson, E. E. (1965). Demand characteristics vs. physiological needs: A methodological critique of the “New Look” school of perception. *The Journal of Social Psychology*, 67(2), 343–355. doi:10.1080/00224545.1965.9922286
- Brandt, M. J., IJzerman, H., Dijksterhuis, A., Farach, F. J., Geller, J., Giner-Sorolla, R., ... van 't Veer, A. (2014). The Replication Recipe: What makes for a convincing replication? *Journal of Experimental Social Psychology*, 50(1), 217–224. doi:10.1016/j.jesp.2013.10.005
- Braver, S. L., Thoemmes, F. J., & Rosenthal, R. (2014). Continuously cumulating meta-analysis and replicability. *Perspectives on Psychological Science*, 9(3), 333–342. doi:10.1177/1745691614529796
- Brockmole, J. R., Davoli, C. C., Abrams, R. A., & Witt, J. K. (2013). The world within reach: Effects of hand posture and tool use on visual cognition. *Current Directions in Psychological Science*, 22(1), 38–44. doi:10.1177/0963721412465065

- Bruner, J. S. (2010). Foreword: A new look at the “New Look.” In E. Balciotis & G. D. Lassiter (Eds.), *Social psychology of visual perception* (pp. xi–xvi). New York, NY: Psychology Press.
- Bruner, J. S., & Goodman, C. C. (1947). Value and need as organizing factors in perception. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 42(1), 33–44. doi:10.1037/h0058484
- Buetti, S., Juan, E., Rinck, M., & Kerzel, D. (2012). Affective states leak into movement execution: automatic avoidance of threatening stimuli in fear of spider is visible in reach trajectories. *Cognition & Emotion*, 26(7), 1176–1188. doi:10.1080/02699931.2011.640662
- Burgmer, P., & Englich, B. (2012). Bullseye!: How power improves motor performance. *Social Psychological and Personality Science*, 4(2), 224–232. doi:10.1177/1948550612452014
- Cañal-Bruland, R., Kishna, K., & Schenau, J. van I. (2014). Target-directed and movement-directed instructions differently modulate the relationship between performance and perception. *International Journal of Sport Psychology*, 45(1), 33–38.
- Canal-Bruland, R., Pijpers, J. R. (Rob), & Oudejans, R. R. D. (2012). Close, and a cigar!—Why size perception relates to performance. *Perception*, 41(3), 354–356. doi:10.1068/p7255
- Cañal-Bruland, R., Pijpers, J. R. (Rob), & Oudejans, R. R. D. (2010). The influence of anxiety on action-specific perception. *Anxiety, Stress, and Coping*, 23(3), 353–361. doi:10.1080/10615800903447588
- Cañal-Bruland, R., & van der Kamp, J. (2009). Action goals influence action-specific perception. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(6), 1100–1105. doi:10.3758/PBR.16.6.1100
- Cañal-Bruland, R., Zhu, F. F., van der Kamp, J., & Masters, R. S. W. (2011). Target-directed visual attention is a prerequisite for action-specific perception. *Acta Psychologica*, 136(3), 285–289. doi:10.1016/j.actpsy.2010.12.001
- Canlas-Robles, M. [michellecanlasrobles]. (2012, September 8). *Motion parallax and perspective convergence*. Retrieved from <https://www.youtube.com/watch?v=uBDcCtwKYMq>
- Cardellicchio, P., Sinigaglia, C., & Costantini, M. (2011). The space of affordances: A TMS study. *Neuropsychologia*, 49(5), 1369–1372. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2011.01.021
- Cardinali, L., Brozzoli, C., & Farnè, A. (2009). Peripersonal space and body schema: two labels for the same concept? *Brain Topography*, 21(3-4), 252–260. doi:10.1007/s10548-009-0092-7

- Cardinali, L., Frassinetti, F., Brozzoli, C., Urquizar, C., Roy, A. C., & Farnè, A. (2009). Tool-use induces morphological updating of the body schema. *Current Biology*, 19(12), R478–R479. doi:10.1016/j.cub.2009.05.009
- Carello, C., Groszofsky, A., Reichel, F. D., Solomon, H. Y., & Turvey, M. T. (1989). Visually perceiving what is reachable. *Ecological Psychology*, 1(1), 27–54. doi:10.1207/s15326969eco0101_3
- Carney, D. R., Cuddy, A. J. C., & Yap, A. J. (2010). Power posing: Brief nonverbal displays affect neuroendocrine levels and risk tolerance. *Psychological Science*, 21(10), 1363–1368. doi:10.1177/0956797610383437
- Carroll, L. (1866). *Alice's adventures in Wonderland*. London, UK: Macmillan and Co.
- Chambon, M. (2009). Embodied perception with others' bodies in mind: Stereotype priming influence on the perception of spatial environment. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(1), 283–287. doi:10.1016/j.jesp.2008.08.023
- Chatterjee, S., & Hadi, A. S. (2006). *Regression analysis by example* (4th ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Cheyne, J. A., & Efran, M. G. (1972). The effect of spatial and interpersonal variables on the invasion of group controlled territories. *Sociometry*, 35(3), 477–489. doi:10.2307/2786507
- Chow, S. L. (1998). Précis of statistical significance: Rationale, validity, and utility. *Behavioral and Brain Sciences*, 21(2), 169–194. doi:10.1017/S0140525X98001162
- Cochran, C. D., Hale, W. D., & Hissam, C. P. (1984). Personal space requirements in indoor versus outdoor locations. *The Journal of Psychology*, 117(1), 121–123. doi:10.1080/00223980.1984.9923667
- Cochran, C. D., & Urbanczyk, S. (1982). The effect of availability of vertical space on personal space. *The Journal of Psychology*, 111(1), 137–140. doi:10.1080/00223980.1982.9923525
- Codol, J.-P. (1985). L'estimation des distances physiques entre personnes : suis-je aussi loin de vous que vous l'êtes de moi ? *L'Année Psychologique*, 85(4), 517–534. doi:10.3406/psy.1985.29111
- Coello, Y., Bartolo, A., Amiri, B., Devanne, H., Houdayer, E., & Derambure, P. (2008). Perceiving what is reachable depends on motor representations: Evidence from a transcranial magnetic stimulation study. *PloS One*, 3(8), e2862. doi:10.1371/journal.pone.0002862
- Coello, Y., & Delevoye-Turrell, Y. (2007). Embodiment, spatial categorisation and action. *Consciousness and Cognition*, 16(3), 667–683. doi:10.1016/j.concog.2007.07.003

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, R. G., Biddle, J. C., & Rosenbaum, D. A. (2010). Manual obstacle avoidance takes into account visual uncertainty, motor noise, and biomechanical costs. *Experimental Brain Research*, 201(3), 587–592. doi:10.1007/s00221-009-2042-8
- Cohn, L. D., & Becker, B. J. (2003). How meta-analysis increases statistical power. *Psychological Methods*, 8(3), 243–253. doi:10.1037/1082-989X.8.3.243
- Cole, S., & Balciotis, E. (2013). Sources of resources: Bioenergetic and psychoenergetic resources influence distance perception. *Social Cognition*, 31(6), 721–732. doi:10.1521/soco.2013.31.6.721
- Cole, S., Balciotis, E., & Zhang, S. (2013). Visual perception and regulatory conflict: Motivation and physiology influence distance perception. *Journal of Experimental Psychology: General*, 142(1), 18–22. doi:10.1037/a0027882
- Conlin, J. A. (2009). Getting around: Making fast and frugal navigation decisions. *Progress in Brain Research*, 174, 109–117. doi:10.1016/S0079-6123(09)01310-7
- Constable, M. D., Kritikos, A., & Bayliss, A. P. (2011). Grasping the concept of personal property. *Cognition*, 119(3), 430–437. doi:10.1016/j.cognition.2011.02.007
- Cooper, A. D., Sterling, C. P., Bacon, M. P., & Bridgeman, B. (2012). Does action affect perception or memory? *Vision Research*, 62, 235–40. doi:10.1016/j.visres.2012.04.009
- Corcoran, K., Crusius, J., & Mussweiler, T. (2011). Social comparison : Motives, standards, and mechanisms. In D. Chadee (Ed.), *Theories in social psychology* (pp. 119–139). Oxford, UK: Wiley-Blackwell.
- Costantini, M., Ambrosini, E., Sinigaglia, C., & Gallese, V. (2011). Tool-use observation makes far objects ready-to-hand. *Neuropsychologia*, 49(9), 2658–2663. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2011.05.013
- Costantini, M., Ambrosini, E., Tieri, G., Sinigaglia, C., & Committeri, G. (2010). Where does an object trigger an action? An investigation about affordances in space. *Experimental Brain Research*, 207(1-2), 95–103. doi:10.1007/s00221-010-2435-8
- Costantini, M., Committeri, G., & Sinigaglia, C. (2011). Ready both to your and to my hands: Mapping the action space of others. *PloS One*, 6(4), e17923. doi:10.1371/journal.pone.0017923
- Cousineau, D. (2005). Confidence intervals in within-subject designs: A simpler solution to Loftus and Masson's method. *Tutorial in Quantitative Methods for Psychology*, 1(1), 42–45.

- Crutchfield, R. S. (1939). Psychological distance as a function of psychological need. *Journal of Comparative Psychology*, 28(3), 447–469. doi:10.1037/h0054098
- Cubukcu, E., & Nasar, J. L. (2005). Influence of physical characteristics of routes on distance cognition in virtual environments. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 32(5), 777–785. doi:10.1068/b31191
- Cumming, G. (2008). Replication and p intervals: P values predict the future only vaguely, but confidence intervals do much better. *Perspectives on Psychological Science*, 3(4), 286–300. doi:10.1111/j.1745-6924.2008.00079.x
- Cumming, G. (2012). *Understanding The New Statistics: Effect Sizes, Confidence Intervals, and Meta-Analysis*. New York, NY: Routledge.
- Cumming, G. (2014). The new statistics: Why and how. *Psychological Science*, 25(1), 7–29. doi:10.1177/0956797613504966
- Cumming, G., & Finch, S. (2005). Inference by eye: Confidence intervals and how to read pictures of data. *American Psychologist*, 60(2), 170–180. doi:10.1037/0003-066X.60.2.170
- Cumming, G., Williams, J., & Fidler, F. (2004). Replication and researchers' understanding of confidence intervals and standard error bars. *Understanding Statistics*, 3(4), 299–311. doi:10.1207/s15328031us0304_5
- Custers, R., & Aarts, H. (2005). Positive affect as implicit motivator: On the nonconscious operation of behavioral goals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(2), 129–142. doi:10.1037/0022-3514.89.2.129
- Custers, R., & Aarts, H. (2007). In search of the nonconscious sources of goal pursuit: Accessibility and positive affective valence of the goal state. *Journal of Experimental Social Psychology*, 43(2), 312–318. doi:10.1016/j.jesp.2006.02.005
- Cutting, J. E., & Vishton, P. M. (1995). Perceiving layout and knowing distances: The integration, relative potency, and contextual use of different information about depth. In W. Epstein & S. J. Rogers (Eds.), *Perception of space and motion* (2nd ed., pp. 69–117). Portland, OR: Academic Press.
- Daly, L. E. (2000). Confidence intervals and sample sizes. In D. G. Altman, D. Machin, T. N. Bryant, & M. J. Gardner (Eds.), *Statistics with confidence* (2nd ed., pp. 139–152). London, UK: British Medical Journal Publishing Group.
- Dannenmaier, W. D., & Thumin, F. J. (1964). Authority status as a factor in perceptual distortion of size. *The Journal of Social Psychology*, 63, 361–365. doi:10.1080/00224545.1964.9922246

- Davoli, C. C., & Abrams, R. A. (2009). Reaching out with the imagination. *Psychological Science*, 20(3), 293–295. doi:10.1111/j.1467-9280.2009.02293.x
- Davoli, C. C., Brockmole, J. R., & Witt, J. K. (2012). Compressing perceived distance with remote tool-use: Real, imagined, and remembered. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 38(1), 80–89. doi:10.1037/a0024981
- De Grave, D. D. J., Brenner, E., & Smeets, J. B. J. (2011). Using a stick does not necessarily alter judged distances or reachability. *PloS One*, 6(2), e16697. doi:10.1371/journal.pone.0016697
- De Koning, L., Merchant, A. T., Pogue, J., & Anand, S. S. (2007). Waist circumference and waist-to-hip ratio as predictors of cardiovascular events: Meta-regression analysis of prospective studies. *European Heart Journal*, 28(7), 850–856. doi:10.1093/eurheartj/ehm026
- De Oliveira, R. F., Damisch, L., Hossner, E.-J., R D Oudejans, R., Raab, M., Volz, K. G., & Mark Williams, A. (2009). The bidirectional links between decision making, perception, and action. *Progress in Brain Research*, 174, 85–93. doi:10.1016/S0079-6123(09)01308-9
- DeCaro, D. A., Bar-Eli, M., Conlin, J. A., Diederich, A., Johnson, J. G., & Plessner, H. (2009). How do motoric realities shape, and become shaped by, the way people evaluate and select potential courses of action? Toward a unitary framework of embodied decision making. *Progress in Brain Research*, 174, 189–203. doi:10.1016/S0079-6123(09)01316-8
- Declerck, G. (2013). Why motor simulation cannot explain affordance perception. *Adaptive Behavior*, 21(4), 286–298. doi:10.1177/1059712313488424
- DeCoster, J. (2012). Converting Effect Sizes [Excel Spreadsheet]. Virginia, VA. Retrieved from [http://www.stat-help.com/spreadsheets/Converting effect sizes 2012-06-19.xls](http://www.stat-help.com/spreadsheets/Converting%20effect%20sizes%202012-06-19.xls)
- Deza, M. M., & Deza, E. (2013). *Encyclopedia of distances* (2nd ed.). Berlin, Germany: Springer Berlin / Heidelberg.
- Dobzhansky, T., Ayala, F. J., Stebbins, G. L., & Valentine, J. W. (Eds.) (1977). *Evolution*. San Francisco, CA: W. H. Freeman & Co.
- Doerrfeld, A., Sebanz, N., & Shiffrar, M. (2012). Expecting to lift a box together makes the load look lighter. *Psychological Research*, 76(4), 467–475. doi:10.1007/s00426-011-0398-4
- Doise, W. (1980). Levels of explanation in the European Journal of Social Psychology. *European Journal of Social Psychology*, 10(3), 213–231. doi:10.1002/ejsp.2420100302
- Doyen, S., Klein, O., Pichon, C.-L., & Cleeremans, A. (2012). Behavioral priming: It's all in the mind, but whose mind? *PloS One*, 7(1), e29081. doi:10.1371/journal.pone.0029081

- Duguid, M. M., & Goncalo, J. a. (2012). Living large: The powerful overestimate their own height. *Psychological Science*, 23(1), 36–40. doi:10.1177/0956797611422915
- Durgin, F. H. (2013). What do hands know about hills? Interpreting Taylor-Covill and Eves (2013) in context. *Acta Psychologica*, 144(2), 451–458. doi:10.1016/j.actpsy.2013.07.014
- Durgin, F. H., Baird, J. A., Greenburg, M., Russell, R., Shaughnessy, K., & Waymouth, S. (2009). Who is being deceived? The experimental demands of wearing a backpack. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(5), 964–969. doi:10.3758/PBR.16.5.964
- Durgin, F. H., DeWald, D., Lechich, S., Li, Z., & Ontiveros, Z. (2011). Action and motivation: Measuring perception or strategies? *Psychonomic Bulletin & Review*, 18(6), 1077–1082. doi:10.3758/s13423-011-0164-z
- Durgin, F. H., Hajnal, A., Li, Z., Tonge, N., & Stigliani, A. (2010). Palm boards are not action measures: An alternative to the two-systems theory of geographical slant perception. *Acta Psychologica*, 134(2), 182–197. doi:10.1016/j.actpsy.2010.01.009
- Durgin, F. H., Hajnal, A., Li, Z., Tonge, N., & Stigliani, A. (2011). An imputed dissociation might be an artifact: Further evidence for the generalizability of the observations of Durgin et al. 2010. *Acta Psychologica*, 138(2), 281–284. doi:10.1016/j.actpsy.2010.09.002
- Durgin, F. H., Klein, B., Spiegel, A., Strawser, C. J., & Williams, M. (2012). The social psychology of perception experiments: Hills, backpacks, glucose, and the problem of generalizability. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 38(6), 1582–1595. doi:10.1037/a0027805
- Durgin, F. H., Leonard-Solis, K., Masters, O., Schmelz, B., & Li, Z. (2012). Expert performance by athletes in the verbal estimation of spatial extents does not alter their perceptual metric of space. *I-Perception*, 3(5), 357–367. doi:10.1068/i0498
- Durgin, F. H., Ruff, A. J., & Russell, R. C. (2012). Constant enough: On the kinds of perceptual constancy worth having. In G. Hatfield & S. Allred (Eds.), *Visual experience: Sensation, cognition and constancy* (pp. 87–102). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Durgin, F. H., & Russell, R. C. (2008). Demand characteristics, not effort: The role of backpacks in judging distance and geographical slope [Abstract]. *Journal of Vision*, 8(6), article 755. doi:10.1167/8.6.755
- Efran, M. G., & Cheyne, J. A. (1973). Shared space: The co-operative control of spatial areas by two interacting individuals. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 5(3), 201–210. doi:10.1037/h0082345
- Eid, M. (2010). Convergent and discriminant validation by the multitrait–multimethod matrix. In N. J. Salkind (Ed.), *Encyclopedia of research design* (pp. 254–256). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.

- Elliott, D. B., Vale, A., Whitaker, D., & Buckley, J. G. (2009). Does my step look big in this? A visual illusion leads to safer stepping behaviour. *PloS One*, 4(2), 2159–2168. doi:10.1371/journal.pone.0004577
- Ellis, P. D. (2010). *The Essential Guide to Effect Sizes: Statistical Power, Meta-Analysis, and the Interpretation of Research Results*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Ellis, R., & Tucker, M. (2000). Micro-affordance: The potentiation of components of action by seen objects. *British Journal of Psychology*, 91(4), 451–471. doi:10.1348/000712600161934
- Erdelyi, M. H. (1974). A new look at the new look: Perceptual defense and vigilance. *Psychological Review*, 81(1), 1–25. doi:10.1037/h0035852
- Evans, G. W., & Wener, R. E. (2007). Crowding and personal space invasion on the train: Please don't make me sit in the middle. *Journal of Environmental Psychology*, 27, 90–94. doi:10.1016/j.jenvp.2006.10.002
- Eves, F. F., Thorpe, S. K. S., Lewis, A., & Taylor-Covill, G. A. H. (2014). Does perceived steepness deter stair climbing when an alternative is available? *Psychonomic Bulletin & Review*, 21(3), 637–644. doi:10.3758/s13423-013-0535-8
- Farnè, A., & Làdavas, E. (2000). Dynamic size-change of hand peripersonal space following tool use. *NeuroReport*, 11(8), 1645–1649. doi:10.1097/00001756-200006050-00010
- Farnè, A., Serino, A., & Làdavas, E. (2007). Dynamic size-change of peri-hand space following tool-use: Determinants and spatial characteristics revealed through cross-modal extinction. *Cortex*, 43(3), 436–443. doi:10.1016/S0010-9452(08)70468-4
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A.-G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175–191. doi:10.3758/BRM.41.4.1149
- Ferguson, C. J. (2009). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532–538. doi:10.1037/a0015808
- Fidler, F. (2006). *From NHST to effect estimation: Statistical reform in psychology, medicine, and ecology* (Doctoral dissertation). University of Melbourne. Retrieved from tiny.cc/fionasphd
- Field, A. P., & Wright, D. B. (2006). A bluffer's guide to effect sizes. *Psy-PAG Quarterly*, 58, 9–23.
- Fink, B., Thanzami, V., Seydel, H., & Manning, J. T. (2006). Digit ratio and hand-grip strength in German and Mizos men: Cross-cultural evidence for an organizing effect of prenatal testosterone on strength. *American Journal of Human Biology*, 18(6), 776–82. doi:10.1002/ajhb.20549

- Firestone, C. (2013). How “paternalistic” is spatial perception? Why wearing a heavy backpack doesn’t—and couldn’t—make hills look steeper. *Perspectives on Psychological Science*, 8(4), 455–473. doi:10.1177/1745691613489835
- Flusberg, S. J., & Boroditsky, L. (2011). Are things that are hard to physically move also hard to imagine moving? *Psychonomic Bulletin & Review*, 18(1), 158–164. doi:10.3758/s13423-010-0024-2
- Fodor, J. A., & Pylyshyn, Z. W. (1981). How direct is visual perception?: Some reflections on Gibson’s “Ecological Approach.” *Cognition*, 9(2), 139. doi:10.1016/0010-0277(81)90009-3
- Fox, D., Burgard, W., & Thrun, S. (1997). The dynamic window approach to collision avoidance. *IEEE Robotics & Automation Magazine*, 4(1), 23–33. doi:10.1109/100.580977
- Fox, J. (1991). *Regression diagnostics: An introduction*. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Francis, G. (2012). The same old New Look: Publication bias in a study of wishful seeing. *I-Perception*, 3(3), 176–178. doi:10.1068/i0519ic
- Friedman, R. S., & Förster, J. (2005). Effects of motivational cues on perceptual asymmetry: Implications for creativity and analytical problem solving. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(2), 263–275. doi:10.1037/0022-3514.88.2.263
- Fulgenzi, C., Spalanzani, A., Laugier, C., & Tay, C. (2010, October). *Risk based motion planning and navigation in uncertain dynamic environment*. E-MOTION-INRIA Grenoble Rhône-Alpes / LIG Laboratoire d’Informatique de Grenoble, Tech. Rep.
- Galinsky, A. D., Gruenfeld, D. H., & Magee, J. C. (2003). From power to action. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(3), 453–466. doi:10.1037/0022-3514.85.3.453
- Gallese, V. (2005). Embodied simulation: From neurons to phenomenal experience. *Phenomenology and the Cognitive Sciences*, 4(1), 23–48. doi:10.1007/s11097-005-4737-z
- Gamberini, L., Seraglia, B., & Priftis, K. (2008). Processing of peripersonal and extrapersonal space using tools: Evidence from visual line bisection in real and virtual environments. *Neuropsychologia*, 46(5), 1298–1304. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2007.12.016
- Gardner, M. J., & Altman, D. G. (2000). Estimating with confidence. In D. G. Altman, D. Machin, T. N. Bryant, & M. J. Gardner (Eds.), *Statistics with confidence* (2nd ed., pp. 3–5). London, UK: British Medical Journal Publishing Group.
- Gibson, J. J. (1979). *The ecological approach to visual perception*. Boston, MA: Houghton-Mifflin.

- Gibson, K. R. (1993). Tool use, language and social behavior in relationship to information processing capacities. In K. R. Gibson & T. Ingold (Eds.), *Tools, language and cognition in human evolution* (pp. 251–269). Cambridge: Cambridge University Press.
- Gifford, R. (1983). The experience of personal space: Perception of interpersonal distance. *Journal of Nonverbal Behavior*, 7(3), 170–178. doi:10.1007/BF00986947
- Gigerenzer, G. (2004). Mindless statistics. *The Journal of Socio-Economics*, 33(5), 587–606. doi:10.1016/j.socec.2004.09.033
- Gillam, B. (1995). The perception of spatial layout from static optical information. In W. Epstein & S. J. Rogers (Eds.), *Perception of space and motion* (2nd ed., pp. 23–67). Portland, OR: Academic Press.
- Girardi, G., Lindemann, O., & Bekkering, H. (2010). Context effects on the processing of action-relevant object features. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 36(2), 330–340. doi:10.1037/a0017180
- Glenberg, A. M. (2010). Embodiment as a unifying perspective for psychology. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Cognitive Science*, 1(4), 586–596. doi:10.1002/wcs.55
- Glenberg, A. M., Witt, J. K., & Metcalfe, J. (2013). From the revolution to embodiment: 25 years of cognitive psychology. *Perspectives on Psychological Science*, 8(5), 573–585. doi:10.1177/1745691613498098
- Goldenberg, G., & Hagmann, S. (1998). Tool use and mechanical problem solving in apraxia. *Neuropsychologia*, 36(7), 581–589. doi:10.1016/S0028-3932(97)00165-6
- Goldenberg, G., Hermsdörfer, J., Glindemann, R., Rorden, C., & Karnath, H.-O. (2007). Pantomime of tool use depends on integrity of left inferior frontal cortex. *Cerebral Cortex*, 17(12), 2769–2776. doi:10.1093/cercor/bhm004
- Goldenberg, G., & Spatt, J. (2009). The neural basis of tool use. *Brain*, 132(6), 1645–1655. doi:10.1093/brain/awp080
- Goldstein, E. B. (2014). *Sensation and perception* (9th ed.). Belmont, CA: Wadsworth/Cengage.
- Goodale, M. A., & Milner, A. D. (1992). Separate visual pathways for perception and action. *Trends in Neurosciences*, 15(1), 20–25. doi:10.1016/0166-2236(92)90344-8
- Grade, S. A., Presenti, M., & Martin, E. G. (2012). Influence of action execution on reachability and distance perception. *Frontiers in Human Neuroscience*, 6. doi:10.3389/conf.fnhum.2012.210.00084
- GraphPad Software Inc. (2014). QuickCalcs: Confidence interval for SD [Online software]. Retrieved from <http://www.graphpad.com/quickcalcs/CISD1.cfm>

- Gray, R. (2013). Being selective at the plate: Processing dependence between perceptual variables relates to hitting goals and performance. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 39(4), 1124–1142. doi:10.1037/a0030729
- Graziano, M. S. A., & Cooke, D. F. (2006). Parieto-frontal interactions, personal space, and defensive behavior. *Neuropsychologia*, 44(6), 845–859. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2005.09.009
- Green, N., & Heekeren, H. R. (2009). Perceptual decision making: A bidirectional link between mind and motion. *Progress in Brain Research*, 174, 207–18. doi:10.1016/S0079-6123(09)01317-X
- Greenland, S., Schlesselman, J. J., & Criqui, M. H. (1986). The fallacy of employing standardized regression coefficients and correlations as measures of effect. *American Journal of Epidemiology*, 123(2), 203–208.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(6), 1464–1480. doi:10.1037/0022-3514.74.6.1464
- Grèzes, J., & Decety, J. (2002). Does visual perception of object afford action? Evidence from a neuroimaging study. *Neuropsychologia*, 40(2), 212–222. doi:10.1016/S0028-3932(01)00089-6
- Grèzes, J., Tucker, M., Armony, J., Ellis, R., & Passingham, R. E. (2003). Objects automatically potentiate action: An fMRI study of implicit processing. *European Journal of Neuroscience*, 17(12), 2735–2740. doi:10.1046/j.1460-9568.2003.02695.x
- Gross, E. B., & Proffitt, D. R. (2013). The economy of social resources and its influence on spatial perceptions. *Frontiers in Human Neuroscience*, 7, 772. doi:10.3389/fnhum.2013.00772
- Gruenfeld, D. H., Inesi, M. E., Magee, J. C., & Galinsky, A. D. (2008). Power and the objectification of social targets. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(1), 111–127. doi: 10.1037/0022-3514.95.1.111
- Guardia, D., Lafargue, G., Thomas, P., Dodin, V., Cottencin, O., & Luyat, M. (2010). Anticipation of body-scaled action is modified in anorexia nervosa. *Neuropsychologia*, 48(13), 3961–3966. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2010.09.004
- Guinote, A. (2007). Power and goal pursuit. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 33(8), 1076–1087. doi:10.1177/0146167207301011
- Hajnal, A., Bunch, D. A., & Kelty-Stephen, D. G. (2014). Going for distance and going for speed: Effort and optical variables shape information for distance perception from observation to response. *Attention, Perception, and Psychophysics*, 76(4), 1015–1035. doi:10.3758/s13414-014-0629-z

- Hall, E. T. (1966). *The hidden dimension*. New York, NY: Doubleday.
- Haller, H., & Kraus, S. (2002). Misinterpretations of significance: A problem students share with their teachers? *Methods of Psychological Research*, 7(1), 1–20.
- Harber, K. D., Yeung, D., & Iacovelli, A. (2011). Psychosocial resources, threat, and the perception of distance and height: support for the resources and perception model. *Emotion*, 11(5), 1080–1090. doi:10.1037/a0023995
- Hartmann, K., Goldenberg, G., Daumüller, M., & Hermsdörfer, J. (2005). It takes the whole brain to make a cup of coffee: the neuropsychology of naturalistic actions involving technical devices. *Neuropsychologia*, 43(4), 625–637. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2004.07.015
- Hayduk, L. A. (1978). Personal space: An evaluative and orienting overview. *Psychological Bulletin*, 85(1), 117–134. doi:10.1037/0033-2909.85.1.117
- Hayduk, L. A. (1981a). The permeability of personal space. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 13(3), 274–287. doi:10.1037/h0081182
- Hayduk, L. A. (1981b). The shape of personal space: An experimental investigation. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 13(1), 87–93. doi:10.1037/h0081114
- Hayduk, L. A. (1983). Personal space: Where we now stand. *Psychological Bulletin*, 94(2), 293–335. doi:10.1037/0033-2909.94.2.293
- Hediger, H. (1955). *Studies of the psychology and behavior of captive animals in zoos and circuses*. Oxford, UK: Butterworth's Scientific Publications, Criterion Books, Inc.
- Helbing, D., & Molnár, P. (1995). Social force model for pedestrian dynamics. *Physical Review*, 51(5), 4282–4286. doi:10.1103/PhysRevE.51.4282
- Herbert, R. (2013). Confidence interval calculator [Excel spreadsheet]. Retrieved from <http://www.pedro.org.au/english/downloads/confidence-interval-calculator/>
- Herskowitz, I. H. (1977). *Principles of genetics*. New York, NY: Macmillan.
- Higham, P. A., & Carment, D. W. (1992). The rise and fall of politicians: The judged heights of Broadbent, Mulroney and Turner before and after the 1988 Canadian federal election. *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 24(3), 404–409. doi:10.1037/h0078723
- Higuchi, T., Imanaka, K., & Patla, A. E. (2006). Action-oriented representation of peripersonal and extrapersonal space: Insights from manual and locomotor actions. *Japanese Psychological Research*, 48(3), 126–140. doi:10.1111/j.1468-5884.2006.00314.x

- Hoekstra, R., Morey, R. D., Rouder, J. N., & Wagenmakers, E.-J. (2014). Robust misinterpretation of confidence intervals. *Psychonomic Bulletin & Review*, 21(5), 1157–1164. doi:10.3758/s13423-013-0572-3
- Hogeveen, J., Inzlicht, M., & Obhi, S. S. (2014). Power changes how the brain responds to others. *Journal of Experimental Psychology: General*, 143(2), 755–762. doi:10.1037/a0033477
- Holland, R. W., Roeder, U.-R., van Baaren, R. B., Brandt, A. C., & Hannover, B. (2004). Don't stand so close to me: The effects of self-construal on interpersonal closeness. *Psychological Science*, 15(4), 237–242. doi:10.1111/j.0956-7976.2004.00658.x
- Holmes, N. P. (2012). Does tool use extend peripersonal space? A review and re-analysis. *Experimental Brain Research*, 218(2), 273–282. doi:10.1007/s00221-012-3042-7
- Holmes, N. P., Sanabria, D., Calvert, G. A., & Spence, C. (2007). Tool-use: Capturing multisensory spatial attention or extending multisensory peripersonal space? *Cortex*, 43(3), 469–489. doi:10.1016/S0010-9452(08)70471-4
- Horvat, J. (1986). Detection of suspiciousness as a function of pleas for honesty. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(5), 921–924. doi:10.1037/0022-3514.50.5.921
- Huang, L., Galinsky, A. D., Gruenfeld, D. H., & Guillory, L. E. (2011). Powerful postures versus powerful roles: Which is the proximate correlate of thought and behavior? *Psychological Science*, 22(1), 95–102. doi:10.1177/0956797610391912
- Hunter, J. E. (2001). The desperate need for replications. *Journal of Consumer Research*, 28(1), 149–158. doi:10.1086/321953
- Hutchison, J. J., & Loomis, J. M. (2006). Does energy expenditure affect the perception of egocentric distance? A failure to replicate Experiment 1 of Proffitt, Stefanucci, Banton, and Epstein (2003). *The Spanish Journal of Psychology*, 9(2), 332–339. doi:10.1017/S1138741600006235
- Iachini, T., Coello, Y., Frassinetti, F., Ruotolo, F., Senese, V. P., & Ruggiero, G. (2013, October). *Peripersonal space and interpersonal space in the interaction with virtual humans, robots, and objects: What do they have in common?* Poster presented at the International Symposium on Vision, Action, and Concepts, Lille, France.
- IAT Corp. (2009, July 3). Test d'associations implicites : projet Implicite. Retrieved from <https://implicit.harvard.edu/implicit/france/>
- Institut Français du Textile et de l'Habillement. (2006). Résultat de la campagne nationale de mensuration. In *Conférence de Presse du Salon Prêt à Porter de Paris*. Paris, France.

- Iriki, A., Tanaka, M., & Iwamura, Y. (1996). Coding of modified body schema during tool use by macaque postcentral neurones. *NeuroReport*, 7(14), 2325–2330. doi:10.1097/00001756-199610020-00010
- Iversen, G. R. (1984). *Bayesian statistical inference*. Newbury Park, CA: SAGE Publications.
- Jackson, R. E. (2009). Individual differences in distance perception. *Proceedings of the Royal Society*, 276(1662), 1665–1669. doi:10.1098/rspb.2009.0004
- Jackson, R. E. (2013). Preference for the nearer of otherwise equivalent navigational goals quantifies behavioral motivation and natural selection. *PloS One*, 8(1), e54725. doi:10.1371/journal.pone.0054725
- Jackson, R. E., & Cormack, L. K. (2007). Evolved navigation theory and the descent illusion. *Perception & Psychophysics*, 69(3), 353–362. doi:10.3758/BF03193756
- Jackson, R. E., & Cormack, L. K. (2008). Evolved navigation theory and the environmental vertical illusion. *Evolution and Human Behavior*, 29(5), 299–304. doi:10.1016/j.evolhumbehav.2008.03.001
- Jackson, R. E., & Cormack, L. K. (2010). Reducing the presence of navigation risk eliminates strong environmental illusions. *Journal of Vision*, 10(5), 1–8. doi:10.1167/10.5.9
- Jackson, R. E., & Willey, C. R. (2011). Evolved navigation theory and horizontal visual illusions. *Cognition*, 119(2), 288–294. doi:10.1016/j.cognition.2010.11.003
- Jackson, R. E., Willey, C. R., & Cormack, L. K. (2013). Learning and exposure affect environmental perception less than evolutionary navigation costs. *PloS One*, 8(4), e59690. doi:10.1371/journal.pone.0059690
- Jeannerod, M. (1997). *The cognitive neuroscience of action. Fundamentals of cognitive neuroscience*. Oxford, UK: Blackwell Publishing.
- Johnson-Frey, S. H. (2004). The neural bases of complex tool use in humans. *Trends in Cognitive Sciences*, 8(2), 71–78. doi:10.1016/j.tics.2003.12.002
- Judd, C. M., McClelland, G. H., & Ryan, C. S. (2009). *Data analysis: A model comparison approach* (2nd ed.). New York, NY: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Kendon, A. (2010). Spacing and orientation in co-present interaction. In A. Esposito, N. Campbell, C. Vogel, A. Hussain, & A. Nijholt (Eds.), *Development of multimodal interfaces: Active listening and synchrony* (Vol. 5967, pp. 1–15). Berlin, Heidelberg: Springer. doi:10.1007/978-3-642-12397-9
- Kennedy, D. P., Gläscher, J., Tyszka, J. M., & Adolphs, R. (2009). Personal space regulation by the human amygdala. *Nature Neuroscience*, 12(10), 1226–1227. doi:10.1038/nn.2381

- Khatib, O. (1985). Real-time obstacle avoidance for manipulators and mobile robots. In *Proceedings of the IEEE International Conference on Robotics and Automation* (Vol. 2, pp. 500–505). Institute of Electrical and Electronics Engineers. doi:10.1109/ROBOT.1985.1087247
- Kirby, R. (2010). Social robot navigation [Doctoral dissertation]. *ProQuest Dissertations and Theses*. Carnegie Mellon University. Retrieved from http://ezproxy.net.ucf.edu/login?url=http://search.proquest.com/docview/742526689?accountid=10003&nhttp://sfx.fcla.edu/ucf?url_ver=Z39.88-2004&rft_val_fmt=info:ofi/fmt:kev:mtx:dissertation&genre=dissertations+&+theses&sid=ProQ:ProQuest+Dissertations+&+Theses+Full+Text&atitle=&title=Social+robot+navigation&issn=&date=2010-01-01&volume=&issue=&page=&au=Kirby,+Rachel&isbn=9781124122779&jtitle=&btitle=&rft_id=info:eric/
- Kirby, R., Simmons, R., & Forlizzi, J. (2009). COMPANION: A constraint-optimizing method for person-acceptable navigation. In *The 18th IEEE International Symposium on Robot and Human Interactive Communication* (pp. 607–612). IEEE. doi:10.1109/ROMAN.2009.5326271
- Kirsch, W., Königstein, E., & Kunde, W. (2014a). Action feedback affects the perception of action-related objects beyond actual action success. *Frontiers in Psychology*, 5, 17. doi:10.3389/fpsyg.2014.00017
- Kirsch, W., Königstein, E., & Kunde, W. (2014b). Hitting ability and perception of object's size: Evidence for a negative relation. *Attention, Perception & Psychophysics*, 76(6), 1752–1764. doi:10.3758/s13414-014-0685-4
- Kirsch, W., & Kunde, W. (2013). Visual near space is scaled to parameters of current action plans. *Journal of Experimental Psychology: Human*, 39(5), 1313–1325. doi:10.1037/a0031074
- Kline, R. B. (2004). *Beyond significance testing: Reforming data analysis methods in behavioral research*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Knowles, E. S. (1973). Boundaries around group interaction: The effect of group size and member status on boundary permeability. *Journal of Personality and Social Psychology*, 26(3), 327–331. doi:10.1037/h0034464
- Knowles, E. S. (1976). Group size and the extension of social space boundaries. *Journal of Personality and Social Psychology*, 33(5), 647–654. doi:10.1037/0022-3514.33.5.647
- Knowles, M. L., Green, A., & Weidel, A. (2014). Social Rejection Biases Estimates of Interpersonal Distance. *Social Psychological and Personality Science*, 5(2), 158–167. doi:10.1177/1948550613491972

- Krantz, J. H. (2013, April 9). Motion parallax. Retrieved from <http://psych.hanover.edu/Krantz/MotionParallax/MotionParallax.html>
- Krpan, D., & Schnall, S. (2014). When perception says “no” to action: Approach cues make steep hills appear even steeper. *Journal of Experimental Social Psychology, 55*, 89–98. doi:10.1016/j.jesp.2014.06.005
- Làdavas, E. (2002). Functional and dynamic properties of visual peripersonal space. *Trends in Cognitive Sciences, 6*(1), 17–22. doi:10.1016/S1364-6613(00)01814-3
- Lakens, D. (2013). Calculating and reporting effect sizes to facilitate cumulative science: a practical primer for t-tests and ANOVAs. *Frontiers in Psychology, 4*, 863. doi:10.3389/fpsyg.2013.00863
- Lambdin, C. (2012). Significance tests as sorcery: Science is empirical—significance tests are not. *Theory & Psychology, 22*(1), 67–90. doi:10.1177/0959354311429854
- Lammers, J., Stoker, J. I., Jordan, J., Pollmann, M., & Stapel, D. A. (2011). Power increases infidelity among men and women. *Psychological Science, 22*(9), 1191–1197. doi:10.1177/0956797611416252
- Laney, C., Kaasa, S. O., Morris, E. K., Berkowitz, S. R., Bernstein, D. M., & Loftus, E. F. (2008). The Red Herring technique: A methodological response to the problem of demand characteristics. *Psychological Research, 72*(4), 362–375. doi:10.1007/s00426-007-0122-6
- Lau, J., Schmid, C. H., & Chalmers, T. C. (1995). Cumulative meta-analysis of clinical trials builds evidence for exemplary medical care. *Journal of Clinical Epidemiology, 48*(1), 45–57. doi:10.1016/0895-4356(94)00106-Z
- LaValle, S. M. (1998). *Rapidly-exploring random trees a new tool for path planning* [Technical report]. CS Department, Iowa State University.
- LeBel, E. P., & Wilbur, C. J. (2014). Big secrets do not necessarily cause hills to appear steeper. *Psychonomic Bulletin & Review, 21*(3), 696–700. doi:10.3758/s13423-013-0549-2
- Lécuyer, R. (1976). Psychosociologie de l'espace. II. Rapports spatiaux interpersonnels et la notion d' « espace personnel ». *L'Année Psychologique, 76*(2), 563–596. doi:10.3406/psy.1976.28162
- Lee, E. H., & Schnall, S. (2014). The influence of social power on weight perception. *Journal of Experimental Psychology General, 143*(4), 1719–1725. doi:10.1037/a0035699
- Lee, Y., Lee, S., Carello, C., & Turvey, M. T. (2012). An archer's perceived form scales the “hitableness” of archery targets. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance, 38*(5), 1125–1131. doi:10.1037/a0029036

- Leroi-Gourhan, A. (1971). *L'homme et la matière*. Paris, France: Albin Michel.
- Leroi-Gourhan, A. (1973). *Milieu et techniques*. Paris, France: Albin Michel.
- Lessard, D. A. (2013, August 10). *The influence of environmental and body-based action constraints on distance judgments* [Master thesis]. University of Utah. Retrieved from <http://content.lib.utah.edu/utis/getfile/collection/etd3/id/2278/filename/2276.pdf>
- Lessard, D. A., Linkenauger, S. A., & Proffitt, D. R. (2009). Look before you leap: Jumping ability affects distance perception. *Perception*, 38(12), 1863–1866. doi:10.1068/p6509
- Lieberman, M. D. (2007). Social cognitive neuroscience: A review of core processes. *Annual Review of Psychology*, 58, 259–89. doi:10.1146/annurev.psych.58.110405.085654
- Lindner, F., & Eschenbach, C. (2011). Towards a formalization of social spaces for socially aware robots. In M. Egenhofer, N. Giudice, R. Moratz, & M. Worboys (Eds.), *Spatial Information Theory* (Vol. 6899, pp. 283–303). Berlin, Heidelberg: Springer. doi:10.1007/978-3-642-23196-4
- Linkenauger, S. A., Leyrer, M., Bülthoff, H. H., & Mohler, B. J. (2013). Welcome to wonderland: The influence of the size and shape of a virtual hand on the perceived size and shape of virtual objects. *PloS One*, 8(7), e68594. doi:10.1371/journal.pone.0068594
- Linkenauger, S. A., Mohler, B. J., & Proffitt, D. R. (2011). Body-based perceptual rescaling revealed through the size–weight illusion. *Perception*, 40(10), 1251–1253. doi:10.1068/p7049
- Linkenauger, S. A., Ramenzoni, V., & Proffitt, D. R. (2010). Illusory shrinkage and growth: Body-based rescaling affects the perception of size. *Psychological Science*, 21(9), 1318–1325. doi:10.1177/0956797610380700
- Linkenauger, S. A., Witt, J. K., Bakdash, J. Z., Stefanucci, J. K., & Proffitt, D. R. (2009). Asymmetrical body perception: A possible role for neural body representations. *Psychological Science*, 20(11), 1373–1380. doi:10.1111/j.1467-9280.2009.02447.x
- Linkenauger, S. A., Witt, J. K., & Proffitt, D. R. (2011). Taking a hands-on approach: Apparent grasping ability scales the perception of object size. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 37(5), 1432–1441. doi:10.1037/a0024248
- Linkenauger, S. A., Witt, J. K., Stefanucci, J. K., Bakdash, J. Z., & Proffitt, D. R. (2009). The effects of handedness and reachability on perceived distance. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35(6), 1649–1660. doi:10.1037/a0016875

- Lloyd, D. M. (2009). The space between us: a neurophilosophical framework for the investigation of human interpersonal space. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, 33(3), 297–304. doi:10.1016/j.neubiorev.2008.09.007
- Lloyd, D. M., Morrison, I., & Roberts, N. (2006). Role for human posterior parietal cortex in visual processing of aversive objects in peripersonal space. *Journal of Neurophysiology*, 95, 205–214. doi:10.1152/jn.00614.2005
- Longo, M. R., Long, C., & Haggard, P. (2012). Mapping the invisible hand: A body model of a phantom limb. *Psychological Science*, 23(7), 740–742. doi:10.1177/0956797612441219
- Longo, M. R., & Lourenco, S. F. (2006). On the nature of near space: Effects of tool use and the transition to far space. *Neuropsychologia*, 44(6), 977–981. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2005.09.003
- Longo, M. R., & Lourenco, S. F. (2007). Space perception and body morphology: Extent of near space scales with arm length. *Experimental Brain Research*, 177(2), 285–290. doi:10.1007/s00221-007-0855-x
- Longo, M. R., & Serino, A. (2012). Tool use induces complex and flexible plasticity of human body representations. *Behavioral and Brain Sciences*, 35(4), 229–230. doi:10.1017/S0140525X11001907
- Lord, S. R. (2006). Visual risk factors for falls in older people. *Age and Ageing*, 35(2), 42–45. doi:10.1093/ageing/afl085
- Lourenco, S. F., & Longo, M. R. (2009). The plasticity of near space: Evidence for contraction. *Cognition*, 112(3), 451–456. doi:10.1016/j.cognition.2009.05.011
- Lourenco, S. F., Longo, M. R., & Pathman, T. (2011). Near space and its relation to claustrophobic fear. *Cognition*, 119(3), 448–453. doi:10.1016/j.cognition.2011.02.009
- Luyat, M., Domino, D., & Noël, M. (2008). Surestimer ses capacités peut-il conduire à la chute ? Une étude sur la perception des affordances posturales chez la personne âgée. *Psychologie & Neuropsychiatrie Du vVeillissement*, 6(4), 287–297. doi:10.1684/pnv.2008.0149
- Luyat, M., & Regia-Corte, T. (2009). Les affordances : de James Jerome Gibson aux formalisations récentes du concept. *L'Année Psychologique*, 109(2), 297–332. doi:10.4074/S000350330900205X
- Macramalla, S., & Bridgeman, B. (2009). Anticipated effort in imagined self-rotation. *Perception*, 38(1), 79–91. doi:10.1068/p5905
- Magosso, E., Ursino, M., di Pellegrino, G., Làdavas, E., & Serino, A. (2010). Neural bases of peri-hand space plasticity through tool-use: Insights from a combined computational-

- experimental approach. *Neuropsychologia*, 48(3), 812–830. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2009.09.037
- Magritte, R. (1950). *La légende des siècles* [Painting]. Retrieved from https://c2.staticflickr.com/6/5444/7098374039_f852aa55f0_z.jpg
- Maravita, A., Husain, M., Clarke, K., & Driver, J. (2001). Reaching with a tool extends visual–tactile interactions into far space: Evidence from cross-modal extinction. *Neuropsychologia*, 39(6), 580–585. doi:10.1016/S0028-3932(00)00150-0
- Maravita, A., & Iriki, A. (2004). Tools for the body (schema). *Trends in Cognitive Sciences*, 8(2), 79–86. doi:10.1016/j.tics.2003.12.008
- Marguc, J., Förster, J., & Van Kleef, G. A. (2011). Stepping back to see the big picture: When obstacles elicit global processing. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(5), 883–901. doi:10.1037/a0025013
- Mark, L. S., & Vogele, D. (1987). A biodynamic basis for perceived categories of action. *Journal of Motor Behavior*, 19(3), 367–384. doi:10.1080/00222895.1987.10735418
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224–253. doi:10.1037/0033-295X.98.2.224
- Marsh, K. L., Johnston, L., Richardson, M. J., & Schmidt, R. C. (2009). Toward a radically embodied, embedded social psychology. *European Journal of Social Psychology*, 39(7), 1217–1225. doi:10.1002/ejsp.666
- Master, S. L., Eisenberger, N. I., Taylor, S. E., Naliboff, B. D., Shirinyan, D., & Lieberman, M. D. (2009). A picture's worth: Partner photographs reduce experimentally induced pain. *Psychological Science*, 20(11), 1316–1318. doi:10.1111/j.1467-9280.2009.02444.x
- Meagher, B. R., & Marsh, K. L. (2014). The costs of cooperation: action-specific perception in the context of joint action. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 40(1), 429–444. doi:10.1037/a0033850
- Melamed, T. (1992). Personality correlates of physical height. *Personality and Individual Differences*, 13(12), 1349–1350. doi:10.1016/0191-8869(92)90179-S
- Middlemist, R. D., Knowles, E. S., & Matter, C. F. (1976). Personal space invasions in the lavatory: suggestive evidence for arousal. *Journal of Personality and Social Psychology*, 33(5), 541–546. doi:10.1037/0022-3514.33.5.541
- Milner, A. D., & Goodale, M. A. (2008). Two visual systems re-viewed. *Neuropsychologia*, 46(3), 774–785. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2007.10.005

- Montello, D. R. (1997). The perception and cognition of environmental distance: Direct sources of information. In S. C. Hirtle & A. U. Frank (Eds.), *Spatial information theory: A theoretical basis for GIS* (Vol. 1329, pp. 297–311). Berlin: Springer-Verlag. doi:10.1007/3-540-63623-4
- Montepare, J. M. (1995). The impact of variations in height on young children's impressions of men and women. *Journal of Nonverbal Behavior*, 19(1), 31–47. doi:10.1007/BF02173411
- Morgado, N., Gentaz, E., Guinet, E., Osiurak, F., & Palluel-Germain, R. (2013). Within reach but not so reachable: Obstacles matter in visual perception of distances. *Psychonomic Bulletin & Review*, 20(3), 462–467. doi:10.3758/s13423-012-0358-z
- Morgado, N., Muller, D., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2011). Close to me? The influence of affective closeness on space perception. *Perception*, 40(7), 877–879. doi:10.1068/p6830
- Morgado, N., Muller, D., Pinelli, M., Guinet, E., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2013). Does friendship influence space perception? With particular reference to the curse of the suspicious participants. In M. Knauff, M. Pauen, N. Sebanz, & I. Wachsmut (Eds.), *Proceedings of the 35th Annual Conference of the Cognitive Science Society*. Austin, TX: Cognitive Science Society.
- Murphy, K. R., Myors, B., & Wolach, A. (2009). *Statistical power analysis: A simple and general model for traditional and modern hypothesis tests* (2nd ed.). (3rd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Nasar, J. L. (1983). Environmental factors, perceived distance and spatial behavior. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 10(3), 275–281. doi:10.1068/b100275
- Newell, B. R., & Shanks, D. R. (2014). Unconscious influences on decision making: A critical review. *The Behavioral and Brain Sciences*, 37(1), 1–19. doi:10.1017/S0140525X12003214
- Niedenthal, P. M., Barsalou, L. W., Winkielman, P., Krauth-Gruber, S., & Ric, F. (2005). Embodiment in attitudes, social perception, and emotion. *Personality and Social Psychology Review*, 9(3), 184–211. doi:10.1207/s15327957pspr0903_1
- Nisbett, R. E., & Wilson, T. D. (1977). Telling more than we can know: Verbal reports on mental processes. *Psychological Review*, 84(3), 231–259. doi:10.1037/0033-295X.84.3.231
- Norman, J. (2003). Two visual systems and two theories of perception: An attempt to reconcile the constructivist and ecological approaches. *Behavioral and Brain Sciences*, 25(1), 73–96. doi:10.1017/S0140525X0200002X

- Oishi, S., Schiller, J., & Gross, E. B. (2012). Felt understanding and misunderstanding affect the perception of pain, slant, and distance. *Social Psychological and Personality Science*, 4(3), 259–266. doi:10.1177/1948550612453469
- Oldfield, R. C. (1971). The assessment and analysis of handedness: The Edinburgh inventory. *Neuropsychologia*, 9(1), 97–113.
- Olejnik, S., & Algina, J. (2003). Generalized eta and omega squared statistics: Measures of effect size for some common research designs. *Psychological Methods*, 8(4), 434–447. doi:10.1037/1082-989X.8.4.434
- Ontiveros, Z., Mejia, N., Liebenson, P., Lagos, A., & Durgin, F. H. (2011). Cognitive feedback may cause “Tool Effects”: An attempted replication of Witt (in press) [Abstract]. *Journal of Vision*, 11(11), article 971. doi:10.1167/11.11.971
- Orne, M. T. (1962). On the social psychology of the psychological experiment: With particular reference to demand characteristics and their implications. *American Psychologist*, 17(11), 776–783. doi:10.1037/h0043424
- Osborne, J. W. (2010). Improving your data transformations: Applying the Box-Cox transformation. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 15(12). Retrieved from <http://pareonline.net/getvn.asp?v=15&n=12>
- Osborne, J. W. (2013). *Best practices in data cleaning: A complete guide to everything you need to do before and after collecting your data*. Los Angeles, CA: SAGE Publications.
- Osiurak, F. (2014). What neuropsychology tells us about human tool use? The four constraints theory (4CT): Mechanics, space, time, and effort. *Neuropsychology Review*, 24(2), 88–115. doi:10.1007/s11065-014-9260-y
- Osiurak, F., Aubin, G., Allain, P., Jarry, C., Etcharry-Bouyx, F., Richard, I., & Le Gall, D. (2008). Different constraints on grip selection in brain-damaged patients: object use versus object transport. *Neuropsychologia*, 46(9), 2431–2434. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2008.03.018
- Osiurak, F., Aubin, G., Allain, P., Jarry, C., Richard, I., & Le Gall, D. (2008). Object utilization and object usage: A single-case study. *Neurocase*, 14(2), 169–183. doi:10.1080/13554790802108372
- Osiurak, F., Jarry, C., Allain, P., Aubin, G., Etcharry-Bouyx, F., & Le Gall, D. (2007). Des troubles praxiques aux troubles techniques. Une étude de deux cas. *Revue de Neuropsychologie*, 17(3), 231–259. Retrieved from http://www.resodys.org/ojs_rnp/index.php/rnp/article/view/26
- Osiurak, F., Jarry, C., Allain, P., Aubin, G., Etcharry-Bouyx, F., Richard, I., ... Le Gall, D. (2009). Unusual use of objects after unilateral brain damage: the technical reasoning model. *Cortex*, 45(6), 769–783. doi:10.1016/j.cortex.2008.06.013

- Osiurak, F., Jarry, C., & Le Gall, D. (2010). Grasping the affordances, understanding the reasoning: Toward a dialectical theory of human tool use. *Psychological Review*, 117(2), 517–540. doi:10.1037/a0019004
- Osiurak, F., Jarry, C., & Le Gall, D. (2011). Re-examining the gesture engram hypothesis. New perspectives on apraxia of tool use. *Neuropsychologia*, 49(3), 299–312. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2010.12.041
- Osiurak, F., Morgado, N., & Palluel-Germain, R. (2012). Tool use and perceived distance: When unreachable becomes spontaneously reachable. *Experimental Brain Research*, 218(2), 331–339. doi:10.1007/s00221-012-3036-5
- Osiurak, F., Morgado, N., Vallet, G. T., Drot, M., & Palluel-Germain, R. (2014). Getting a tool gives wings: Overestimation of tool-related benefits in a motor imagery task and a decision task. *Psychological Research*, 78(1), 1–9. doi:10.1007/s00426-013-0485-9
- Pandey, A. K., & Alami, R. (2010). A framework towards a socially aware mobile robot motion in human-centered dynamic environment. In *IEEE/RSJ International Conference on Intelligent Robots and Systems* (pp. 5855–5860). IEEE. doi:10.1109/IROS.2010.5649688
- Park, L. E., Streamer, L., Huang, L., & Galinsky, A. D. (2013). Stand tall, but don't put your feet up: Universal and culturally-specific effects of expansive postures on power. *Journal of Experimental Social Psychology*, 49(6), 965–971. doi:10.1016/j.jesp.2013.06.001
- Patla, A. E., & Rietdyk, S. (1993). Visual control of limb trajectory over obstacles during locomotion: effect of obstacle height and width. *Gait & Posture*, 1(1), 45–60. Retrieved from <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/096663629390042Y>
- Pedersen, D. M. (1973). Development of a personal space measure. *Psychological Reports*, 32, 527–535. doi:10.2466/pr0.1973.32.2.527
- Penn, D. C., Holyoak, K. J., & Povinelli, D. J. (2008). Darwin's mistake: Explaining the discontinuity between human and nonhuman minds. *Behavioral and Brain Sciences*, 31(2), 109–130. doi:10.1017/S0140525X08003543
- Perugini, M., Gallucci, M., & Costantini, G. (2014). Safeguard power as a protection against imprecise power estimates. *Perspectives on Psychological Science*, 9(3), 319–332. doi:10.1177/1745691614528519
- Phillips, J. C., & Ward, R. (2002). S-R correspondence effects of irrelevant visual affordance: Time course and specificity of response activation. *Visual Cognition*, 9(4-5), 540–558. doi:10.1080/13506280143000575
- Pitts, S., Wilson, J. P., & Hugenberg, K. (2013). When one is ostracized, others loom: Social rejection makes other people appear closer. *Social Psychological and Personality Science*, 5(5), 550–557. doi:10.1177/1948550613511502

- Previc, F. H. (1998). The neuropsychology of 3-D space. *Psychological Bulletin*, 124(2), 123–164. doi:10.1037/0033-2909.124.2.123
- Proffitt, D. R. (1999). Perception: Ecological versus inferential approaches. In R. J. Sternberg (Ed.), *The concept of cognition* (pp. 447–473). Cambridge, MA: MIT Press.
- Proffitt, D. R. (2006). Embodied perception and the economy of action. *Perspectives on Psychological Science*, 1(2), 110–122. doi:10.1111/j.1745-6916.2006.00008.x
- Proffitt, D. R. (2008). An action-specific approach to spatial perception. In R. L. Klatzky, B. MacWhinney, & M. Behrman (Eds.), *Embodiment, ego-space, and action*. (pp. 179–202). New York, NY: Psychology Press.
- Proffitt, D. R. (2009). Affordances matter in geographical slant perception. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(5), 970–972. doi:10.3758/PBR.16.5.970
- Proffitt, D. R. (2013). An embodied approach to perception: By what units are visual perceptions scaled? *Perspectives on Psychological Science*, 8(4), 474–483. doi:10.1177/1745691613489837
- Proffitt, D. R., Bhalla, M., Gossweiler, R., & Midgett, J. (1995). Perceiving geographical slant. *Psychonomic Bulletin & Review*, 2(4), 409–428. doi:10.3758/BF03210980
- Proffitt, D. R., & Caudek, C. (2002). Depth perception and the perception of events. In I. B. Weiner & R. W. Proctor (Eds.), *Handbook of Psychology* (pp. 213–236). New York, NY: Wiley. doi:10.1002/0471264385.wei0408
- Proffitt, D. R., & Linkenauger, S. A. (2013). Perception viewed as a phenotypic expression. In W. Prinz, M. Beisert, & A. Herwig (Eds.), *Action science: Foundations of an emerging discipline* (pp. 171–198). Cambridge, MA: MIT Press.
- Proffitt, D. R., Stefanucci, J. K., Banton, T., & Epstein, W. (2003). The role of effort in perceiving distance. *Psychological Science*, 14(2), 106–112. doi:10.1111/1467-9280.t01-1-01427
- Proffitt, D. R., & Zadra, J. R. (2011). Explicit and motoric dependent measures of geographical slant are dissociable: a reassessment of the findings of Durgin, Hajnal, Li, Tonge, and Stigliani (2010). *Acta Psychologica*, 138(2), 285–288. doi:10.1016/j.actpsy.2010.06.003
- Pylyshyn, Z. (1999). Is vision continuous with cognition?: The case for cognitive impenetrability of visual perception. *Behavioral and Brain Sciences*, 22(03), 341–365.
- Raab, M., de Oliveira, R. F., & Heinen, T. (2009). How do people perceive and generate options? *Progress in Brain Research*, 174, 49–59. doi:10.1016/S0079-6123(09)01305-3
- Ree, M. R., & Carretta, T. R. (2006). The role of measurement error in familiar statistics. *Organizational Research Methods*, 9(1), 99–112. doi:10.1177/1094428105283192

- Rennebohm, M., Woollard, T., & Durgin, F. H. (2012). Another attempt to measure tool-based compression of visual space (N=50) [Abstract]. *Journal of Vision*, 12(9), article 1090. doi:10.1167/12.9.1090
- Richardson, M. J., Marsh, K. L., Isenhower, R. W., Goodman, J. R. L., & Schmidt, R. C. (2007). Rocking together: Dynamics of intentional and unintentional interpersonal coordination. *Human Movement Science*, 26(6), 867–891. doi:10.1016/j.humov.2007.07.002
- Riener, C. R., Stefanucci, J. K., Proffitt, D. R., & Clore, G. (2011). An effect of mood on the perception of geographical slant. *Cognition & Emotion*, 25(1), 174–182. doi:10.1080/02699931003738026
- Riener, C. R., Stefanucci, J. K., Proffitt, D. R., & Clore, G. L. (2003). *The effect of mood on perceiving spatial layout*. Poster presented at the 3rd Annual Meeting of the Vision Sciences Society, Sarasota, FL. Retrieved from http://www.mills.edu/academics/undergraduate/psyc/vss_poster.pdf
- Rios-Martinez, J., Spalanzani, A., & Laugier, C. (2011). Understanding human interaction for probabilistic autonomous navigation using Risk-RRT approach. In *IEEE/RSJ International Conference on Intelligent Robots and Systems* (pp. 2014–2019). IEEE. doi:10.1109/IROS.2011.6094496
- Robinson, M. D., Zabelina, D. L., Ode, S., & Moeller, S. K. (2008). The vertical nature of dominance-submission: Individual differences in vertical attention. *Journal of Research in Personality*, 42(4), 933–948. doi:10.1016/j.jrp.2007.12.002
- Rosenbaum, D. A., & Gaydos, M. J. (2008). A method for obtaining psychophysical estimates of movement costs. *Journal of Motor Behavior*, 40(1), 11–7. doi:10.3200/JMBR.40.1.11-17
- Rosenberg, R. S., Baughman, S. L., & Bailenson, J. N. (2013). Virtual superheroes: Using superpowers in virtual reality to encourage prosocial behavior. *PloS One*, 8(1), e55003. doi:10.1371/journal.pone.0055003
- Saugstad, P. (1966). Effect of food deprivation on perception-cognition. *Psychological Bulletin*, 65(2), 80–90. doi:10.1037/h0022849
- Saugstad, P. (1967). Comments on the article by David L. Wolitzky: “Effect of food deprivation on perception-cognition: A comment.” *Psychological Bulletin*, 68(5), 345–346. doi:10.1037/h0025135
- Sawada, Y. (2003). Blood pressure and heart rate responses to an intrusion on personal space. *Japanese Psychological Research*, 45(2), 115–121. doi:10.1111/1468-5884.t01-2-00039

- Scheepers, D., de Wit, F., Ellemers, N., & Sassenberg, K. (2012). Social power makes the heart work more efficiently: Evidence from cardiovascular markers of challenge and threat. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48(1), 371–374. doi:10.1016/j.jesp.2011.06.014
- Schmidt, F. L., & Hunter, J. (1997). Eight common but false objections to the discontinuation of significance testing in the analysis of research data. In L. L. Harlow, S. A. Mulaik, & J. H. Steiger (Eds.), *What if there were no significance tests* (pp. 37–64). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Schmidt, S. (2009). Shall we really do it again? The powerful concept of replication is neglected in the social sciences. *Review of General Psychology*, 13(2), 90–100. doi:10.1037/a0015108
- Schnall, S. (2011). Embodiment in affective space: Social influences on the perception of spatial layout. In A. Maas & T. W. Schubert (Eds.), *Spatial dimensions of social thought* (pp. 129–152). Berlin, Germany: De Gruyter.
- Schnall, S., Harber, K. D., Stefanucci, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Social support and the perception of geographical slant. *Journal of Experimental Social Psychology*, 44(5), 1246–1255. doi:10.1016/j.jesp.2008.04.011
- Schnall, S., Witt, J. K., Augustyn, J. S., Stefanucci, J. K., Proffitt, D. R., & Clore, G. L. (2005). Invasion of personal space influences perception of spatial layout [Abstract]. *Journal of Vision*, 5(8), article 198. doi:10.1167/5.8.198
- Schnall, S., Zadra, J. R., & Proffitt, D. R. (2010). Direct evidence for the economy of action: Glucose and the perception of geographical slant. *Perception*, 39(4), 464–482. doi:10.1068/p6445
- Schubert, T. W., Waldzus, S., & Seibt, B. (2011). More than a metaphor: How the understanding of power is grounded in experience. In T. W. Schubert & A. Maas (Eds.), *Spatial dimensions of social thought* (pp. 135–185). Berlin: Mouton de Gruyter.
- Schütz-Bosbach, S., & Prinz, W. (2007). Perceptual resonance: Action-induced modulation of perception. *Trends in Cognitive Sciences*, 11(8), 349–355. doi:10.1016/j.tics.2007.06.005
- Schwarz, N., & Oyserman, D. (2001). Asking questions about behavior: Cognition, communication, and questionnaire construction. *American Journal of Evaluation*, 22(2), 127–160. doi:10.1177/109821400102200202
- Seed, A., & Byrne, R. (2010). Animal tool-use. *Current Biology*, 20(23), R1032–R1039. doi:10.1016/j.cub.2010.09.042

- Seraglia, B., Priftis, K., Cutini, S., & Gamberini, L. (2012). How tool use and arm position affect peripersonal space representation. *Cognitive Processing*, 13 Suppl 1, S325–S328. doi:10.1007/s10339-012-0458-8
- Serino, A., Annella, L., & Avenanti, A. (2009). Motor properties of peripersonal space in humans. *PloS One*, 4(8), e6582. doi:10.1371/journal.pone.0006582
- Shaffer, D. M., & Flint, M. (2011). Escalating slant: Increasing physiological potential does not reduce slant overestimates. *Psychological Science*, 22(2), 209–211. doi:10.1177/0956797610393744
- Shaffer, D. M., McManama, E., Swank, C., & Durgin, F. H. (2013). Sugar and space? Not the case: Effects of low blood glucose on slant estimation are mediated by beliefs. *I-Perception*, 4(3), 147–155. doi:10.1068/i0592
- Shaffer, D. M., McManama, E., Swank, C., Williams, M., & Durgin, F. H. (2014). Anchoring in action: Manual estimates of slant are powerfully biased toward initial hand orientation and are correlated with verbal report. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 40(3), 1203–1212. doi:10.1037/a0036217
- Shanks, D. R., Newell, B. R., Lee, E. H., Balakrishnan, D., Ekelund, L., Cenac, Z., ... Moore, C. (2013). Priming intelligent behavior: An elusive phenomenon. *PloS One*, 8(4), e56515. doi:10.1371/journal.pone.0056515
- Shaw, R. (2003). The agent-environment interface: Simon's indirect or Gibson's direct coupling? *Ecological Psychology*, 15(1), 37–106. doi:10.1207/S15326969ECO1501_04
- Shaw, R., Turvey, M. T., & Mace, W. M. (1982). Ecological psychology: The consequence of a commitment to realism. In W. B. Weimer & D. S. Palermo (Eds.), *Cognition and the symbolic process* (pp. 159–226). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Shockley, K., Richardson, D. C., & Dale, R. (2009). Conversation and coordinative structures. *Topics in Cognitive Science*, 1(2), 305–319. doi:10.1111/j.1756-8765.2009.01021.x
- Simonsohn, U. (2013). Small telescopes: Detectability and the evaluation of replication results. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.2259879
- Simpson, J. A., Farrell, A. K., Orina, M. M., & Rothman, A. J. (2014). Power and social influence in relationships. In J. A. Simpson & J. F. Dovidio (Eds.), *The handbook of personality and social psychology: Interpersonal relations and group processes* (pp. 393–420). Washington, DC: APA Press. doi:10.1037/14344-015
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20(5), 580–591. doi:10.1177/0146167294205014

- Sisbot, E. A., Marin-Urias, L. F., Alami, R., & Simeon, T. (2007). A human aware mobile robot motion planner. *IEEE Transactions on Robotics*, 23(5), 874–883. doi:10.1109/TRO.2007.904911
- Slabu, L., & Guinote, A. (2010). Getting what you want: Power increases the accessibility of active goals. *Journal of Experimental Social Psychology*, 46(2), 344–349. doi:10.1016/j.jesp.2009.10.013
- Slepian, M. L., Masicampo, E. J., & Ambady, N. (2013). Relieving the burdens of secrecy: Revealing secrets influences judgments of hill slant and distance. *Social Psychological and Personality Science*, 5(3), 293–300. doi:10.1177/1948550613498516
- Slepian, M. L., Masicampo, E. J., Toosi, N. R., & Ambady, N. (2012). The physical burdens of secrecy. *Journal of Experimental Psychology: General*, 141(4), 619–24. doi:10.1037/a0027598
- Smbilalshahbukhari. (2009, April 26) *Accommodation & convergence* [Video file]. Retrieved from https://www.youtube.com/watch?v=p_xLO7yxgOk
- Smith, N. K., Cacioppo, J. T., Larsen, J. T., & Chartrand, T. L. (2003). May I have your attention, please: Electrocortical responses to positive and negative stimuli. *Neuropsychologia*, 41(2), 171–183. doi:10.1016/S0028-3932(02)00147-1
- Smith, P. K., & Bargh, J. A. (2008). Nonconscious effects of power on basic approach and avoidance tendencies. *Social Cognition*, 26(1), 1–24. doi:10.1521/soco.2008.26.1.1
- Smith, P. K., & Galinsky, A. D. (2010). The nonconscious nature of power: Cues and consequences. *Social and Personality Psychology Compass*, 4(10), 918–938. doi:10.1111/j.1751-9004.2010.00300.x
- Smith, P. K., Jostmann, N. B., Galinsky, A. D., & van Dijk, W. W. (2008). Lacking power impairs executive functions. *Psychological Science*, 19(5), 441–7. doi:10.1111/j.1467-9280.2008.02107.x
- Smith, P. K., & Trope, Y. (2006). You focus on the forest when you're in charge of the trees: Power priming and abstract information processing. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90(4), 578–96. doi:10.1037/0022-3514.90.4.578
- Smithson, M. (2003). *Confidence intervals*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Soliman, T. M., Gibson, A., & Glenberg, A. M. (2013). Sensory motor mechanisms unify psychology: The embodiment of culture. *Frontiers in Psychology*, 4, 885. doi:10.3389/fpsyg.2013.00885
- Soliman, T. M., & Glenberg, A. M. (2014). How intent to interact can affect action scaling of distance: Reply to Wilson. *Frontiers in Psychology*, 5, 513. doi:10.3389/fpsyg.2014.00513

- Solomon, R. L. (1949). The role of effort in the performance of a distance discrimination. *Journal of Experimental Psychology*, 39(1), 73–83. doi:10.1037/h0056048
- Sommer, R. (1959). Studies in personal space. *Sociometry*, 22(3), 247–260. doi:10.2307/2785668
- Sommer, R. (2002). From personal space to cyberspace. In *Série: Textos de Psicologia Ambiental* (Vol. 1). Brasília, DF: UnB, Laboratorio de Psicologia Ambiental.
- Soon, C. S., Brass, M., Heinze, H.-J., & Haynes, J.-D. (2008). Unconscious determinants of free decisions in the human brain. *Nature Neuroscience*, 11(5), 543–545. doi:10.1038/nn.2112
- Sparrow, W. A., & Newell, K. M. (1998). Metabolic energy expenditure and the regulation of movement economy. *Psychonomic Bulletin & Review*, 5(2), 173–196. doi:10.3758/BF03212943
- Standford University [Standford]. (2013, January 30). *Virtual superpowers encourage real-world altruism* [Video file]. Retrieved from <https://www.youtube.com/watch?v=wnQgDsdy7zg>
- Stanley, D. J., & Spence, J. R. (2014). Expectations for replications: Are yours realistic? *Perspectives on Psychological Science*, 9(3), 305–318. doi:10.1177/1745691614528518
- Stefanucci, J. K., Gagnon, K. T., & Lessard, D. A. (2011). Follow your heart: Emotion adaptively influences perception. *Social and Personality Psychology Compass*, 5(6), 296–308. doi:10.1111/j.1751-9004.2011.00352.x
- Stefanucci, J. K., & Geuss, M. N. (2009). Big people, little world: The body influences size perception. *Perception*, 38(12), 1782–1795. doi:10.1068/p6437
- Stefanucci, J. K., & Geuss, M. N. (2010). Duck! Scaling the height of a horizontal barrier to body height. *Attention, Perception & Psychophysics*, 72(5), 1338–1349. doi:10.3758/APP.72.5.1338
- Stefanucci, J. K., Proffitt, D. R., Banton, T., & Epstein, W. (2005). Distances appear different on hills. *Perception & Psychophysics*, 67(6), 1052–1060. doi:10.3758/BF03193631
- Stefanucci, J. K., Proffitt, D. R., Clore, G. L., & Parekh, N. (2008). Skating down a steeper slope: Fear influences the perception of geographical slant. *Perception*, 37(2), 321–323. doi:10.1068/p5796
- Steiger, J. H. (2004). Beyond the F test: Effect size confidence intervals and tests of close fit in the analysis of variance and contrast analysis. *Psychological Methods*, 9(2), 164–182. doi:10.1037/1082-989X.9.2.164

- Stoffregen, T. A. (2003). Affordances as properties of the animal-environment system. *Ecological Psychology*, 15(2), 115–134. doi:10.1207/S15326969ECO1502_2
- Shalvis, R. [Ronnie Street Stunts] (2014, April 29). *The amazing Spider-Man parkour* [Video file]. Retrieved from <https://www.youtube.com/watch?v=qK-LPEtbajQ>
- Strohmetz, D. B. (2008). Research artifacts and the social psychology of psychological experiments. *Social and Personality Psychology Compass*, 2(2), 861–877. doi:10.1111/j.1751-9004.2007.00072.x
- Sugovic, M., & Witt, J. K. (2013). An older view on distance perception: Older adults perceive walkable extents as farther. *Experimental Brain Research*, 226(3), 383–391. doi:10.1007/s00221-013-3447-y
- Sundstrom, E., & Altman, I. (1976). Interpersonal relationships and personal space: Research review and theoretical model. *Human Ecology*, 4(1), 47–67. doi:10.1007/BF01531456
- Svenstrup, M., Tranberg, S., Andersen, H. J., & Bak, T. (2009). Pose estimation and adaptive robot behaviour for human-robot interaction. In *IEEE International Conference on Robotics and Automation* (pp. 3571–3576). IEEE. doi:10.1109/ROBOT.2009.5152690
- Tajfel, H. (1957). Value and the perceptual judgment of magnitude. *Psychological Review*, 64(3), 192–204. doi:10.1037/h0047878
- Taylor, J. E. T., Witt, J. K., & Sugovic, M. (2011). When walls are no longer barriers: Perception of wall height in parkour. *Perception*, 40(6), 757–760. doi:10.1068/p6855
- Taylor, S. E., & Lobel, M. (1989). Social comparison activity under threat: Downward evaluation and upward contacts. *Psychological Review*, 96(4), 569–575. doi:10.1037/0033-295X.96.4.569
- Taylor-Covill, G. A. H., & Eves, F. F. (2013a). Slant perception for stairs and screens: Effects of sex and fatigue in a laboratory environment. *Perception*, 42(4), 459–469. doi:10.1068/p7425
- Taylor-Covill, G. A. H., & Eves, F. F. (2013b). The accuracy of “haptically” measured geographical slant perception. *Acta Psychologica*, 144(2), 444–450. doi:10.1016/j.actpsy.2013.03.009
- Taylor-Covill, G. A. H., & Eves, F. F. (2013c). What hands know about objects; taking perception of hills out of context: a response to Durgin (2013). *Acta Psychologica*, 144(2), 459–461. doi:10.1016/j.actpsy.2013.07.013
- Taylor-Covill, G. A. H., & Eves, F. F. (2014). When what we need influences what we see: Choice of energetic replenishment is linked with perceived steepness. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 40(3), 915–919. doi:10.1037/a0036071

- Teneggi, C., Canzoneri, E., di Pellegrino, G., & Serino, A. (2013). Social modulation of peripersonal space boundaries. *Current Biology*, 23(5), 406–411. doi:10.1016/j.cub.2013.01.043
- Thomsen, L., Frankenhuys, W. E., Ingold-Smith, M., & Carey, S. (2011). Big and mighty: Preverbal infants mentally represent social dominance. *Science*, 331(6016), 477–480. doi:10.1126/science.1199198
- Tipper, S. P., Paul, M. A., & Hayes, A. E. (2006). Vision-for-action: The effects of object property discrimination and action state on affordance compatibility effects. *Psychonomic Bulletin & Review*, 13(3), 493–498. doi:10.3758/BF03193875
- Tucker, M., & Ellis, R. (1998). On the relations between seen objects and components of potential actions. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 24(3), 830–846. doi:10.1037/0096-1523.24.3.830
- Tucker, M., & Ellis, R. (2001). The potentiation of grasp types during visual object categorization. *Visual Cognition*, 8(6), 769–800. doi:10.1080/13506280042000144
- Tukey, J. W. (1969). Analyzing data: Sanctification or detective work? *American Psychologist*, 24(2), 83–91. doi:10.1037/h0027108
- Turvey, M. T. (1992). Affordances and Prospective Control: An Outline of the Ontology. *Ecological Psychology*, 4(3), 173–187. doi:10.1207/s15326969eco0403_3
- Uchino, B. N. (2006). Social support and health: A review of physiological processes potentially underlying links to disease outcomes. *Journal of Behavioral Medicine*, 29(4), 377–387. doi:10.1007/s10865-006-9056-5
- Umphreys, G. (2001). Object, affordances...action. *The Psychologist*, 14(8), 408–412.
- Vaesen, K. (2012). The cognitive bases of human tool use. *Behavioral and Brain Sciences*, 35(4), 203–218. doi:10.1017/S0140525X11001452
- Valdés-Conroy, B., Román, F. J., Hinojosa, J. A., & Shorkey, S. P. (2012). So far so good: Emotion in the peripersonal/extrapersonal space. *PloS One*, 7(11), e49162. doi:10.1371/journal.pone.0049162
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques : Implications pour la recherche en langue française. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 30(4), 662–680. doi:10.1037/h0079856
- Van der Hoort, B., & Ehrsson, H. H. (2014). Body ownership affects visual perception of object size by rescaling the visual representation of external space. *Attention, Perception, and Psychophysics*, 76(5), 1414–1428. doi:10.3758/s13414-014-0664-9

- Van der Hoort, B., Guterstam, A., & Ehrsson, H. H. (2011a). Being Barbie: the size of one's own body determines the perceived size of the world. *PloS One*, 6(5), e20195. doi:10.1371/journal.pone.0020195
- Van der Hoort, B., Guterstam, A., & Ehrsson, H. H. [karolinska institutet] (2011b). *Ehrssonlab Barbie-doll illusion* [Video file]. Retrieved from <https://www.youtube.com/watch?v=uhRbAjdEiGw&feature=youtu.be>
- Van Koningsbruggen, G. M., Stroebe, W., & Aarts, H. (2011). Through the eyes of dieters: Biased size perception of food following tempting food primes. *Journal of Experimental Social Psychology*, 47(2), 293–299. doi:10.1016/j.jesp.2010.10.012
- Veling, H., & Aarts, H. (2009). Putting behavior on hold decreases reward value of need-instrumental objects outside of awareness. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(4), 1020–1023. doi:10.1016/j.jesp.2009.04.020
- Veling, H., & Aarts, H. (2011). Unintentional preparation of motor impulses after incidental perception of need-rewarding objects. *Cognition & Emotion*, 25(6), 1131–1138. doi:10.1080/02699931.2010.524053
- Veltkamp, M., Aarts, H., & Custers, R. (2008). Perception in the service of goal pursuit: Motivation to attain goals enhances the perceived size of goal-instrumental objects. *Social Cognition*, 26(6), 720–736. doi:10.1521/soco.2008.26.6.720
- Volcic, R., Fantoni, C., Caudek, C., Assad, J. A., & Domini, F. (2013). Visuomotor adaptation changes stereoscopic depth perception and tactile discrimination. *The Journal of Neuroscience*, 33(43), 17081–17088. doi:10.1523/JNEUROSCI.2936-13.2013
- Wagman, J. B., & Morgan, L. L. (2010). Nested prospectivity in perception: Perceived maximum reaching height reflects anticipated changes in reaching ability. *Psychonomic Bulletin & Review*, 17(6), 905–909. doi:10.3758/PBR.17.6.905
- Wagman, J. B., & Taylor, K. R. (2005). Perceiving Affordances for Aperture Crossing for the Person-Plus-Object System. *Ecological Psychology*, 17(2), 105–130. doi:10.1207/s15326969eco1702_3
- Warren, W. H. (1984). Perceiving affordances: Visual guidance of stair climbing. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 10(5), 683–703. doi:10.1037/0096-1523.10.5.683
- Warren, W. H., & Whang, S. (1987). Visual guidance of walking through apertures: Body-scaled information for affordances. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 13(3), 371–383. doi:10.1037/0096-1523.13.3.371
- Weick, M., & Guinote, A. (2010). How long will it take? Power biases time predictions. *Journal of Experimental Social Psychology*, 46(4), 595–604. doi:10.1016/j.jesp.2010.03.005

- Weick, M., Guinote, A., & Wilkinson, D. (2011). Lack of power enhances visual perceptual discrimination. *Canadian Journal of Experimental Psychology/Revue Canadienne de Psychologie Expérimentale*, 65(3), 208–213. doi:10.1037/a0024258
- White, E., Shockley, K., & Riley, M. A. (2013). Multimodally specified energy expenditure and action-based distance judgments. *Psychonomic Bulletin & Review*, 20(6), 1371–1377. doi:10.3758/s13423-013-0462-8
- Whitson, J. A., Liljenquist, K. A., Galinsky, A. D., Magee, J. C., Gruenfeld, D. H., & Cadena, B. (2013). The blind leading: Power reduces awareness of constraints. *Journal of Experimental Social Psychology*, 49(3), 579–582. doi:10.1016/j.jesp.2012.10.009
- Wilkinson, D., Guinote, A., Weick, M., Molinari, R., & Graham, K. (2010). Feeling socially powerless makes you more prone to bumping into things on the right and induces leftward line bisection error. *Psychonomic Bulletin & Review*, 17(6), 910–914. doi:10.3758/PBR.17.6.910
- Willey, C. R., & Jackson, R. E. (2014). Visual field dependence as a navigational strategy. *Attention, Perception & Psychophysics*, 76(4), 1036–1044. doi:10.3758/s13414-014-0639-x
- Williams, P., Barclay, L., & Schmied, V. (2004). Defining social support in context: A necessary step in improving research, intervention, and practice. *Qualitative Health Research*, 14(7), 942–960. doi:10.1177/1049732304266997
- Wilson, A. D. (2014). Action scaling of distance perception is task specific and does not predict “the embodiment of culture”: A comment on Soliman, Gibson, and Glenberg (2013). *Frontiers in Psychology*, 5, 302. doi:10.3389/fpsyg.2014.00302
- Wilson, P. R. (1968). Perceptual distortion of height as a function of ascribed academic status. *The Journal of Social Psychology*, 74(1), 97–102. doi:10.1080/00224545.1968.9919806
- Witt, J. K. (2011a). Action’s effect on perception. *Current Directions in Psychological Science*, 20(3), 201–206. doi:10.1177/0963721411408770
- Witt, J. K. (2011b). Tool use influences perceived shape and perceived parallelism, which serve as indirect measures of perceived distance. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 37(4), 1148–56. doi:10.1037/a0021933
- Witt, J. K., & Dorsch, T. E. (2009). Kicking to bigger uprights: Field goal kicking performance influences perceived size. *Perception*, 38(9), 1328–1340. doi:10.1068/p6325
- Witt, J. K., Kemmerer, D., Linkenauger, S. A., & Culham, J. (2010). A functional role for motor simulation in identifying tools. *Psychological Science*, 21(9), 1215–1219. doi:10.1177/0956797610378307

- Witt, J. K., Linkenauger, S. A., Bakdash, J. Z., Augustyn, J. S., Cook, A., & Proffitt, D. R. (2009). The long road of pain: Chronic pain increases perceived distance. *Experimental Brain Research*, 192(1), 145–148. doi:10.1007/s00221-008-1594-3
- Witt, J. K., Linkenauger, S. A., Bakdash, J. Z., & Proffitt, D. R. (2008). Putting to a bigger hole: Golf performance relates to perceived size. *Psychonomic Bulletin & Review*, 15(3), 581–585. doi:10.3758/PBR.15.3.581
- Witt, J. K., Linkenauger, S. A., & Proffitt, D. R. (2012). Get me out of this slump! Visual illusions improve sports performance. *Psychological Science*, 23(4), 397–399. doi:10.1177/0956797611428810
- Witt, J. K., & Proffitt, D. R. (2005). See the ball, hit the ball: Apparent ball size is correlated with batting average. *Psychological Science*, 16(12), 937–938. doi:10.1111/j.1467-9280.2005.01640.x
- Witt, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Action-specific influences on distance perception: A role for motor simulation. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 34(6), 1479–1492. doi:10.1037/a0010781
- Witt, J. K., Proffitt, D. R., & Epstein, W. (2004). Perceiving distance: A role of effort and intent. *Perception*, 33(5), 577–590. doi:10.1068/p5090
- Witt, J. K., Proffitt, D. R., & Epstein, W. (2005). Tool use affects perceived distance, but only when you intend to use it. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 31(5), 880–888. doi:10.1037/0096-1523.31.5.880
- Witt, J. K., Proffitt, D. R., & Epstein, W. (2010). When and how are spatial perceptions scaled? *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 36(5), 1153–1160. doi:10.1037/a0019947
- Witt, J. K., & Riley, M. A. (2014). Discovering your inner Gibson: Reconciling action-specific and ecological approaches to perception-action. *Psychonomic Bulletin & Review*, 21(6), 1353–1370. doi:10.3758/s13423-014-0623-4
- Witt, J. K., Schuck, D. M., & Taylor, J. E. T. (2011). Action-specific effects underwater. *Perception*, 40(5), 530–537. doi:10.1068/p6910
- Witt, J. K., Stefanucci, J. K., Riener, C. R., & Proffitt, D. R. (2007). Seeing beyond the target: Environmental context affects distance perception. *Perception*, 36(12), 1752–1768. doi:10.1068/p5617
- Wolitzky, D. L. (1967). “Effect of food deprivation on perception-cognition”: A comment. *Psychological Bulletin*, 68(5), 342–344. doi:10.1037/h0025136
- Wolpert, D. M., & Flanagan, J. R. (2001). Motor prediction. *Current Biology*, 11(18), R729–R732. doi:10.1016/S0960-9822(01)00432-8

- Wolpert, D. M., & Kawato, M. (1998). Multiple paired forward and inverse models for motor control. *Neural Networks*, 11(7-8), 1317–1329. doi:10.1016/S0893-6080(98)00066-5
- Woods, A. J., Philbeck, J. W., & Danoff, J. V. (2009). The various perceptions of distance: an alternative view of how effort affects distance judgments. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35(4), 1104–1117.
- Wuensch, K. K. (2012a). CI-d-SPSS [SPSS syntax]. Retrieved from <http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/SPSS/CI-d-SPSS.zip>
- Wuensch, K. K. (2012b). CI-R2-SPSS [SPSS syntax]. Retrieved from <http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/SPSS/CI-R2-SPSS.zip>
- Yap, A. J., Mason, M. F., & Ames, D. R. (2013). The powerful size others down: The link between power and estimates of others' size. *Journal of Experimental Social Psychology*, 49(3), 591–594. doi:10.1016/j.jesp.2012.10.003
- Ybema, J. F., & Buunk, B. P. (1993). Aiming at the top? Upward social comparison of abilities after failure. *European Journal of Social Psychology*, 23(6), 627–645. doi:10.1002/ejsp.2420230607
- Yoon, E. Y., Heinke, D., & Humphreys, G. W. (2002). Modelling direct perceptual constraints on action selection: The Naming and Action Model (NAM). *Visual Cognition*, 9(4-5), 615–661. doi:10.1080/13506280143000601
- Yoon, E. Y., Humphreys, G. W., & Riddoch, M. J. (2010). The paired-object affordance effect. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 36(4), 812–824. doi:10.1037/a0017175
- Yoon, G., & Vargas, P. T. (2014). Know thy avatar: The unintended effect of virtual-self representation on behavior. *Psychological Science*, 25(4), 1043–1045. doi:10.1177/0956797613519271
- Younger, J., Aron, A., Parke, S., Chatterjee, N., & Mackey, S. (2010). Viewing pictures of a romantic partner reduces experimental pain: Involvement of neural reward systems. *PloS One*, 5(10), e13309. doi:10.1371/journal.pone.0013309
- Zadra, J. R., Rosenbaum, D., Banton, T., Twedt, E. L., Gross, E. B., & Proffitt, D. R. (2011). Decisions at a glance: The relative cost of multiple possible actions is represented in conscious perception of spatial layout [Abstract]. *Journal of Vision*, 11(11), article 942. doi:10.1167/11.11.942
- Zadra, J. R., Schnall, S., Weltman, A. L., & Proffitt, D. R. (2010). Direct physiological evidence for an economy of action: Bioenergetics and the perception of spatial layout [Abstract]. *Journal of Vision*, 10(7), article 54. doi:10.1167/10.7.54

Zou, G. Y. (2007). Toward using confidence intervals to compare correlations. *Psychological Methods*, 12(4), 399–413. doi:10.1037/1082-989X.12.4.399

Articles au format de publication

Within reach but not so reachable: Obstacles matter in visual perception of distances

Nicolas Morgado · Édouard Gentaz · Éric Guinet ·
François Osiurak · Richard Palluel-Germain

© Psychonomic Society, Inc. 2012

Abstract A large number of studies have shown that effort influences the visual perception of reaching distance. These studies have mainly focused on the effects of reach-relevant properties of the body and of the objects that people intend to reach. However, any influence of the reach-relevant properties of the surrounding environment remains still speculative. We investigated this topic in terms of the role of obstacle width in perceiving distances. Participants had to estimate the straight-line distance to a cylinder located just behind a transparent barrier of varying width. The results showed that participants perceived the straight-line distance to the cylinder as being longer when they intended to grasp the cylinder by reaching around a wide transparent barrier rather than by reaching around narrower ones. Interestingly, this effect might be due to the anticipated effort involved in reaching. Together, our results show that reach-relevant properties of the surrounding environment influence perceived distances, thereby supporting an embodied view of the visual perception of space.

Keywords Distance perception · Peripersonal space · Economy of action · Effort · Perception–action link

N. Morgado · É. Gentaz · É. Guinet · R. Palluel-Germain
Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (CNRS),
Université de Grenoble, Grenoble, France

N. Morgado
e-mail: nicolas.morgado@upmf-grenoble.fr

F. Osiurak
Laboratoire d'Étude des Mécanismes Cognitifs (EA 3082),
Université Lyon 2, Lyon, France

R. Palluel-Germain (✉)
Laboratoire de Psychologie et Neurocognition,
Université Pierre-Mendès-France, 1251 Avenue Centrale, BP 47,
38040 Grenoble Cedex 9, France
e-mail: richard.palluel@upmf-grenoble.fr

When you reach around a water bottle to grasp a soda placed just behind it, the distance that you have to cover depends on the bottle width. Even if variations of the bottle width imply different reaching distances, the distance in a straight line between your hand and the soda (i.e., the Euclidean distance) remains identical. According to modular approaches (e.g., Pylyshyn, 1999), the intended reaching distance should not influence your visual perception of the Euclidean distance, since effort or intentions are not supposed to influence vision. Researchers using these approaches have argued that any influence of action capabilities must necessarily operate at the response rather than the perceptual stage (Durgin et al., 2009; Woods, Philbeck, & Danoff, 2009).

In contrast, an embodied view (e.g., Glenberg, 2010) of perception, namely the economy-of-action account (Proffitt, 2006; for somewhat similar views, see also Coello & Delevoye-Turrell, 2007; Jackson & Cormack, 2007), posits that the effort associated with intended actions influences the visual perception of space. The rationale of this account is that sensory motor systems have evolved under evolutionary pressures that promote minimizing such action costs as energy expenditure. For instance, reducing the arm's reach with wrist weights (Lourenco & Longo, 2009) or making an object harder to grasp by manipulating the orientation of its handle (Linkenauger, Witt, Stefanucci, Bakdash, & Proffitt, 2009) leads people to perceive this object as being farther away. Conversely, people perceive an object beyond reach as being closer when they intend to reach it with a baton that extends their arm's reach than when they intend to reach without this tool (Witt, Proffitt, & Epstein, 2005). These results suggest that modifications of the reach-relevant properties of a body (i.e., an arm's reach) and of the objects that people intend to reach (i.e., handle orientation) influence perceived Euclidean distances. However, the argument that these results can be generalized to the influence of reach-relevant properties of the surrounding environment remains speculative.

Studies about the influence of tool use on perceived distance have provided preliminary insights into this question. Tools are objects from the surrounding environment that can improve one's ability to act, influencing space perception even in situations in which these objects are not explicitly defined as tools (Osiurak, Morgado, & Palluel-Germain, 2012). However, such effects of tool use probably rely on extension of the arm's reach that is associated with an updating of the body schema (e.g., Cardinali et al., 2009)—that is, a reach-relevant property of the body, but not a property of the environment per se. Unlike tools, obstacles are part of the surrounding environment, so they are not supposed to directly affect body or target properties. Instead, obstacles mediate the relationship between the body and the target. For this reason, obstacles are particularly relevant for studying the influence of reach-relevant properties of the surrounding environment without modifying the body and target properties. In line with the economy-of-action account, we expected (and observed) that intending to grasp a cylinder by reaching around a transparent barrier leads participants to estimate the Euclidean distance to this cylinder differently, depending on the barrier width.

Method

Participants

Twenty right-handed undergraduates (19 female, one male; $M_{\text{age}} = 21.75$, $SD_{\text{age}} = 3.34$) from the University of Grenoble took part in this experiment for course credit. The handedness of the participants was assessed by self-report and with the Edinburgh Handedness Survey (Oldfield, 1971; $M = 85.47$, $SD = 16.26$). The participants had normal or corrected-to-normal vision, as indicated by self-report. The present study was conducted in accordance with the Declaration of Helsinki and with the understanding and the written consent of each participant. It was approved by the local ethics committee of the LPNC (CNRS and the University of Grenoble).

Apparatus and procedure

The participants sat approximately 5 cm away from the edge of a rectangular table (length 144 cm, width 125 cm, height 77 cm). They had to estimate the Euclidean distance (43, 40, 37, or 34 cm) between their right forefinger and a plastic cylinder (height 9 cm, diameter 3.2 cm) by a visual-matching task (for similar measures, see Osiurak et al., 2012; Witt et al., 2005). Using the arrows from a keyboard with their left hand, they adjusted the distance between the right forefinger, kept on a reference point, and a comparison point projected onto the table until it matched the Euclidean distance between their finger and the cylinder (Fig. 1). The reference point and the cylinder were aligned on the

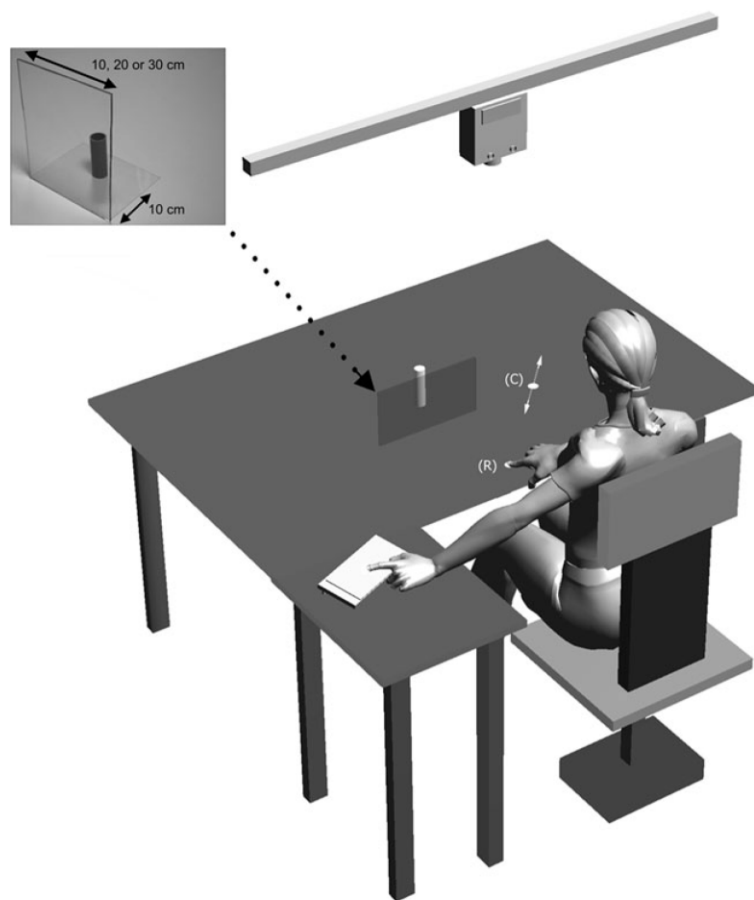
participant's midsagittal axis. The comparison point was projected upon the table at a 45° angle from the midsagittal axis in the right or left hemifield of the participant. The initial distance between the comparison point and the reference point was randomly equal to either $\pm 25\%$ of the distance between the cylinder and the reference point. The cylinder was presented 10 cm behind a transparent barrier (height 25 cm) that was of variable width (wide 30 cm, medium 20 cm, or narrow 10 cm). The transparent barrier allowed participants to clearly see the cylinder but was intended to increase the anticipated reaching effort, depending on the barrier's width. It is important to note that before each distance estimation, participants had to imagine a reach-to-grasp movement to the cylinder. This was done because some studies had shown that the ability to perform an action influences perceived distance when people intend to carry out this action (Witt et al., 2005) and that imagined actions influence perceived distances in the same way (Witt & Proffitt, 2008). In order to reduce between-subjects variability in the imagined movements, participants actually performed this movement five times before the visual-matching task. More precisely, on another table, they reached around a transparent barrier (height 25 cm, width 15 cm) so as to grasp a cylinder presented 23 cm from a constant initial position. This movement was executed without leaning forward and with the shoulders against the back of the chair. Moreover, to avoid merely priming effort, the barrier width and distance used during this task allowed participants to easily reach and grasp the cylinder with minimal reaching effort.

After this motor task, participants performed the visual-matching task described previously. They first performed four training trials randomly selected from among the 12 distance-width pairs. Then they completed two estimations for each of these pairs, one with the comparison point in their right and one with the comparison point in their left hemifield. These 24 test trials were presented randomly. At the end of each trial, participants masked their eyes with their hands to allow the experimenter to adjust the apparatus for the next trial. To prevent the use of proprioceptive and kinesthetic cues of perceived distances provided by actual movements, the participants never reached over the table during the 28 distance estimations. Cues projected onto the table allowed the experimenter to install the cylinder with the appropriate barrier width at the appropriate distance.

After this visual-matching task, the experimenter interviewed the participants to determine whether they suspected the goal of the experiment using a postexperimental questionnaire.¹ Finally, participants also rated their anticipated

¹ The experimenter asked two questions to the participants: (1) In your opinion, what hypothesis was tested in this study? (2) Do you think that some aspects of the experiment could have influenced your responses? If so, what were these aspects?

Fig. 1 Schematic representation of the visual-matching task. Participants had to put their right forefinger on the reference point (R) throughout the visual-matching task. Then they had to estimate the Euclidean distance between that finger and the cylinder by a visual-matching task. Using the arrows from a keyboard with their left hand, they adjusted the distance between the reference point and a comparison point (C) projected onto the table until that comparison matched the Euclidean distance between their finger and the cylinder. The cylinder was presented 10 cm behind a transparent barrier (height 25 cm) of variable width (wide 30 cm, medium 20 cm, or narrow 10 cm)



reaching effort for each barrier width on a 4-point scale (1, *no effort*, to 4, *strong effort*). For this effort manipulation check, the cylinder was randomly presented with each of the three barrier widths 24 cm from the reference point. In addition, since the perceived and actual sizes of the body influence space perception (Linkenauger, Witt, & Proffitt, 2011; Stefanucci & Geuss, 2009; Van der Hoort, Guterstam, & Ehrsson, 2011), the experimenter also recorded the perceived and actual lengths of the right and left arms of each participant. The arm length estimations were recorded following a visual-matching task used by Linkenauger, Witt, Bakdash, Stefanucci, and Proffitt (2009) in a counterbalanced order. For each of their arms, the participants had to estimate the distance between the protrusion of their shoulder and the tip of their forefinger. Then, the experimenter measured this distance in order to obtain the actual length of each arm. The effort manipulation check and the measure of the actual and perceived arm's lengths were done after the postexperimental questionnaire. This aimed to ensure that the postexperimental questionnaire reflects as much as possible the suspicion resulting from the visual-matching task and not any potentially produced by these additional measures.

Results

According to the two questions asked to the participants about our hypothesis, none of the participants indicated a suspicion that we were testing the effect of reaching constraints on the visual perception of distances. We conducted a two-way analysis of variance (ANOVA) with Actual Distance (43, 40, 37, and 34 cm) and Barrier Width (wide 30 cm, medium 20 cm, or narrow 10 cm) as within-subjects factors, and Perceived Euclidean Distance as a dependent variable. To avoid the frequent problem of the sphericity assumption, we separated this ANOVA into a group of orthogonal contrasts with one degree of freedom (Judd, McClelland, & Ryan, 2009).² This principle was also

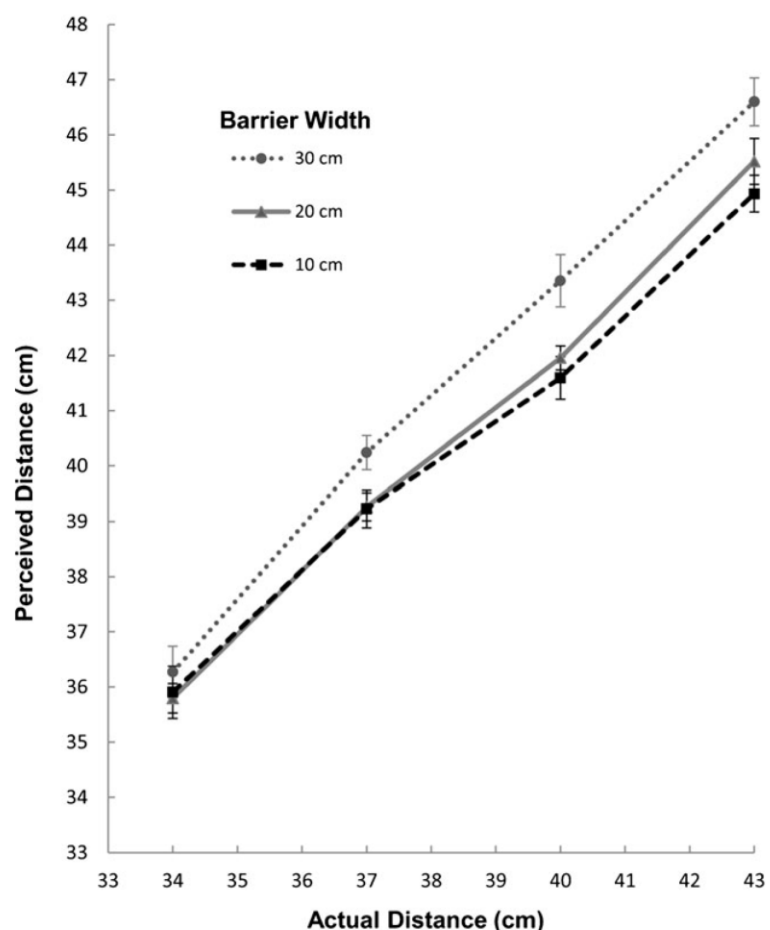
² An omnibus ANOVA was also performed and yielded similar results for the effects of actual distance, $F(3, 57) = 348.26, p < .001, \eta^2 = .95$, and barrier width, $F(2, 38) = 3.34, p = .02, \eta^2 = .19$. However, the interaction between actual distance and barrier width was not significant with this omnibus ANOVA, $F(6, 114) = 1.16, p = .33, \eta^2 = .06$, whereas it was marginal when tested with the contrast analysis, which is known to be a more powerful and conservative test than omnibus ANOVA (Judd et al., 2009).

used for the subsequent analyses. The main effect of the actual distance was significant, as indicated by the significant linear contrast, $F(1, 19) = 847.79$, $p < .001$, $\eta^2 = .98$, and the nonsignificant quadratic and cubic contrasts, tested together, $F(1, 38) = 2.92$, $p = .096$, $\eta^2 = .07$. More interestingly, we also found a significant effect of the barrier width, as indicated by the significant linear contrast, $F(1, 19) = 4.43$, $p = .049$, $\eta^2 = .19$, and the nonsignificant quadratic contrast, $F(1, 19) = 3.81$, $p = .066$, $\eta^2 = .17$. Supplemental analyses using Bonferroni correction revealed that the distance overestimation was significant between the wide ($M = 41.62$ cm, $SD = 2.86$) and narrow ($M = 40.42$ cm, $SD = 2.69$) barriers, $p = .026$, and was marginal between the wide and medium ones ($M = 40.63$ cm, $SD = 2.51$), $p = .088$. However, the distance estimations for the medium and narrow barriers were not significantly different, $p > .9$. The interaction between the barrier width and the actual distance was marginal, as indicated by the marginal linear contrast, $F(1, 19) = 4.23$, $p = .054$, $\eta^2 = .18$, and the nonsignificant residual contrast, $F(1, 95) = 1.39$, $p = .24$, $\eta^2 = .01$. This was

partly due to the fact that the effect of the barrier width was not significant for the shortest distance, $F(1, 19) = 0.32$, $p = .58$, $\eta^2 = .02$, whereas it was significant for the three longest distances, $ps < .05$ (Fig. 2).

Concerning the effort manipulation check, we conducted a one-way ANOVA with Barrier Width as a within-subjects factor and the rating of the anticipated reaching effort as a dependent variable. We observed that the anticipated reaching effort increased significantly with the barrier width, $F(1, 19) = 69.28$, $p < .001$, $\eta^2 = .78$. However, this increase was significantly greater between the medium and wide barriers ($M = 1.2$, $SD = 0.77$) than between the narrow and medium ones ($M = 0.7$, $SD = 0.66$), $F(1, 19) = 5$, $p = .038$, $\eta^2 = .21$. Additionally, we found a significant difference between the perceived lengths of the right ($M = 57.27$ cm, $SD = 8.33$) and the left ($M = 54.76$ cm, $SD = 7.17$) arms, $F(1, 19) = 7.04$, $p = .02$, $\eta^2 = .27$. In contrast, the difference was not significant between the actual lengths of the right ($M = 68.12$ cm, $SD = 3.39$) and left ($M = 68.19$ cm, $SD = 3.53$) arms, $F(1, 19) = 0.06$, $p = .8$, $\eta^2 = .003$. Interestingly, this

Fig. 2 Perceived distance as a function of actual distance and barrier width. Error bars denote standard errors of the means, corrected for between-subjects variability (Cousineau, 2005)



asymmetry in perceived arm length is consistent with those found by Linkenauger, Witt, Bakdash, et al. (2009). However entering perceived or actual right arm length as a covariate in the analysis did not significantly modify the results reported above concerning the influence of barrier width on perceived distances.

Discussion

In the present study, participants perceived longer Euclidean distances to a cylinder in the presence of a wide barrier than in the presence of medium and narrow ones. As suggested by the effort manipulation check analysis, this might reflect that the difference in the anticipated reaching efforts between the wide barrier and the two others was greater than that between the medium and narrow barriers. However, further studies will have to confirm this interpretation using a more subtle measure of anticipated effort (e.g., Rosenbaum & Gaydos, 2008). In contrast, one could argue that our results might be explained in terms of demand characteristics. Against such an explanation, it could be argued that the postexperimental questionnaire would have allowed us to detect participants who suspected our hypothesis. Moreover, a difference in the perceived distance between the medium and narrow barriers would have been observed, and we should not have observed a marginal interaction between barrier width and actual distance. In spite of these arguments, we agree that the potential implications of demand characteristics in such experiments remains an important concern (Durgin et al., 2009). Notably, the use of implicit manipulations of effort, the use of indirect measures of perceived distances, and the use of a different type of postexperimental questionnaire might be relevant to deal with this concern in future studies. The absence of a difference in perceived distance between the medium and narrow barriers also rules out an interpretation in terms of distance segmentation produced by the barrier, as had been shown in previous studies of environmental effects on distance perception (e.g., Nasar, 1983; Witt, Stefanucci, Riener, & Proffitt, 2007).

Consistent with the economy-of-action account, the marginal interaction between the actual distance and the barrier width could reflect that the effort required to reach around the wide barrier increases with the actual distance. Such an interaction effect was also observed by Lessard, Linkenauger, and Proffitt (2009), who showed that increasing the physical constraints of an intended action influences distance perception merely when constraints substantially affect the action capabilities. Further studies will be needed to directly test this hypothesis. In addition, our results corroborate previous studies on motor control that have indicated that the biomechanical costs associated with going around or above obstacles play an important role in motor planning for reaching (Cohen, Biddle, & Rosenbaum, 2010) as well as for walking (Patla &

Rietdyk, 1993). More generally, as was stated by Sparrow and Newell (1998), the planning and performing of adaptive actions seem to be functions of an organism's propensity to minimize energy expenditure regarding the task, environment, and organism constraints on an action. Consistent with this statement, perceptual effects such as the one found in the present study could play an important role in economic action planning (Proffitt, 2006).

Detractors of the economy-of-action account have argued that such variability of space perception is unlikely to occur independently of response bias, since an illusory perception of the environment would be dysfunctional for the adaptive control of action (Durgin, Ruff, & Russell, 2012). However, recent studies have suggested that such top-down effects of action on perception have an adaptive function by influencing action in return. For instance, Elliott, Vale, Whitaker, and Buckley (2009; see also Witt, Linkenauger, & Proffitt, 2012) showed that increasing the perceived height of a stair by a visual illusion leads people to adopt a safer stepping strategy in order to avoid tripping. Therefore, perceptual effects resulting from the tendency to minimize action costs might be highly adaptive for action planning through promoting larger safety margins. Conversely, perceptual effects resulting from the overestimation of one's own capabilities might have many detrimental effects through increasing risky behaviors. Luyat, Domino, and Noël (2008) provided a compelling example of such tendencies by observing that older adults tend to overestimate their ability to stay on an inclined surface without falling, suggesting that this perceptual tendency could lead to an increase in falling risks.

Perceived Euclidean distances are influenced by modifications of the reach-relevant properties of the body and of objects that people intend to reach, such as arm's reach (Lourenco & Longo, 2009; Witt et al., 2005) or handle orientation (Linkenauger, Witt, Stefanucci, et al., 2009), respectively. Here, we observed that obstacle width plays a role in this perception as a reach-relevant property of the surrounding environment. These results provide strong support for the claim that action costs influence visual perception (Proffitt, 2006), which appears to be a more penetrable process than is usually assumed. Of course, further studies will need to determine exactly what cognitive processes underlie the effect observed in the present study. It has been shown that both motor simulation (Witt & Proffitt, 2008) and visual attention (Cañal-Bruland, Zhu, Van der Kamp, & Masters, 2011) are implicated in the effects of actions on space perception. How these processes interact with visual perception to produce these effects remains an open issue. Another interesting research perspective consists in extending the rationale of the economy-of-action account to social cognition. Recent evidence has suggested that this perspective is promising, since it has been reported that psychosocial resources and costs influence visual perception (Harber, Yeung, & Iacovelli,

2011; Morgado, Muller, Gentaz, & Palluel-Germain, 2011; Schnall, Harber, Stefanucci, & Proffitt, 2008; for reviews, see Balcetus & Lassiter, 2010; Schnall, 2011; Stefanucci, Gagnon, & Lessard, 2011).

Author Note We thank Arthur Glenberg and the reviewers, for their valuable comments on a previous version of the manuscript, and Pauline Oliver, for her help collecting the data.

References

- Balcetus, E., & Lassiter, G. D. (2010). *Social psychology of visual perception*. New York, NY: Psychology Press.
- Cañal-Bruland, R., Zhu, F. F., Van der Kamp, J., & Masters, R. S. W. (2011). Target-directed visual attention is a prerequisite for action-specific perception. *Acta Psychologica*, 136, 285–289.
- Cardinali, L., Frassinetti, F., Brozzoli, C., Urquizar, C., Roy, A. C., & Farnè, A. (2009). Tool-use induces morphological updating of the body schema. *Current Biology*, 19, R478–R479.
- Coello, Y., & Delevoye-Turrell, Y. (2007). Embodiment, spatial categorisation and action. *Consciousness and Cognition*, 16, 667–683.
- Cohen, R. G., Biddle, J. C., & Rosenbaum, D. A. (2010). Manual obstacle avoidance takes into account visual uncertainty, motor noise, and biomechanical costs. *Experimental Brain Research*, 201, 587–592.
- Cousineau, D. (2005). Confidence intervals in within-subject designs: A simpler solution to Loftus and Masson's method. *Tutorial in Quantitative Methods for Psychology*, 1, 42–45.
- Durgin, F. H., Ruff, A. J., Greenburg, M., Russell, R., Shaughnessy, K., & Waymouth, S. (2009). Who is being deceived? The experimental demands of wearing a backpack. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16, 964–969. doi:10.3758/PBR.16.5.964
- Durgin, F. H., Ruff, A. J., & Russell, R. C. (2012). Constant enough: On the kinds of perceptual constancy worth having. In G. Hatfield & S. Allred (Eds.), *Visual experience: Sensation, cognition, and constancy* (pp. 87–102). Oxford, U.K.: Oxford University Press.
- Elliott, D. B., Vale, A., Whitaker, D., & Buckley, J. G. (2009). Does my step look big in this? A visual illusion leads to safer stepping behaviour. *PLoS One*, 4(e4577), 2159–2168. doi:10.1371/journal.pone.0004577
- Glenberg, A. (2010). Embodiment as a unifying perspective for psychology. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Cognitive Science*, 1, 586–596.
- Harber, K. D., Yeung, D., & Iacovelli, A. (2011). Psychosocial resources, threat, and the perception of distance and height: Support for the resources and perception model. *Emotion*, 11, 1080–1090.
- Jackson, R. E., & Cormack, L. K. (2007). Evolved navigation theory and the descent illusion. *Perception & Psychophysics*, 69, 353–362.
- Judd, C. M., McClelland, G. H., & Ryan, C. S. (2009). *Data analysis: A model comparison approach*. London, U.K.: Routledge.
- Lessard, D. A., Linkenauger, S. A., & Proffitt, D. R. (2009). Look before you leap: Jumping ability affects distance perception. *Perception*, 38, 1863–1866.
- Linkenauger, S. A., Witt, J. K., Bakdash, J. Z., Stefanucci, J. K., & Proffitt, D. R. (2009a). Asymmetrical body perception: A possible role for neural body representations. *Psychological Science*, 20, 1373–1380.
- Linkenauger, S. A., Witt, J. K., & Proffitt, D. R. (2011). Taking a hands-on approach: Apparent grasping ability scales the perception of object size. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 37, 1432–1441.
- Linkenauger, S. A., Witt, J. K., Stefanucci, J. K., Bakdash, J. Z., & Proffitt, D. R. (2009b). The effects of handedness and reachability on perceived distance. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35, 1649–1660.
- Lourenco, S. F., & Longo, M. R. (2009). The plasticity of near space: Evidence for contraction. *Cognition*, 112, 451–456.
- Luyat, M., Domino, D., & Noël, M. (2008). Surestimer ses capacités peut-il conduire à la chute? Une étude sur la perception des affordances posturales chez la personne âgée. *Psychologie & Neuropsychiatrie du Vieillessement*, 6, 287–297.
- Morgado, N., Muller, D., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2011). Close to me? The influence of affective closeness on space perception. *Perception*, 40, 877–879.
- Nasar, J. L. (1983). Environmental factors, perceived distance and spatial behavior. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 10, 275–281.
- Oldfield, R. C. (1971). The assessment and analysis of handedness: The Edinburgh inventory. *Neuropsychologia*, 9, 97–113. doi:10.1016/0028-3932(71)90067-4
- Osiurak, F., Morgado, N., & Palluel-Germain, R. (2012). Tool use and perceived distance: When unreachable becomes spontaneously reachable. *Experimental Brain Research*, 218, 331–339.
- Patla, A. E., & Rietdyk, S. (1993). Visual control of limb trajectory over obstacles during locomotion: Effect of obstacle height and width. *Gait & Posture*, 1, 45–60.
- Proffitt, D. R. (2006). Embodied perception and the economy of action. *Perspectives on Psychological Science*, 1, 110–122.
- Pylyshyn, Z. (1999). Is vision continuous with cognition? The case for cognitive impenetrability of visual perception. *The Behavioral and Brain Sciences*, 22, 341–365.
- Rosenbaum, D. A., & Gaydos, M. J. (2008). A method for obtaining psychophysical estimates of movement costs. *Journal of Motor Behavior*, 40, 11–17.
- Schnall, S. (2011). Embodiment in affective space: Social influences on the perception of spatial layout. In A. Maas & T. Schubert (Eds.), *Spatial dimensions of social thought* (pp. 129–152). Berlin, Germany: Mouton De Gruyter.
- Schnall, S., Harber, K. D., Stefanucci, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Social support and the perception of geographical slant. *Journal of Experimental Social Psychology*, 44, 1246–1255.
- Sparrow, W. A., & Newell, K. M. (1998). Metabolic energy expenditure and the regulation of movement economy. *Psychonomic Bulletin & Review*, 5, 173–196.
- Stefanucci, J. K., Gagnon, K. T., & Lessard, D. A. (2011). Follow your heart: Emotion adaptively influences perception. *Social and Personality Psychology Compass*, 5, 296–308.
- Stefanucci, J. K., & Geuss, M. N. (2009). Big people, little world: The body influences size perception. *Perception*, 38, 1782–1795.
- Van der Hoort, B., Guterstam, A., & Ehrsson, H. H. (2011). Being Barbie: The size of one's own body determines the perceived size of the world. *PLoS One*, 6, e20195. doi:10.1371/journal.pone.0020195
- Witt, J. K., Linkenauger, S. A., & Proffitt, D. R. (2012). Get me out of this slump! Visual illusions improve sports performance. *Psychological Science*, 23, 397–399.
- Witt, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Action-specific influences on distance perception: A role for motor simulation. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 34, 1479–1492.
- Witt, J. K., Proffitt, D. R., & Epstein, W. (2005). Tool use affects perceived distance, but only when you intend to use it. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 31, 880–888.
- Witt, J. K., Stefanucci, J. K., Riener, C. R., & Proffitt, D. R. (2007). Seeing beyond the target: Environmental context affects distance perception. *Perception*, 36, 1752–1768.
- Woods, A. J., Philbeck, J. W., & Danoff, J. V. (2009). The various perceptions of distance: An alternative view of how effort affects distance judgments. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35, 1104–1117.

Tool use and perceived distance: when unreachable becomes spontaneously reachable

François Osiurak · Nicolas Morgado ·
Richard Palluel-Germain

Received: 28 October 2011 / Accepted: 7 February 2012 / Published online: 21 February 2012
© Springer-Verlag 2012

Abstract An interesting issue about human tool use is whether people spontaneously and implicitly intend to use an available tool to perform an action that would be impossible without it. Recent research indicates that targets presented just beyond arm's reach are perceived closer when people intend to reach them with a tool rather than without it. An intriguing issue is whether this effect also occurs when people are not explicitly instructed to use a tool to reach targets. To address this issue, we asked participants to estimate distances that were beyond arm's reach in three conditions. Participants who held passively a long baton underestimated the distances as compared to participants with no baton (Experiment 1). To examine whether this effect resulted from holding the baton, we asked participants to estimate distances while holding passively a shorter baton (Experiment 2). We found that holding this short baton did not influence distance perception. Our

findings demonstrate that when people aim at performing a task beyond their action capabilities, they spontaneously and implicitly intend to use a tool if it substantially extends their action capabilities. These findings provide interesting insights into the understanding of the link between the emergence of tool use, intention, and perception.

Keywords Tool use · Distance perception · Dialectical theory · Intention · Implicit condition · Perception–action coupling

Introduction

Humans are not unique in using tools (Beck 1980; Seed and Byrne 2010). But human tool use differs from that known to occur in nonhumans in being very frequent, spontaneous, and diversified (Gibson 1993; Johnson-Frey 2004). It seems somewhat premature to specify the conditions of emergence of use in humans and, more interestingly, whether some of these conditions are specific to humans. Nevertheless, a first step can be to elucidate whether humans integrate spontaneously the opportunity to use a tool. As discussed below, a certain number of studies have demonstrated that tool use can affect perceived distance. In these studies, participants were clearly instructed to use a tool. Therefore, the issue remains open as to whether humans can spontaneously integrate the opportunity to use a tool in implicit situations, that is, in situations in which they are not explicitly instructed to use a tool. The goal of the present paper is to address this issue.

Imagine you are playing with a ball and, accidentally, the ball slips out of your hands and rolls under your couch so that it is beyond arm's reach. In this situation, you may spontaneously look around for something useful for getting

F. Osiurak
Laboratoire d'Etude des Mécanismes Cognitifs (EA 3082),
Université Lyon 2, Bron Cedex, France

F. Osiurak (✉)
Laboratoire d'Etude des Mécanismes Cognitifs (EA 3082),
Institut de Psychologie, 5, avenue Pierre Mendès-France,
69676 Bron Cedex, France
e-mail: Francois.Osiurak@univ-lyon2.fr

N. Morgado · R. Palluel-Germain
Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition
(UMR 5105 CNRS), Université de Grenoble, Grenoble, France

R. Palluel-Germain (✉)
Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition
(CNRS UMR 5105), Université Pierre Mendès-France,
Bâtiment Sciences de l'Homme et Mathématiques,
BP47, 38040 Grenoble Cedex 9, France
e-mail: Richard.Palluel@upmf-grenoble.fr

the ball back (e.g., your baseball bat). This example illustrates the spontaneous intention of use formalized by the dialectical theory of human tool use (Osiurak et al. 2010). This theory has been originally developed in neuropsychology to explain why left brain-damaged patients with impaired familiar tool use encounter severe difficulties to use novel tools or familiar tools in a non-conventional way (Goldenberg and Hagmann 1998; Goldenberg and Spatt 2009; Goldenberg et al. 2007; Hartmann et al. 2005; Osiurak et al. 2007, 2009; see Osiurak et al. 2011 for a review). These findings reveal that any situations involving tool use could be supported by a single mechanism, that is, the ability to reason about the physical properties of tools and objects, what we called “technical reasoning” (Osiurak et al. 2008a, b, 2009, 2010, 2011; for a somewhat similar view, see Goldenberg and Hagmann 1998; Penn et al. 2008). According to this perspective, people first do technical reasoning to seek tool solutions (e.g., a long object) useful for solving a problem (reaching a ball out of reach). After doing this reasoning, they probe the environment to reify the product of the reasoning into an appropriate object (a baseball bat). Finally, it is the mental representation of the action to be carried out with the tool that would guide the movement. Importantly, this theory conceived tool use as an emerging property of the cognitive system. More specifically, people would integrate spontaneously the opportunity to use a tool when confronted with problem situations, that is, situations that are difficult to solve without it. This theory has, however, received very little attention. An efficient way to test this idea comes from a recent approach to visual perception, namely, the action-specific account of perception, suggesting that visual information about spatial layout is scaled to the action capabilities and intentions of the perceiver (Proffitt 2006; Proffitt and Linkenauger in press; Witt 2011a). Consequently, if people intend spontaneously to use a tool when confronted with problem situations, then they should perceive spatial layout differently.

The action-specific account of perception assumes that the function of perception is not to construct an objective representation of the physical world, but rather to allow people to anticipate the actions they have to perform on the environment in order to satisfy a current goal (Proffitt 2006; Proffitt and Linkenauger in press; Witt 2011a; for a somewhat similar view, see Gibson 1979; Shaw 2003; Shaw et al. 1982). Over the past decade, a substantial body of evidence has provided support for this view (for a review, see Proffitt 2006). For instance, people who are encumbered (e.g., wearing a heavy backpack), physically fatigued, or in declining health overestimate distances and hill's slant (Bhalla and Proffitt 1999; Proffitt et al. 2003). People who throw a heavy ball at targets placed on the ground judge the targets to be farther away than those who throw a light ball

(Witt et al. 2004). Objects that require difficult grasps also appear farther away than objects that are more easily grasped (Linkenauger et al. 2009b). More relevant to our concerns is research indicating that the intention to use a tool affects visual perception of distances. For instance, Witt et al. (2005, Experiments 1 and 2) asked participants to estimate the distance and reach with their hands to targets that were beyond arm's reach (No-Tool condition). However, during half the trials, participants had to hold and reach with a baton so that targets were within reach when the baton was held (Tool condition). Results indicated that participants perceived the targets to be closer in the Tool condition than in the No-Tool condition (see also Davoli et al. in press; Witt 2011b; Witt and Proffitt 2008). Very interestingly, people who hold a tool but do not intend to reach with it do not perceive the targets to be closer (Witt et al. 2005, Experiment 3). In other words, the mere presence of a tool would not be enough to affect perceived distance.

In sum, it appears that holding a tool leads people to underestimate the distance to a target, but only when they intend to reach the target with it. Nevertheless, these studies do not demonstrate that the intention of use emerges spontaneously since participants were explicitly instructed to use a tool to reach targets. To examine this possibility, we adapted the paradigm devised by Witt et al. (2005) with an important methodological modification. As described above, Witt and colleagues manipulated explicitly the intention to use a tool. In their Experiments 1 and 2, participants had to use the baton to reach targets. So, the intention to reach and the opportunity to use the baton were explicit. In their Experiment 3, participants did not have to use the baton, nor to reach. The intention to reach and the opportunity to use the baton were therefore absent. In the present study, we did not inform participants to use a tool to reach targets. We simply asked them to hold a baton in their hand by telling them that it was done to standardize hand and arm position across participants. In broad terms, the intention to reach was explicit, but the opportunity to use the tool was not. We expected that this modification allowed us to test whether an implicit intention to use the tool could emerge. We asked participants to estimate distances to targets that were beyond arm's reach in three conditions. In the No-Tool condition, no tool was present, whereas in the Long-Tool condition, participants had to make estimations with the left hand while passively holding a long baton with the right hand at a certain position on the table (Experiment 1). To examine the potential effect of merely holding the baton, we also asked participants to estimate distances holding passively a shorter baton with which they could not reach the targets (Experiment 2). If people integrate implicitly the opportunity to use a tool as suggested by the dialectical theory of human tool use, then participants in the

Long-Tool condition should perceive the targets as closer than participants in the No-Tool condition and the Short-Tool condition.

Experiment 1

Method

Participants

Twenty-four healthy participants took part in the study (18 women, $M_{\text{age}} = 23.7$, $SD_{\text{age}} = 5.9$). All participants were right-handed and had normal or corrected-to-normal visual acuity. Informed consent to procedures approved by the Laboratory of Psychology and NeuroCognition (Grenoble, France) was obtained from the participants, but they were not aware of the ultimate goal of the experiment. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and stimuli

A schematic representation of the apparatus is presented in Fig. 1. All the stimuli were projected onto a large white rectangular table (height from the floor: 77 cm, width: 125 cm, length: 144 cm) by a projector pointing downward from the ceiling. Four points (diameter: 2 cm) were projected onto the table. The Reference point (R) was at 35 cm from the left edge of the table on the mid-sagittal axis of the participants approximately at 20 cm from participants' navel. The Target point (T) was also projected on the mid-sagittal axis of the participants, at the six following distances to the reference point: 77, 82, 87, 92, 97, or 102 cm. An Anchor point (A) was projected at 5 cm to the right of the reference point. The reference point and the anchor point were not merged to ensure that participants in the Long-Tool group could have a clear sight of the reference point when making their estimation. The Comparison point (C) was projected upon the table in the right field of the participants at 30° from the mid-sagittal axis. A keyboard was at the left side of the participants to allow them to give their distance estimation. During the experiment, some participants (Long-Tool group) held a wooden baton (diameter: 3 cm, length: 39 cm). A tape measure was used to record participants' arm length.

Procedure

After giving their informed consent, participants sat in front of the reference point. Participants were randomly assigned to one of the two groups: No-Tool group and Long-Tool

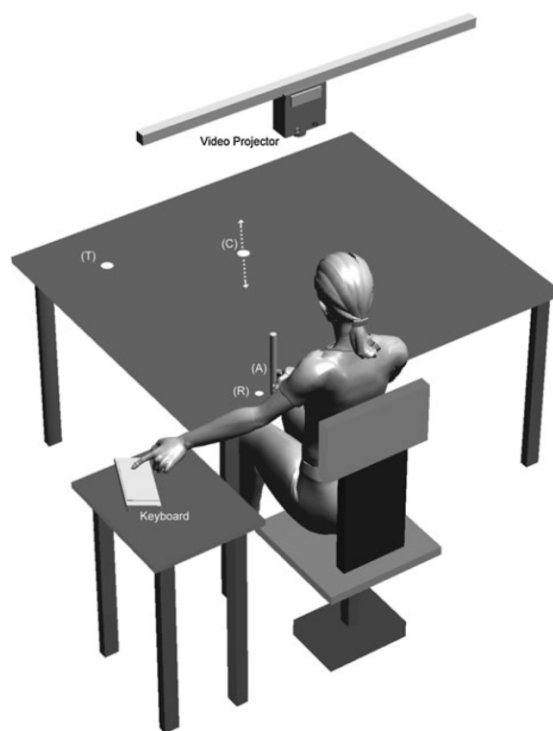


Fig. 1 Schematic representation of the experimental apparatus. Four points were projected down onto the table. Participants were instructed to put their right forefinger (No-Tool group) or the baton (Long-Tool group/Experiment 1 and Short-Tool group/Experiment 2) on the Anchor point (A). Then, they were asked to judge the distance between the Reference point (R) and the Target (T). They used a keyboard to move the Comparison point (C) until they judged the distance between R–C to be the same as the distance R–T. The distance R–T was 77, 82, 87, 92, 97 or 102 cm

group.¹ In the No-Tool group, participants were instructed to put their right forefinger on the anchor point. Participants in the Long-Tool group held the baton at its basis in their right hand using a precision grip and were asked to maintain it in the anchor point. As a cover story, the experimenter justified the presence of the baton by telling to participants that it served to standardize hand and arm position across participants. Participants were told to keep their shoulders against the back of the chair along the duration of the experiment.

The task was to estimate the distance between the Reference point (R) and the Target (T) by moving the Comparison point (C) until they judged the distance R–C to be the same as the distance R–T. On each trial, the target appeared

¹ As suggested by Witt and Proffitt (2008), we chose “to use a between-subjects design so that participants were unaware of the other conditions and thus were less likely to guess our hypothesis and adjust their distance judgments to be based on anything other than their perception of the distance to the target” (p. 1483).

at one of the six distances randomly presented. The comparison point appeared 3 s later. At the beginning of each trial, the distance R–C was randomly equal to either $\pm 25\%$ to the distance R–T. For the visual matching task, participants had to move the comparison point by tapping the up- and down-arrow keys on the keyboard with their left hand. After having confirmed their answer by pressing the “Enter” key, the comparison point disappeared and participants put the baton down on the right side of the table (Long-Tool group) or stayed in position (No-Tool group). Then, participants tried to reach the target point by pointing toward it with their right hand during 2 s without touching the table. Target point was never reachable regardless of its distance. Four seconds later, the next trial began. After four training trials, participants completed four estimations for each of the six distances for a total of 24 randomly ordered trials.

Before the end of the experiment, the experimenter recorded the perceived and actual right arm length of the participants. The arm length estimation was recorded following the procedure used by Linkenauger et al. (2009a). Participants stood up and extended their right arm to be perpendicular to their body. They placed the fingers of their left hand on the protrusion of their right shoulder, defined by the intersection of the clavicle and the humerus. The experimenter was in front of the participants and unrolled a tape measure with numbers hidden for the participants. At the beginning of the estimation, the tape was 130 cm. Then, the experimenter adjusted the length of the tape until the participants considered that it was equal to the length of their right arm, defined as the distance between the protrusion of their right shoulder and the tip of their right forefinger. Participants could view their arm while making the estimate. Finally, participants were checked for suspicion, debriefed, and thanked.

Results

Data from three participants were excluded of the subsequent analysis because of technical problems during the experiment ($N_{\text{No-Tool}} = 10$; $N_{\text{Long-Tool}} = 11$). Studentized deleted residuals were inspected and no outliers were found following the recommendation of Judd et al. (2009). Data were entered in a two-way ANOVA² with Tool (No-Tool vs. Long-Tool) as between-group factor, Actual Distance (77 vs. 82 vs. 87 vs. 92 vs. 97 vs. 102 cm) as within-subject factor, and the perceived distance as dependent variable.

Results are presented in Fig. 2. The analysis revealed a significant main effect of Actual Distance as the perceived

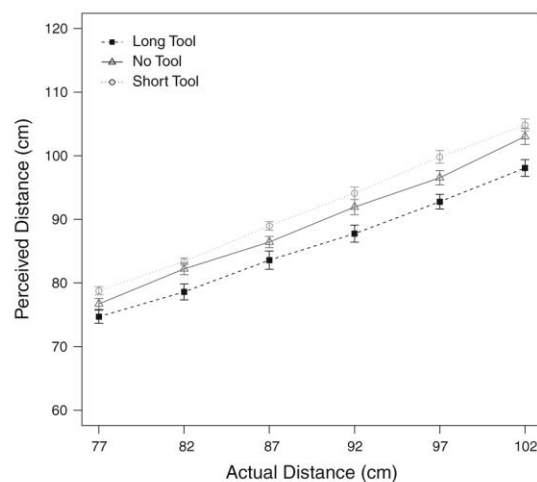


Fig. 2 Perceived distance as a function of the actual distance in the No-Tool, Short-Tool and Long-Tool conditions of Experiments 1 and 2. Error bars indicate standard errors of the means

distance increased with the actual distance ($F(1, 19) = 4,785.17$, $P < .001$, $\eta^2 = .99$). The main effect of Tool was also significant ($F(1, 19) = 5.28$, $P = .03$, $\eta^2 = .22$). Participants in the Long-Tool group ($M = 85.9$ cm, $SD = 39.5$) perceived targets as 3.6 cm closer than participants in the No-Tool group ($M = 89.5$ cm, $SD = 30.5$). The significant interaction effect between Tool and Actual Distance ($F(1, 19) = 11.02$, $P = .004$, $\eta^2 = .37$) revealed that the difference between the two groups was only significant for targets presented at 82 cm ($F(1, 19) = 5.29$, $P = .03$, $\eta^2 = .22$), 92 cm ($F(1, 19) = 5.29$, $P = .03$, $\eta^2 = .22$), 97 cm ($F(1, 19) = 5.34$, $P = .03$, $\eta^2 = .22$), and 102 cm ($F(1, 19) = 7.25$, $P = .01$, $\eta^2 = .28$), but not for targets presented at 77 cm ($F(1, 19) = 2.23$, $P = .15$, $\eta^2 = .11$) and 87 cm ($F(1, 19) = 2.74$, $P = .11$, $\eta^2 = .13$).

Analyses of perceived and actual arm length revealed no significant effect between the two groups for both measures (Perceived arm length: $M_{\text{No-Tool}} = 75.3$ cm, $SD_{\text{No-Tool}} = 11.9$; $M_{\text{Long-Tool}} = 76.3$ cm, $SD_{\text{Long-Tool}} = 5.7$; $t(19) = .24$, $P = .81$; Actual arm length: $M_{\text{No-Tool}} = 75.1$ cm, $SD_{\text{No-Tool}} = 8.2$; $M_{\text{Long-Tool}} = 71.7$ cm, $SD_{\text{Long-Tool}} = 4.1$; $t(19) = 1.17$, $P = .26$). We also computed a perceived arm length bias index as the ratio of perceived arm length to actual arm length ($M_{\text{No-Tool}} = 1.0$, $SD_{\text{No-Tool}} = 0.14$; $M_{\text{Long-Tool}} = 1.06$, $SD_{\text{Long-Tool}} = 0.05$). Again, no difference was obtained between the two groups ($t(19) = 1.22$, $P = .24$).

Discussion

The results of Experiment 1 indicated that participants in the Long-Tool condition estimated the targets as closer than

² To avoid the frequent problem of sphericity assumption, we performed our comparisons for Experiments 1 and 2 with one degree of freedom (Judd et al. 2009).

Results are shown in Fig. 2. The analysis revealed a significant main effect of Actual Distance as the perceived distance increased with the actual distance ($F(1, 28) = 5,928.97, P < .001, \eta^2 = .99$). The main effect of Tool was also significant ($F(1, 28) = 17.18, P < .001, \eta^2 = .38$). More precisely, participants who held the long tool underestimated the distance to target ($M = 85.9$ cm, $SD = 39.5$) compared with participants from the Short-Tool group ($M = 91.7$ cm, $SD = 21.5$; $F(1, 28) = 15.29, P < .001, \eta^2 = .35$) and from the No-Tool group ($M = 89.5$ cm, $SD = 30.5$; $F(1, 28) = 6.63, P < .01, \eta^2 = .19$). However, participants from the Short-Tool and the No-Tool groups did not differ significantly in terms of distance estimation ($F(1, 28) = 2.35, P = .14, \eta^2 = .08$). The interaction effect between Tool and Actual Distance was significant ($F(1, 28) = 14.44, P < .001, \eta^2 = .34$). The effect of Tool was significant for all of the actual distances ($P < .01$). These results show that holding a baton influenced perceived distance to the target only when it implicitly extended the reach of the participants so that the target becomes reachable.

Mean perceived and actual arm length as well as the perceived arm length bias index for participants of the Short-Tool group were 77.5 cm ($SD = 9.3$), 73 cm ($SD = 4.7$) and 1.06 ($SD = 0.11$), respectively. We conducted an ANOVA with Tool (No-Tool vs. Short-Tool vs. Long-Tool) as between-group factor for the three measures. This analysis revealed no significant difference ($P > .05$).

Since it has been shown that the perception of one's body size influences the perception of spatial layouts (Linkenauger et al. 2011; Van der Hoort et al. 2011), and since participants were not randomly assigned in the three conditions, we ran twice the same analysis as before with perceived arm length as covariate in one analysis and actual arm length in the other. The main effect of Tool remained significant when controlling for perceived ($F(1, 27) = 16.84, P < .001, \eta^2 = .38$) and actual ($F(1, 27) = 17.02, P < .001, \eta^2 = .39$) arm length. Moreover, the interaction effect between Tool and Actual distance remained also significant when controlling for perceived ($F(1, 27) = 13.61, P = .001, \eta^2 = .34$) and actual ($F(1, 27) = 14.17, P < .001, \eta^2 = .34$) arm length. These results tend to indicate that our Tool effect on perceived distance cannot be accounted by variation in perceived and actual arm length between participants from the three groups.

We ran a complementary analysis to provide supplemental insights about the link between the perception of arm length and the bias on perceived distance induced by the Long-Tool condition. We computed a perceived distance bias index as the ratio of perceived distance to actual distance. Only two significant correlations were obtained, one between perceived arm length and the perceived distance bias index for participants in the No-Tool group ($r = -.72,$

$P = .02$) and another between the perceived arm length bias index and the perceived distance bias index for participants in the No-Tool group too ($r = -.86, P < .01$). In broad terms, the longer participants in the No-Tool group perceived their right arm, the shorter they perceived the distance to the target.

Discussion

The results of Experiments 1 and 2 showed that participants in the Long-Tool condition perceived the targets as closer than participants in the No-Tool condition and the Short-Tool condition. These findings indicate that the tool effect of Experiment 1 could not be explained by the mere holding of the baton. In other words, participants in the Long-Tool condition perceived targets as closer because the baton was appropriate to reach targets and not because they merely held a baton.

It has been suggested that such effects of non-visual factors on perception could be interpreted in terms of response biases resulting from experimental demands (see Durgin et al. 2009). For instance, holding the baton could have made the purposes of the study transparent to the participants. If so, then we should have observed a tool effect even in the Short-Tool condition, but we did not. It is also noteworthy that special methodological precautions were taken such as a between-group design and a cover story justifying the presence of the baton. Finally, during the post-experiment debriefings, no participant reported to be aware of the purpose of the study (Experiments 1 and 2).

We did not find any significant correlation between actual arm length and the perceived distance bias index, suggesting that distance perception would be scaled according to the perceived rather than actual size of the body (see van der Hoort et al. 2011). In fact, the only significant correlations were between the perceived distance bias index, and the perceived arm length and the perceived arm length bias index for participants in the No-Tool condition. One possible interpretation is that space perception is scaled by the constraints on intended action (Proffitt 2006). Perceived arm length might be a critical variable when the intention is to reach targets with the hand, but might be of secondary importance when the intention is to reach with a tool. This is consistent with some findings indicating, for example, that aperture perception of people who intend to pass through is scaled in terms of the shoulder width (Warren and Whang 1987). But when people intend to pass through an aperture while carrying a wide object, the critical variable is no longer the shoulder width but the object width (Wagman and Taylor 2005). Likewise, in the Long-Tool condition and the Short-Tool condition, the important variable could be the perceived "arm-plus-baton" length rather than the perceived arm length so that the perceived arm

length correlated only with estimations made in the No-Tool condition. However, this interpretation remains speculative because our experiments were not designed to address this issue.

General discussion

Overall, our results indicated that participants in the Long-Tool condition perceived the targets as closer than participants in the Short-Tool condition and the No-Tool condition. This tool effect emerged in an implicit condition, that is, in a condition in which there was no explicit instruction to use a tool. The present study demonstrates that people integrate spontaneously the opportunity to use a tool in implicit situations. In addition, we found that merely holding the baton did not influence distance perception, suggesting that a tool is integrated into space perception only when it is relevant for possible actions. In sum, our contribution is twofold. First, we provide indirect evidence for the dialectical theory of human tool use by demonstrating that people intend implicitly and spontaneously to use a tool when confronted with problem situations. Second, we bring direct evidence for the action-specific account by showing that merely holding a tool with the intention to reach targets that are beyond arm's reach but within the reach of the tool is sufficient to influence distance perception. These two points will be discussed in more detail below.

It has been assumed that perception allows people to anticipate the actions they have to perform on the environment in order to satisfy a current goal (Gibson 1979; Proffitt 2006; Proffitt and Linkenauger in press; Shaw et al. 1982; Witt 2011a). This perspective places a central emphasis on the role played by intention, suggesting that people perceive only the actions afforded by the environment that are relevant to achieving a current goal. By contrast, it has been postulated the existence of a direct, non-semantic route between a structural description system that extracts the visual features of objects and motor inputs (see Humphreys 2001; Yoon et al. 2002). In broad terms, the use of a tool (e.g., a pencil) would require the extraction of sensory information about object properties (light, rigid), which could be translated directly into appropriate motor outputs (grasping, writing). This direct route would allow humans to extract automatically the tool actions the objects afford before intentions are formed (e.g., Tipper et al. 2006; Tucker and Ellis 1998; Yoon et al. 2010; for limitations and more discussions, see Anderson et al. 2002; Girardi et al. 2010; Phillips and Ward 2002; Osirak et al. 2010, 2011). As discussed above, Witt et al. (2005, Experiment 3) reported that people who hold a tool but do not intend to reach the targets do not perceive them to be closer. Targets look closer when people have to use a tool while reaching

to them as compared with people who reach with no tool (Witt and Proffitt 2008; Witt et al. 2005, Experiments 1 and 2). Nevertheless, the problem is that, in these latter studies, participants are instructed to use the tool, so that it is hard to determine whether the tool effect is due to the spontaneous intention of use or examiner's instructions. This problem is solved by the present study because we showed that the intention of use can spontaneously emerge in implicit situations. In sum, taken together, our and these previous findings indicate that it seems unlikely that objects' features are automatically extracted without any intention.

Note also that the direct route hypothesis suffers from serious theoretical shortcomings (see Osirak et al. 2010, 2011). How does the structural description system extract objects' features while the intention is not yet formed? Consider the example of the short tool in the present study. One possibility is that this short tool was perceived as long because it was elongated. If so, then we should have observed a tool effect in the Short-Tool condition. But we did not, notably because the short tool was not long enough. Therefore, the other possibility is that the structural description system extracted the feature "short". But, this is very unlikely since this short tool could be long enough for short distances. Future studies could be particularly interesting to confirm the idea that objects' features cannot be extracted without any intention.

In Experiment 1, if the intention to use the long tool affected the perception of all egocentric distances, then participants should have perceived not only the egocentric distances between them and the target (distances R–T) as smaller, but also the egocentric distances between them and the comparison point (distances R–C). If so, then no tool effect would have been observed. But we did obtain this effect. Consistent with this, Cañal-Bruland and van der Kamp (2009) showed that action-specific effects "occur for objects that are related to the end goal of the action, but not for objects that are related to intermediate action goals". Here, the target point was related to the end goal of the intended tool action, whereas the comparison point was not. The results of Witt (2011b) also reinforce this interpretation. In these studies she used an indirect measure of perceived distance (perceived shape or perceived parallelism). She showed that when participants intended to reach the top of the triangle with a baton, they perceived the triangles shorter than when they intended to reach without the baton. If every points of the triangle were perceived closer when intending to reach the top with the baton, participants would not have reported a shorter triangle. Taken together, these findings encourage further investigation into whether tool use affects the perception of distances to all the "objects" of the environment.

The main finding of the present study is that people would integrate spontaneously the opportunity to use a tool,

thereby confirming the literature in anthropology and comparative psychology indicating that humans might be unique because they use tools frequently and spontaneously (e.g., Gibson 1993; Leroi-Gourhan 1971, 1973). The spontaneous emergence of the intention of use is central to the theory of human tool use (Osiurak et al. 2010). However, this theory is far from complete, notably because it does not specify precisely in which conditions this emergence occurs. We think that the present result is an interesting starting point to determine the conditions of emergence of human tool use. More specifically, we reported an interaction between Tool and Actual Distance indicating that the farthest distances were systematically perceived as shorter by participants in the Long-Tool condition compared with participants in the No-Tool and Short-Tool conditions. This could suggest that the human propensity to use tools is not as systematic as we might think. People would use tools as soon as the amount of physical effort to perform an intended non-tool action is *considerably* too large. This somewhat counterintuitive conclusion has to be taken with caution. Another possibility is that participants perceived the nearest targets as within arm's reach by leaning forward even if we asked them to make estimation and reach targets while maintaining contact with the back of the chair. We are not saying that participants did not follow instructions, but rather than they perhaps did not view the effort required to reach targets as too large, because the simple non-tool action of leaning forward could solve it. Consistent with this, Carello et al. (1989, Experiment 1) showed that people tend to overestimate the distance at which they can pick up an object comfortably by extending the arm while keeping the shoulder against the seat back. Nevertheless, the fact that the farthest targets were seen as closer in the Long-Tool condition indicates that the amount of effort required to reach these targets was so large that the intention of using the Long-Tool emerged. Further studies are needed to distinguish between these different interpretations. We hope that the results here will stimulate future research on the understanding of the relationships existing between tool use and effort, perception, action, and intention.

References

- Anderson SJ, Yamagishi N, Karavia V (2002) Attentional processes link perception and action. *Proc R Soc Lond B* 269:1225–1232
- Beck BB (1980) Animal tool behavior: the use and manufacture of tools by animals. Garland Publishing, New York
- Bhalla M, Proffitt DR (1999) Visual-motor recalibration in geographical slant perception. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 25:1076–1096
- Cañal-Bruland R, van der Kamp J (2009) Action goals influence action-specific perception. *Psychon Bull Rev* 16:1100–1105
- Cardinali L, Frassinetti F, Brozzoli C, Urquizar C, Roy AC, Farnè A (2009) Tool-use induces morphological updating of the body schema. *Curr Biol* 19:478–479
- Carello C, Groszofsky A, Reichel FD, Solomon HY, Turvey MT (1989) Visually perceiving what is reachable. *Ecol Psychol* 1:27–54
- Davoli CC, Brockmole JR, Witt JK (2012) Compressing perceived distance with remote tool-use: real, imagined, and remembered. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 38(1):80–89
- Durgin FH, Baird JA, Greenburg M, Russell R, Shaugnessy K, Waymouth S (2009) Who is being perceived? The experimental demands of wearing a backpack. *Psychon Bull Rev* 16:964–968
- Farnè A, Làdavas E (2000) Dynamic size-change of hand peripersonal space following tool use. *NeuroReport* 11:1645–1649
- Farnè A, Serino A, Làdavas E (2007) Dynamic size-change of peri-hand space following tool use: determinants and spatial characteristics revealed through cross-modal extinction. *Cortex* 43:436–443
- Gibson JJ (1979) The ecological approach to visual perception. Houghton-Mifflin, Boston
- Gibson KR (1993) Tool use, language and social behavior in relationship to information processing capacities. In: Gibson KR, Ingold T (eds) Tools, language and cognition in human evolution. Cambridge University Press, New York, pp 131–137
- Girardi G, Lindemann O, Bekkering H (2010) Context effects on the processing of action-relevant object features. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 36:330–340
- Goldenberg G, Hagmann S (1998) Tool use and mechanical problem solving in apraxia. *Neuropsychologia* 36:581–589
- Goldenberg G, Spatt J (2009) The neural basis of tool use. *Brain* 132:1645–1655
- Goldenberg G, Hartmann-Schmid K, Sürer F, Daumüller M, Hermsdörfer J (2007) The impact of dysexecutive syndrome on use of tools and technical devices. *Cortex* 43:424–435
- Hartmann K, Goldenberg G, Daumüller M, Hermsdörfer J (2005) It takes the whole brain to make a cup of coffee: the neuropsychology of naturalistic actions involving technical devices. *Neuropsychologia* 43:625–637
- Holmes NP, Sanabria D, Calvert GA, Spence C (2007) Tool-use: capturing multisensory spatial attention or extending multisensory peripersonal space? *Cortex* 43:469–489
- Humphreys GW (2001) Objects, affordances, action. *Psychologist* 14:408–412
- Iriki A, Tanaka M, Iwamura Y (1996) Coding of modified body schema during tool use by macaque postcentral neurones. *NeuroReport* 7:2325–2330
- Johnson-Frey SH (2004) The neural bases of complex tool use in humans. *Trends Cogn Sci* 8:71–78
- Judd CM, McClelland GH, Ryan CS (2009) Data analysis: a model comparison approach. Routledge/Taylor & Francis Group, New York
- Leroi-Gourhan A (1971) L'homme et la matière. Albin Michel, Paris
- Leroi-Gourhan A (1973) Milieu et techniques. Albin Michel, Paris
- Linkenauger SA, Witt JK, Bakdash JZ, Stefanucci JK, Proffitt DR (2009a) Asymmetrical body perception: a possible role for neural body representations. *Psychol Sci* 20:1373–1380
- Linkenauger SA, Witt JK, Stefanucci JK, Bakdash JZ, Proffitt DR (2009b) The effects of handedness and reachability on perceived distance. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 35:1649–1660
- Linkenauger SA, Witt JK, Proffitt DR (2011) Taking a hands-on approach: apparent grasping ability scales the perception of object size. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 37:1432–1441
- Maravita A, Husain M, Clarke K, Driver J (2001) Reaching with the tool extends visual-tactile interactions into far space: evidence from cross-modal extinction. *Neuropsychologia* 39:580–585
- Osiurak F, Jarry C, Allain P, Aubin G, Etcharry-Bouyx F, Richard I, Le Gall D (2007) Des troubles praxiques aux troubles techniques: une étude de deux cas. *Rev Neuropsychol* 17:231–259

- Osiurak F, Aubin G, Allain P, Jarry C, Etcharry-Bouyx F, Richard I, Le Gall D (2008a) Different constraints on grip selection in brain-damaged patients: object use versus object transport. *Neuropsychologia* 46:2431–2434
- Osiurak F, Aubin G, Allain P, Jarry C, Richard I, Le Gall D (2008b) Object utilization and object usage: a single-case study. *Neurocase* 14:169–183
- Osiurak F, Jarry C, Allain P, Aubin G, Etcharry-Bouyx F, Richard I, Bernard I, Le Gall D (2009) Unusual use of objects after unilateral brain damage: the technical reasoning model. *Cortex* 45:769–783
- Osiurak F, Jarry C, Le Gall D (2010) Grasping the affordances, understanding the reasoning: toward a dialectical theory of human tool use. *Psychol Rev* 117:517–540
- Osiurak F, Jarry C, Le Gall D (2011) Re-examining the gesture engram hypothesis: new perspectives on apraxia of tool use. *Neuropsychologia* 49:299–312
- Penn DC, Holyoak KJ, Povinelli DJ (2008) Darwin's mistake: explaining the discontinuity between human and nonhuman minds. *Behav Brain Sci* 31:109–129
- Phillips JC, Ward R (2002) S-R correspondence effects of irrelevant visual affordance: time course and specificity of response activation. *Vis Cogn* 9:540–558
- Proffitt DR (2006) Embodied perception and the economy of action. *Perspect Psychol Sci* 1:110–122
- Proffitt DR, Linkenauger SA (in press) Perception viewed as a phenotypic expression. In: Prinz W, Beisert M, Herwig A (eds) *Tutorials in action science*. MIT Press, Cambridge
- Proffitt DR, Stefanucci J, Banton T, Epstein W (2003) The role of effort in distance perception. *Psychol Sci* 14:409–428
- Seed A, Byrne R (2010) Animal tool-use. *Curr Bio* 20:R1032–R1039
- Shaw R (2003) The agent-environment interface: Simon's indirect or Gibson's direct coupling. *Ecol Psychol* 15:37–106
- Shaw R, Turvey MT, Mace W (1982) Ecological psychology: the consequence of a commitment to realism. In: Weimer W, Palermo D (eds) *Cognition and the symbolic process*. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, pp 159–226
- Tipper SP, Paul MA, Hayes AE (2006) Vision-for-action: the effects of object property discrimination and action state on affordance compatibility effects. *Psychon Bull Rev* 13:493–498
- Tucker M, Ellis R (1998) On the relations between seen objects and components of potential actions. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 24:830–846
- Van der Hoort B, Guterstam A, Ehrsson HH (2011) Being Barbie: the size of one's own body determines the perceived size of the world. *PLoS One* 6:e20195
- Wagman JB, Taylor KR (2005) Perceiving affordances for aperture crossing for the person-plus-object system. *Ecol Psychol* 17:105–130
- Warren WH, Whang S (1987) Visual guidance of walking through apertures: body-scaled information for affordances. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 13:371–383
- Witt JK (2011a) Action's effect on perception. *Curr Dir Psychol Sci* 20:201–206
- Witt JK (2011b) Tool use influences perceived shape and perceived parallelism, which serves as indirect measures of perceived distance. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 37:1148–1156
- Witt JK, Proffitt DR (2008) Action-specific influences on distance perception: a role for motor simulation. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 34:1479–1492
- Witt JK, Proffitt DR, Epstein W (2004) Perceiving distance: a role of effort and intent. *Perception* 33:570–590
- Witt JK, Proffitt DR, Epstein W (2005) Tool use affects perceived distance, but only when you intend to use it. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 31:880–888
- Yoon EY, Heinke D, Humphreys GW (2002) Modelling direct perceptual constraints on action selection. *Vis Cogn* 9:615–661
- Yoon EY, Humphreys GW, Riddoch MJ (2010) The paired-object affordance effect. *J Exp Psychol Hum Percept Perform* 36:812–824

Getting a tool gives wings: overestimation of tool-related benefits in a motor imagery task and a decision task

François Osiurak · Nicolas Morgado ·
Guillaume T. Vallet · Marion Drot ·
Richard Palluel-Germain

Received: 9 October 2012 / Accepted: 29 January 2013 / Published online: 9 February 2013
© Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2013

Abstract Two experiments examine whether people overestimate the benefits provided by tool use in motor tasks. Participants had to move different quantities of objects by hand (two at a time) or with a tool (four at a time). The tool was not within reach so participants had to get it before moving the objects. In Experiment 1, the task was performed in a real and an imagined situation. In Experiment 2, participants had to decide for each quantity, whether they preferred moving the objects by hand or with the tool. Our findings indicated that people perceive tool actions as less costly in terms of movement time than they actually are (Experiment 1) and decide to use a tool even when it objectively provides less time-based benefits than using the hands (Experiment 2). Taken together, the data suggest that people overestimate the benefits provided by tool use.

Introduction

Tools can be defined as objects amplifying the user's sensorimotor capabilities, allowing the user to reduce the various costs (e.g., effort, time) required to accomplish a task (Baber, 2003; Goldenberg & Iriki, 2007; Penn, Holyoak, & Povinelli, 2008; van Lawick-Goodall, 1970). Humans are unique not because they use tools, but rather because they use tools frequently (Gibson, 1991; Johnson-

Frey 2007; Osiurak, Jarry, & Le Gall, 2010, 2011). So, one unexplored explanation of this specificity might be the propensity to overestimate the benefits provided by the tools. The aim of this paper is to examine this hypothesis in a motor imagery task and in a decision task.

A series of recent studies have shown that visual perception is affected by intended actions, including tool use (Proffitt, 2006; Witt, 2011a). For instance, Witt, Proffitt, and Epstein (2005) asked participants to estimate the distance to targets located beyond their arm's reach. After this estimation, participants had to reach the targets with the hand (No-Tool condition) or with a baton so that the targets were within reach (Tool condition). Participants perceived the targets as closer in the Tool condition than in the No-Tool condition suggesting that perception is influenced by the anticipated benefits provided by tool use (see also Osiurak, Morgado, & Palluel-Germain, 2012; Witt, 2011b; Witt & Proffitt, 2008).

However, in these studies, participants were systematically placed in situations in which the use of a tool provided clear and real benefits, as compared to the use of the hand. The tool was either in the participant's hand or within reach so that the cost to get it was minimal if not nonexistent. However, in everyday life, the decision of using a tool is guided not only by the benefits that it provides, but also by the costs associated with the need to get it (e.g., time/effort). And getting a tool and using it is sometimes more costly than doing the action without it. Imagine you come back from shopping with a friend and you have to move your purchases from the car. Have you ever discussed with this friend about the necessity of getting a bag in your home? While sometimes getting it is objectively more costly than moving the purchases by hand, it is frequent that you or your friend affirms that the use of this tool is the more practical option.

F. Osiurak (✉) · G. T. Vallet · M. Drot
Laboratoire d'Etude des Mécanismes Cognitifs (EA 3082),
Université Lyon 2, Lyon, France
e-mail: Francois.Osiurak@univ-lyon2.fr

N. Morgado · R. Palluel-Germain
Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition (UMR 5105
CNRS), Université de Grenoble, Grenoble, France

The present study aims to examine whether people tend to overestimate the benefits provided by the tools in a motor imagery task (Experiment 1) and in a decision task (Experiment 2). To test this idea, participants had to move toilet tissue rolls from a distributor to a container. Participants could move the rolls either by hand (two at a time) or with a tool, namely, a plastic tub (four at a time). This tub was not placed near the rolls so participants had to get it before moving the rolls. We manipulated the quantity of rolls and the distances between the distributor, the container and the plastic tub. In some cases, the distance was shorter in the Hand condition whereas in others it was shorter in the Tool condition. In Experiment 1, we collected the time to carry out the task in a Real and in an Imagined situation to examine the anticipated time in the Hand and Tool conditions (Motor imagery task). In Experiment 2, participants had to decide whether they prefer moving the rolls by hand or with the tub (Decision task). We used these two types of paradigms to examine whether people tend to perceive the benefits provided by a tool greater than they are (Motor imagery task) and whether this leads them to decide to use a tool before even if it provides less benefits than performing the action by hand (Decision Task).

Experiment 1

It has been shown that the time required to perform an imagined action varies in function of the anticipated effort (Decety, Jeannerod, & Prablanc, 1989; Flusberg & Boroditsky, 2011; Kunz, Creem-Regehr, & Thompson, 2009; Macramalla & Bridgeman, 2009). Concerning tool use, Macuga, Papailiou, and Frey (2012) recently observed that motor imagery was influenced by the tool-related constraints. In Experiment 1, different distances had to be covered in the Hand and the Tool condition. Therefore, we used the difference between the real and the imagined movement speed (hereafter referred as imagery-related speed gain) to estimate the perception of the costs and benefits of tool use. If human tool use lies in the propensity to overestimate the time-based benefits provided by the tools, then the imagery-related speed gain should be greater in the Tool condition than in the Hand condition.

Method

Participants

Twenty healthy participants took part in the study (14 women, $M_{\text{age}} = 21.67$, $SD_{\text{age}} = 2.65$). All participants

were right-handed (mean Edinburgh score: 94.17, $SD = 11.01$) and had normal or corrected-to-normal visual acuity. Informed consent was obtained from the participants. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and stimuli

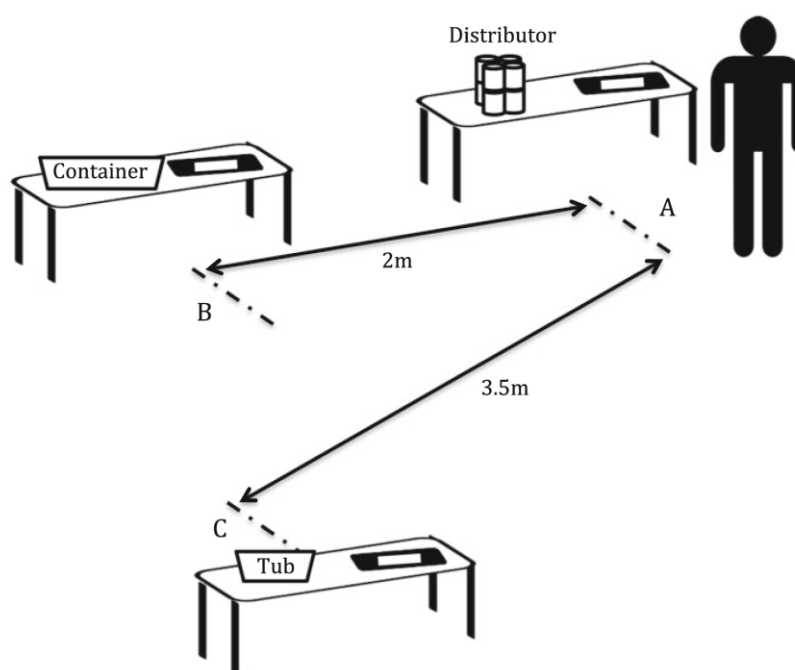
A schematic representation of the apparatus is presented in Fig. 1. There were three rectangular tables on which were placed three keyboards linked to a same computer (Superlab Version 4.0, Cedrus Corp.). On the Table A was placed a toilet-tissue-roll distributor, which distributed the rolls four at a time. It could contain up to 24 rolls (i.e., a column of six rows of four rolls). On the Table B was placed a container (height: 25 cm; width: 100 cm; depth: 100 cm). On the Table C, there was a plastic tub that was wide enough to contain 4 rolls (height: 15 cm; width: 50 cm; depth: 30 cm) and that was light enough (250 g) to be easily handled and carried. There were six quantities of rolls: 4, 8, 12, 16, 20, and 24. To control the distances, dotted lines were drawn on the floor in front of each table. On the basis of these lines, the distances AB and AC were 2 and 3.5 m, respectively.

Procedure

Participants had to move rolls from the distributor to the container as if they came back from the supermarket and put away their purchases. Before each trial, participants could see the quantity of rolls contained in the distributor. In the Hand condition, rolls had to be moved two at a time, one in each hand. Participants started at the Position A, moved the rolls to the Position B, and had to come back to the Position A at the end of each trial. In the Tool condition, the rolls could be moved four at a time by slipping the rolls in the tub and then pouring the rolls into the container. In this condition, participants started at the Position A, got the tub at the Position C, came back at the Position A, then moved the rolls to the Position B, came back to the Position A, brought back the tub at the Position C and, finally, came back to the Position A. Participants had to cross the lines marked on the floor for each position. The experimenter stood up behind the Table A.

In the Real situation, participants actually performed these actions and pressed the spacebar of the keyboard each time they arrived at one of the tables. This procedure allowed us to collect the real movement time for each distance. In the Imagined situation, participants stayed at the Position A and pressed the spacebar of the keyboard each time they imagined arriving at a new position,

Fig. 1 Schematic representation of the apparatus used in the present study



allowing to collect the imagined movement time. In other words, participants had to imagine all the actions performed in the Real situation, including the pressing of the spacebar. In this Imagined situation, the experimenter followed the progression of the participant on a monitor linked to the computer and removed progressively the rolls from the distributor to help participants to know how many rolls remained to be moved. The situations (Real vs. Imagined) and the conditions (Hand vs. Tool) were counterbalanced between participants, leading to the four following orders: (1), Hand/Real, Tool/Real, Hand/Imagined, and Tool/imagined; (2), Tool/Real, Hand/Real, Tool/Imagined, and Hand/Imagined; (3), Hand/Imagined, Tool/Imagined, Hand/Real, Tool/Real; (4), Tool/Imagined, Hand/Imagined, Tool/Real, and Hand/Real. The quantity of rolls was presented in a quasi-random order, which was different for each participant. Participants performed four training trials before each situation. They completed one trial for each of the six quantities of rolls, each condition and each situation for a total of 24 trials. Each quantity was tested just once to keep the duration of the experiment to a reasonable time (about 45 min including the preparation of the materials by the experimenter between each trial). Distances AB and AC were chosen so that the Hand condition was supposed to take less time than the Tool condition for the three smallest quantities and vice versa for the three greatest quantities (Table 1).

Results

Data were entered in a four-way ANOVA with Condition (Hand vs. Tool), Quantity of Rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24), Situation (Real vs. Imagined) as within-subject factors, Order (Real-then-Imagined vs. Imagined-then-Real) as between-group factor, and the movement time as dependent variable. Results are presented in Fig. 2. The analysis revealed a significant main effect of Quantity of Rolls, $F(5, 90) = 458.69$, $p < .001$, $\eta^2 = .96$, as time increased with the quantity. The main effects of Situation, $F(1, 18) = 16.99$, $p < .001$, $\eta^2 = .49$, and Condition, $F(1, 18) = 26.18$, $p < .001$, $\eta^2 = .59$, were also significant. Participants spent less time in the Imagined situation ($M = 31.6$ s) than in the Real situation ($M = 42.1$ s) as well as in the Tool condition ($M = 35.4$ s) compared to the Hand condition ($M = 38.3$ s). No main effect was found for Order as well as no interaction between this factor and the other variables ($F < 1$). Interestingly, the Condition $\times$ Situation $\times$ Quantity of Rolls interaction was significant, $F(5, 90) = 2.44$, $p = .036$, $\eta^2 = .12$.

The interaction was decomposed by comparing, for each situation and quantity, the time in the Hand versus Tool condition. For the Real situation, the Hand condition took less time than the Tool condition for the quantities 4 and 8, both $t(19) > 7.24$, both $p < .001$, and more time for the quantities 16, 20 and 24, all $t(19) > 6.23$, all $p < .001$. No difference was found for the quantity 12, $t(19) = .30$,

Table 1 Distance in function of the quantity of rolls and the condition (Hand vs. Tool)

Quantity of rolls	Hand condition (two at a time)			Tool condition (four at a time)		
	Number of distances AB (2 m)	Number of distances AC (3.5 m)	Total distance	Number of distances AB (2 m)	Number of distances AC (3.5 m)	Total distance
4	4	0	8	2	4	18
8	8	0	16	4	4	22
12	12	0	24	6	4	26
16	16	0	32	8	4	30
20	20	0	40	10	4	34
24	24	0	48	12	4	38

Values in bold indicate that the given condition is the most beneficial of both on the basis of the distance

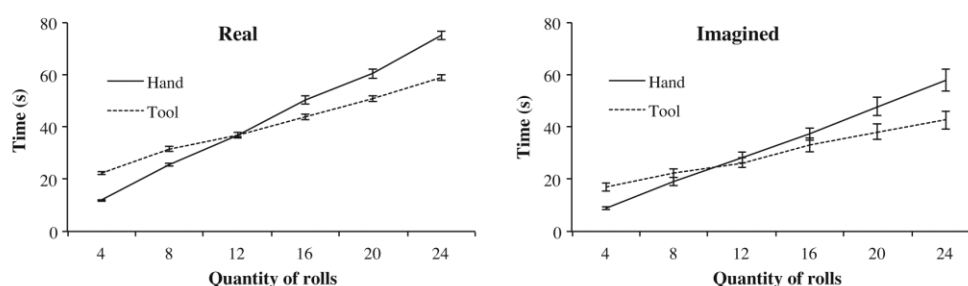


Fig. 2 Time (in s) in function of the situation (Real vs. Imagined), condition (Hand vs. Tool), and quantity of rolls (Experiment 1). Error bars indicate standard errors to the means

$p = .77$.¹ Note that this result is inconsistent with the predictions we made on the basis of distances only (Table 1), thus, justifying the use of a speed-based measure (see below). For the Imagined situation, the Hand condition took less time than the Tool condition for the quantities 4 and 8, both $t(19) > 2.56$, both $p < .02$, and more time for the quantities 12, 16, 20 and 24, all $t(19) > 2.13$, all $p < .05$. The important result here is that in the Imagined situation and for quantity 12 the movement time was shorter in the Tool condition than in the Hand condition, while in the Real situation this difference was not observed.

¹ The difference between the Hand condition and the Tool condition in the Real situation is particularly important for Experiment 2, so we report here the differences (in s) between the Hand condition minus the Tool condition in the Real situation. Note that a positive difference reflects a gain in favor of the Hand condition, and a negative difference a gain in favor of the Tool condition: Quantity 4 ($M = 10$, $SD = 1.39$, range: 8:17), Quantity 8 ($M = 6$, $SD = 3.52$, range: 4:13), Quantity 12 ($M = 0$, $SD = 3.38$, range: -8:5), Quantity 16 ($M = -6$, $SD = 4.44$, range: -18:-1), Quantity 20 ($M = -10$, $SD = 5.05$, range: -19:-5), and Quantity 24 ($M = -16$, $SD = 6.35$, range: -29:-11). Importantly, these descriptive results indicate that the gain in favor of the Hand condition was present for all the participants for the quantities 4 and 8.

For each participant and quantity of rolls, we computed the movement speed in dividing the distance by the movement time. Then, we subtracted the real from the imagined movement speed. The result was an imagery-related speed gain that was submitted to a two-way ANOVA with Condition (Hand vs. Tool) and Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factors. Results are shown in Fig. 3a. The analysis revealed only a significant main effect of Condition, $F(1, 19) = 6.93$, $p < .02$, $\eta^2 = .27$, suggesting that the imagery-related speed gain was greater for the Tool condition. To examine whether this effect concerned either the distances AB or the distances AC, or both, we conducted a second two-way ANOVA with Condition (Hand vs. Tool/Distances AB vs. Tool/Distances AC) and Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factors. Results are displayed in Fig. 3b. We found a significant main effect of Condition, $F(1, 19) = 11.57$, $p < .001$, $\eta^2 = .38$. More particularly, the imagery-related speed gain was greater for the Tool/Distances AC condition than for the Hand condition and the Tool/Distances AB condition, both $t(19) > 3.12$, both $p < .01$. No difference was obtained between the two latter, $t(19) = .65$, $p = .53$.

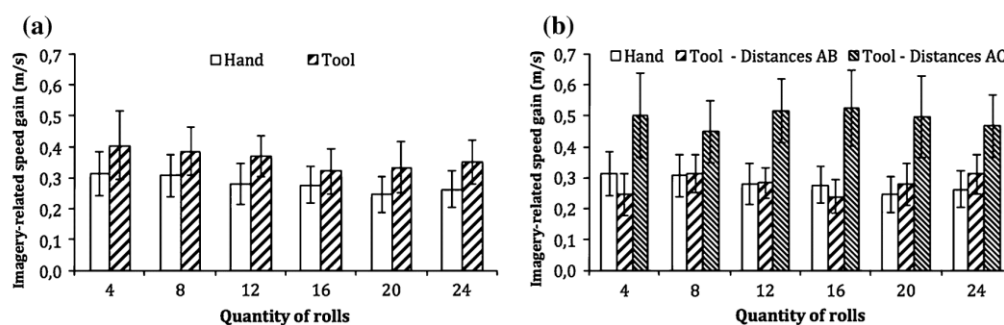


Fig. 3 Imagery-related speed gain in function of the condition and the quantity of rolls (Experiment 1). For the *left panel* (a), conditions are Hand versus Tool. For the *right panel* (b), conditions are Hand

versus Tool/Distances AB versus Tool/Distances AC. Error bars indicate standard errors to the means

Discussion

The major finding of Experiment 1 is that even when tool actions were more costly than non-tool actions, participants perceived tool actions as more beneficial. More particularly, our results showed a greater imagery-related speed gain in the Tool condition than in the Hand condition. To a lesser extent, this is also supported by what we observed for quantity 12, for which participants imagined spending less time in the Tool condition than in the Hand condition, whereas in the Real situation the two conditions did not differ significantly. Another interesting finding is that the overestimation mainly referred to the action of getting the tool. In the present study, using the tub provided a benefit (moving objects in greater quantity) but also involved a cost (getting the tub). If both actions were imagined as less costly than they really were, then we should have observed an increase of the imagery-related speed gain for both distances AB and AC. As we only found an increase for the distances AC, this result indicates that participants did not overestimate the benefits provided by the tool but rather underestimated its related costs.

Two methodological issues may be responsible for the increase of imagery-related speed gain for distances AC only, limiting the strength of our interpretation. First, in the Tool condition, returning the tub via B–C–A could seem to be the obvious route rather than walking from B, back to A, then to C, and finally back to A. For the Imagined situation, participants may have imagined taken shortcuts, thereby compressing the task-irrelevant AC distance. If so, then differences in terms of imagery-related speed gain should be found between the path A–C–A when getting the tub at the beginning of the trial and between the path A–C–A when returning the tub at the end of the trial. Additional analyses were conducted to examine this issue and did not reveal such differences, ruling out this first possibility.² Note that these results also show that the increase of

imagery-related speed gain did not only occur to get a tool but also to return it. Second, as shown in Fig. 3, participants imagined being two times faster for distances AC (3.5 m) than distances AB (2 m). This result may be explained by a non-linear relationship between real and imagined walking times (e.g., an exponential relationship). This possibility can nevertheless be ruled out because it has been shown that the relationship between real and imagined movement times is linear (e.g., Decety et al., 1989). In sum, neither of these two possibilities can account for the increase of imagery-related speed gain observed for distances AC.

Experiment 2

In Experiment 1, participants imagined the action to be performed with or without the tool. However, this experiment did not assess whether they explicitly preferred to use the tool. Our findings suggest that in a choice-paradigm like those proposed by Rosenbaum and Gaydos (2008; see also Rosenbaum, Brach, & Semenov, 2011) people might prefer using the tub even if this choice is not necessarily more beneficial than using the hands. Experiment 2 was specifically designed to explore this possibility. As shown in Fig. 2 (see also Footnote 1), the use of the tub took less time for the quantity of rolls 16, 20 and 24. Conversely, moving the rolls by hand took less time for the quantity 4 and 8. The two conditions were approximately similar in terms of time for the quantity 12. On the basis of the results of Experiment 1, we expected that participants of Experiment 2 would prefer the Tool condition for the quantity 12

² Imagery-related speed gain was submitted to an ANOVA with Path (A–C–A to get the tub vs. A–C–A to return the tub) and Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factors. The analysis revealed no significant main effects and no interaction between the factors ($F_s < 1$).

and even perhaps for smaller quantities, indicating a bias for the use of the tub.

Method

Participants

Twenty undergraduate students participated in the study (13 women, $M_{age} = 20.55$, $SD_{age} = 2.85$). None of them took part in Experiment 1. All participants were right-handed (mean Edinburgh score: 87.16, $SD = 23.46$) and had normal or corrected-to-normal visual acuity. Participants gave their informed consent. The study was conducted in accordance with the ethical standards of the 1964 Declaration of Helsinki.

Materials and stimuli

The apparatus was similar to that of Experiment 1 except that we introduced a decision task. This task was computer based, using Superlab (Version 4.0, Cedrus Corp.). For this task, participants were seated at a table in front of a monitor and a keyboard (monitor size: 32×50 cm; distance participant-monitor: 75 cm; distance participant-keyboard: 30 cm). This table was located near the Table A and faced to the three tables used for the roll-moving task (see above, Experiment 1). Participants were presented with photographs of rolls (quantity: 4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) placed in the distributor. As in Experiment 1, the rolls were presented in columns, and each row contained four rolls (e.g., for the quantity 8, there were two rows of four rolls). Participants could choose whether they preferred moving the rolls by hand or with the tub by pressing the right key (“m”) with the right index finger or the left key (“q”) with the left index finger.

Procedure

First, participants were informed that they would have to move rolls from the distributor to the container as if they came back from the supermarket and put away their purchases. After explaining the procedure for each condition (see above, Experiment 1), the experimenter asked participants to actually perform four training trials, two in the Hand condition (quantities 8 and 16) and two in the Tool condition (quantities 8 and 16). The quantities 8 and 16 were chosen because they corresponded with the two quantities around the critical quantity 12 for which no clear benefit was observed in Experiment 1 between the two conditions in the Real situation. Then, participants were asked to sit down at a table in front of the monitor and the keyboard, and instructed that they would be presented with photographs of rolls of different quantities. Each

photograph remained on the screen for 3,000 ms so they had to respond before the photograph disappeared from the screen. More particularly, participants were asked to respond as rapidly as they could. They had to press the right key or the left key if they preferred to move the rolls with the tub or by hand. The order of keys was balanced across participants. No information was provided concerning the quantities of rolls presented. The quantities of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) were displayed in a fully random manner. There were 20 photographs for each quantity, totaling 120 photographs. The decision and the response time were collected for each photograph. Importantly, participants were informed that after the decision task the computer would randomly draw 12 out of the photographs viewed so that they would have to move the corresponding quantities of rolls according to the choice made. This was done to ensure that participants took the task seriously and always tried to choose the best option for them. They were told that they were free to choose either condition on any photograph and that they should feel free to choose one condition more often than the other if they preferred it. No training trial was given in the decision task.

Finally, the experimenter informed participants that they would not have to move the rolls as explained before the task, and debriefed them. The experiment lasted only 15 min including the informed consent procedure and demographic data collection, the training trials and the decision task. All the participants believed that they would have to move the rolls subsequently, notably because they were initially recruited to perform a 30-min experiment. The duration of the task and the fact that they would have to do a certain amount of effort were specially emphasized during the recruitment phase.³

³ Another possibility to collect the choices could have been, for each trial, to present the participants with a quantity of rolls, to ask them to choose the condition in which they would move the rolls and to actually move the rolls. However, as explained in Experiment 1, moving the rolls in the Real situation required a substantial amount of time. So this procedure would have taken too much time, preventing the collection of several trials for each quantity. Moreover, we did not decide to ask the participants to actually move the rolls after the decision task for each quantity and in each condition (Tool and Hand). This procedure could have been interesting to compare the choices made by the participants with the time taken to actually move the rolls. Nevertheless, we thought that the participants might have modified their way to move the rolls to be consistent with the choices made during the decision task. We posited that the time taken by the participants of Experiment 2 to actually move the rolls for each quantity and in each condition (Tool and Hand) should be similar to that of the participants of Experiment 1. This assumption is based on the results of Experiment 1 indicating that the time-based benefit between the two conditions was globally constant among the participants of Experiment 1 (see Footnote 1).

Results

The percentage of tool choices was submitted to a one-way ANOVA, with Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factor. The analysis revealed a significant effect, $F(5, 95) = 60.13$, $p < .001$, $\eta^2 = .76$. The percentage of tool choices was greater for the quantities 12, 16, 20 and 24 than for the quantities 4 and 8, all $t(19) > 4.24$, all $p < .001$ (Fig. 4a). This percentage was also higher for the quantity 8 than for the quantity 4, $t(19) = 5.03$, $p < .001$. No difference was found between the quantities 12, 16, 20 and 24, all $t(19) < 1.42$, all $p > .16$. For each quantity, we examined the preference for one condition over the other with a Wilcoxon signed-rank test. The analysis indicated that participants significantly preferred the Tool condition over the Hand condition for the quantities 12, 16, 20 and 24 (all $p < .001$) and the Hand condition over the Tool condition for the quantity 4 ($p < .005$). However, no preference was obtained for the quantity 8 ($p = .25$). For this last quantity, we tested whether the absence of preference resulted from a global trend or from the fact that some participants preferred the tub and others the hand. Ten participants showed a significant preference for the tub and 7 for the hand (Binomial test, $p < .05$). The three remaining participants did not exhibit any significant preference (Binomial test, $p > .05$).

We conducted a one-way ANOVA, with Quantity of rolls (4 vs. 8 vs. 12 vs. 16 vs. 20 vs. 24) as within-subject factor, and decision times as dependent variable. Decision times below or above two standard deviations from the mean for each quantity were removed. There was a significant main effect of Quantity of rolls, $F(5, 95) = 21.26$, $p < .001$, $\eta^2 = .53$ (Fig. 4b). More specifically, participants took more time to decide for the quantity 8 than for the other quantities, all $t(19) > 2.85$, all $p < .02$. Decision times were also longer for the quantities 4 and 12 than for the quantities 16, 20 and 24, all $t(19) > 4.12$, all $p < .001$. However, no difference was observed between the

quantities 4 and 12, $t(19) = 0.34$, $p = .73$, nor between the quantities 16, 20 and 24, all $t(19) < 0.61$, all $p > .55$.

Discussion

The major finding of Experiment 2 was that participants preferred the tub over the hands even for quantities for which the hands were more beneficial in terms of time, as demonstrated in Experiment 1. The analysis of decision times corroborated this finding by indicating that decision times were longer for the quantities for which participants hesitated between using the tub or the hands. Interestingly, the decision time for the quantity 4 (preference for the hand) was longer than for the quantities 16, 20, and 24 (preference for the tub). This might suggest that participants were already attracted by the tub. Should this hypothesis be true, the same result should be obtained for the quantity 2 for which the use of the hand is even more likely. Future research is needed to explore this particular question.

An important aspect of Experiment 2 was that the participants had a relatively low experience of the roll-moving task because they only performed four training trials. Nevertheless, in everyday life we rarely perform non-tool actions and tool actions to carry out the same task to examine which one of these options is the more beneficial. In a way, these results indicated that with a somewhat limited experience, people seem to prefer using a tool even if the time-based benefit is objectively less than doing the action by hand.

It is also noteworthy that during the debriefing three participants reported to have a somewhat similar experience in the professional domain. One of them was a part-time sales assistant in a shoe shop and said that she had frequently to choose between moving shoe boxes by hand or with a trolley. The experience has progressively led her to do so by hand because of the numerous manipulations needed to use the trolley. On the basis of this experience

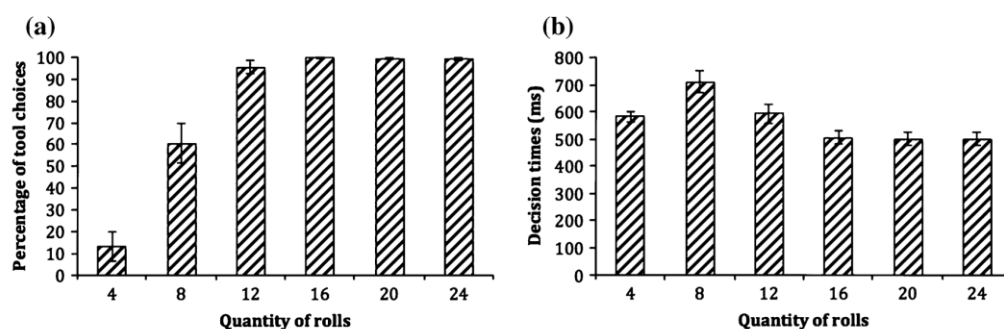


Fig. 4 Percentage of tool choices (a) and decision times (b) in function of the quantity of rolls (Experiment 2). Error bars indicate standard errors to the means

she said that she thought that the tub was certainly more beneficial from the quantity 4 but she adjusted her responses to choose the tub only from the quantity 8. This kind of comments is informative, showing that the bias toward the use of a tool is very pronounced and difficult to correct even when somewhat similar situations have been experienced. Future research might be useful to specify the role of experience in decision tasks as that used in Experiment 2.

General discussion

Taken together, the findings indicated that (1) people might perceive tool actions as less costly in terms of time than they actually are (Experiment 1) and (2) this might lead people to decide to use a tool even when it objectively provides less time-based benefits than using the hands (Experiment 2). Several interpretations can be made from these findings.

First, results of Experiment 1 showed that people imagine spending less time in the Tool condition than in the Hand condition as compared to the Real situation. One possible interpretation is that using a tool leads people to imagine gaining time, explaining why participants of Experiment 2 chose the tool, prematurely. However, this time-related bias might be nothing more than the resultant of a process involving other factors. In other words, the question is whether the participants imagined spending less time in the Tool condition because they were subjected to a time-related bias per se or to other types of biases, leading secondarily to imagine spending less time.

A second related interpretation is that the overestimation of the time-based benefits provided by the tools results from an effort-related bias. This hypothesis is consistent with the action-specific account of perception, which assumes that the function of perception is not to construct an objective representation of the physical world, but rather to allow people to anticipate the efforts they have to exert on the environment to satisfy a current goal (Proffitt, 2006; Witt, 2011a). As explained above, tool use can affect perceived distance (e.g., Witt et al., 2005), thereby suggesting that perception might be influenced by the benefits in terms of effort provided by tool use. Consequently, our results might be explained by an effort-related bias, namely, the benefits provided by the tub (moving the rolls four at a time instead of two at a time) led participants to imagine carrying out tool actions with less effort to a similar extent as people perceive distances as closer, when using a tool (e.g., Witt et al., 2005).

A third interpretation can be offered in the light of an interesting result reported in Experiment 1: The overestimation mainly referred to the action of getting the tool.

This suggests that human tool use might lie not in the propensity to overestimate the benefits of the use per se, but rather to underestimate the costs associated with the need to get tools. Participants seem to focus on the benefits provided by the tools and tend to ignore the associated costs.

Anecdotally, two categories of attitudes can be observed when a table has to be cleaned. Some people claim themselves as “practical” and rush to the kitchen to get a tray, considering that this option requires less effort. Others prefer to clean the table by hand, thus being viewed by practical individuals as non-practical people. In line with our findings, and more particularly with the inter-individual differences observed for the quantity 8 (Tool choices of Experiment 2), the practical people actually might strongly overestimate the benefits provided by the tools (e.g., the tray) as compared to non-practical people. This practical attitude, which appears generally highly valued, might result from a bias in the perception of time or effort associated with tools. In conclusion, even if the present study is far from resolving the issue of the specificity of human tool use, it highlights directions for future research on a topic that has received very little attention.

References

- Baber, C. (2003). *Cognition and tool use: Forms of engagement in human and animal use of tools*. London: Talyor & Francis.
- Decety, J., Jeannerod, M., & Prablanc, C. (1989). The timing of mentally represented actions. *Behavioural Brain Research*, 34, 35–42.
- Flusberg, S. J., & Boroditsky, L. (2011). Are things that are hard to physically move also hard to imagine moving. *Psychonomic Bulletin & Review*, 18, 158–164. doi:10.3758/s13423-010-0024-2.
- Gibson, K. R. (1991). Tools, language and intelligence: Evolutionary implications. *Man*, 26, 255–264.
- Goldenberg, G., & Iriki, A. (2007). From sticks to coffee-maker: Mastery of tools and technology by human and non-human primates. *Cortex*, 43, 285–288. doi:10.1016/S0010-9452(08)70454-4.
- Johnson-Frey, S. H. (2007). What puts the how in where? Tool use and the divided visual streams hypothesis. *Cortex*, 43, 368–375. doi:10.1016/S0010-9452(08)70462-3.
- Kunz, B. R., Creem-Regehr, S. H., & Thompson, W. B. (2009). Evidence for motor simulation in imagined locomotion. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35, 1458–1471. doi:10.1037/a0015786.
- Macramalla, S., & Bridgeman, B. (2009). Anticipated effort in imagined self-rotation. *Perception*, 38, 79–91. doi:10.1068/p5905.
- Macuga, K. L., Papailiou, A. P., & Frey, S. H. (2012). Motor imagery of tool use: Relationship to actual use and adherence to Fitts' law across tasks. *Experimental Brain Research*, 218, 169–174. doi:10.1007/s00221-012-3004-0.
- Osiurak, F., Jarry, C., & Le Gall, D. (2010). Grasping the affordances, understanding the reasoning: Toward a dialectical theory of

- human tool use. *Psychological Review*, 117, 517–540. doi:10.1037/a0019004.
- Osiurak, F., Jarry, C., & Le Gall, D. (2011). Re-examining the gesture engram hypothesis: New perspectives on apraxia of tool use. *Neuropsychologia*, 49, 299–312. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2010.12.041.
- Osiurak, F., Morgado, N., & Palluel-Germain, R. (2012). Tool use and perceived distance: When unreachable becomes spontaneously reachable. *Experimental Brain Research*, 218, 331–339. doi:10.1007/s00221-012-3036-5.
- Penn, D. C., Holyoak, K. J., & Povinelli, D. J. (2008). Darwin's mistake: Explaining the discontinuity between human and nonhuman minds. *Behavioral and Brain Sciences*, 31, 109–129. doi:10.1017/S0140525X08003543.
- Proffitt, D. R. (2006). Embodied perception and the economy of action. *Perspectives in Psychological Science*, 1, 110–122. doi:10.1111/j.1745-6916.2006.00008.x.
- Rosenbaum, D. A., Brach, M., & Semenov, A. (2011). Behavioral ecology meets motor behaviour: Choosing between walking and reaching paths. *Journal of Motor Behavior*, 43, 131–136. doi:10.1080/00222895.2010.548423.
- Rosenbaum, D. A., & Gaydos, M. J. (2008). A method for obtaining psychophysical estimates of movement costs. *Journal of Motor Behavior*, 40, 11–17. doi:10.3200/JMBR.40.1.11-17.
- van Lawick-Goodall, J. (1970). Tool-using in primates and other vertebrates. In D. Lehrman, R. Hinde, & E. Shaw (Eds.), *Advances in the Study of Behavior* (pp. 195–249). New York: Academic Press.
- Witt, J. K. (2011a). Action's effect on perception. *Current Directions in Psychological Science*, 20, 201–206. doi:10.1177/0963721411408770.
- Witt, J. K. (2011b). Tool use influences perceived shape and perceived parallelism, which serves as indirect measures of perceived distance. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 37, 1148–1156. doi:10.1037/a0021933.
- Witt, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Action-specific influences on distance perception: A role for motor simulation. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 34, 1479–1492. doi:10.1037/a0010781.
- Witt, J. K., Proffitt, D. R., & Epstein, W. (2005). Tool use affects perceived distance, but only when you intend to use it. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 31, 880–888. doi:10.1037/0096-1523.31.5.880.

SHORT AND SWEET

Close to me? The influence of affective closeness on space perception

Nicolas Morgado, Dominique Muller§, Edouard Gentaz, Richard Palluel-Germain ¶

Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition (LPNC), [§ Laboratoire InterUniversitaire de Psychologie and University Institute of France], Université de Grenoble, 1251 Avenue Centrale, BP 47, 38040 Grenoble, France; e-mail: richard.palluel@upmf-grenoble.fr

Received 20 September 2010, in revised form 21 June 2011; published online 1 September 2011

Abstract. Recent data show that psychosocial factors affect visual perception. We tested this hypothesis by investigating the relationship between affective closeness and the perception of apertures between two people. People feel discomfort when they are near someone they are not affectively close to. Therefore, we predict that they will be less likely to perceive that they can pass between two people not affectively close to them. Participants had to imagine passing through the aperture between two life-size classmate pictures. We found that the closer participants felt to their classmates, the more they felt able to pass between them. This provides the first evidence of a relationship between affective closeness and the perception of aperture between two people, suggesting that psychosocial factors constrain space perception.

Barack feels lucky he does not have to go in the other room because he would have to pass between Sarah and John whom he doesn't like very much. We argue that, in such situations, his weak affective closeness toward these people might lead him to underestimate whether he can pass between them (ie passability judgment—Warren and Whang 1987).

Perceptual judgments are influenced by factors related to the potential cost of the intended actions. Factors such as effort, intentions, and fear (Stefanucci et al 2008; Witt et al 2004) affect our perception of spatial layouts. A recent work also suggests that one might find less difficult to climb a hill when in the presence of a friend (Schnall et al 2008). In this study, participants estimated a hill to be less steep when accompanied by a friend than when alone.

To extend the role of psychosocial factors in space perception, we tested whether perceived passability between two people is reduced when we do not feel affectively close to them. The reasons for this prediction are twofold. First, people maintain a personal space around them and feel discomfort when someone is physically too close (Hayduk 1981). Second, this feeling of discomfort is stronger when they do not feel affectively close toward this person (Bell et al 1988). If perception of physical space depends on social considerations, therefore, affective closeness should influence passability judgments. This translates into two predictions. First, for a given aperture between two classmate pictures, participants will be more likely to perceive that they can pass if they feel affectively close to them. We then expect a positive correlation between affective closeness and this passability judgment. Second, when adjusting the minimal distance between the two classmate pictures allowing them to pass (ie the critical aperture width), participants will choose a narrow aperture when feeling affectively close to their classmates. We then expect a negative correlation between affective closeness and the critical aperture width.

In this study, twenty-nine female participants had to imagine passing through an aperture between two different classmate⁽¹⁾ pictures whose bodies were represented by

¶ Corresponding author.

⁽¹⁾ Both participants and their classmates were females.

a wooden mannequin (figure 1). These images were projected on a white wall in front of the participants. Participants made a ‘yes’ or ‘no’ passability judgment on 30 trials as to whether they perceived that they could pass between the two classmate pictures without rotating their shoulders. For each passability judgment, they had to imagine themselves doing this action. After each judgment, they adjusted⁽²⁾ the distance between the two classmate pictures to indicate the critical aperture width, namely the shortest aperture width allowing them to pass without rotating their shoulders. Initial aperture widths varied between 33.6 cm and 101.7 cm and were randomly presented. Finally, participants rated their affective closeness to each classmate (0 = not at all to 7 = a great degree). We computed a closeness score by summing the ratings of the two classmates for each pair. Upon completion of the experiment, participants’ shoulder widths were recorded.

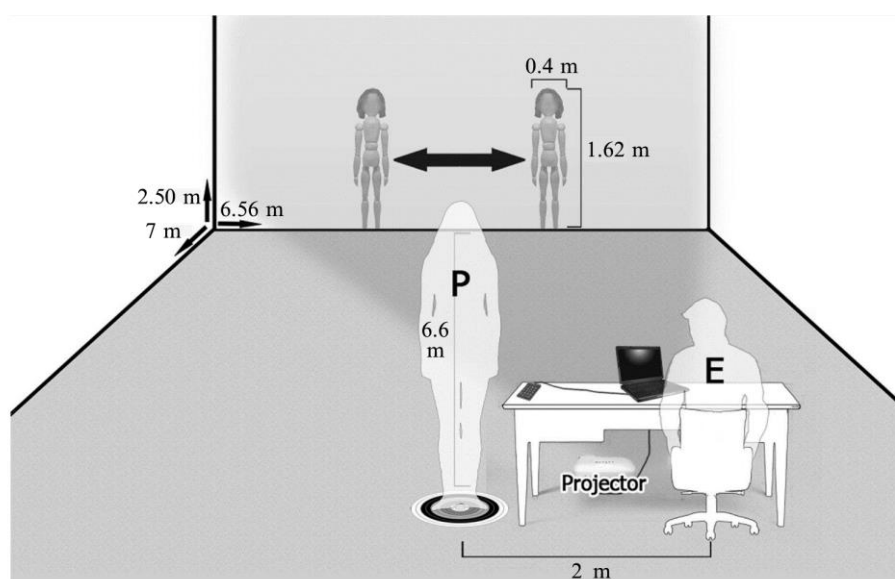


Figure 1. Experimental setup and device (P = participant; E = experimenter). The distances shown are in metres.

As predicted, we found a positive correlation between the affective closeness score and the mean percentages of ‘passable’ judgments ($r = 0.45$, $p = 0.014$). The closer participants felt to their classmates, the more passable apertures between classmate pictures appeared. Importantly, we also found a negative correlation between the closeness score and the mean critical aperture widths expressed in π ratio (aperture width/shoulder width—Warren and Whang 1987; $r = -0.48$, $p = 0.008$). Thus, the closer participants felt to their classmates, the less space they needed to pass.

The present data show that affective closeness and perception of aperture between two people are related. This is in line with the ‘economy of action’ account, which assumes that spatial layouts are perceived in relation to the potential to act on the environment and the costs associated with these actions (Proffitt 2006). Although our paradigm may seem to lack ecological validity, we can notice that the value of the π ratio (mean: 1.12) did not differ significantly from that found in Warren and Whang’s experiment (mean: 1.16, $t_{24} = -1.24$, $p = 0.22$). Furthermore, it has been shown that passability judgments with projected apertures are just as accurate as passability judgments with real doorways (Guardia et al 2010). These authors found that the critical

⁽²⁾ Participants made these visual estimates by pressing the up and down keys on a keyboard positioned to their right.

aperture width was larger for anorexics than for controls. This value was related to illness duration and to the degree of body dissatisfaction, suggesting that body size overestimation in anorexia nervosa is partly due to impaired neural processing of body dimensions. Finally, Schnall et al (2008) found similar effects in terms of slope perception in the actual presence of a friend and when imagining the presence of this friend.

The question remains as to the nature of the potential cost associated with the anticipation of personal space invasion. The intention to pass between two people may imply anticipation of two possible consequences: (i) a social norm violation, like interpersonal distance expectations, or (ii) an affective response, like stress (Schnall, in press). Nevertheless, our study supports the idea that one's affective closeness toward peers might indeed affect the perception of space.

Acknowledgment. We would like to thank Eric Guinet for technical support.

References

- Bell P A, Kline L M, Barnard W A, 1988 "Friendship and freedom of movement as moderators of sex differences in interpersonal distancing" *Journal of Social Psychology* **128** 305–310
- Guardia D, Lafargue G, Thomas P, Dodin V, Cottencin O, Luyat M, 2010 "Anticipation of body-scaled action is modified in anorexia nervosa" *Neuropsychologia* **48** 3961–3966
- Hayduk L A, 1981 "The permeability of personal space" *Canadian Journal of Behavioral Science* **13** 274–287
- Proffitt D R, 2006 "Embodied perception and the economy of action" *Perspectives on Psychological Science* **1** 110–122
- Schnall S, in press, "Embodiment in affective space: Social influences on the perception of spatial layout", in *Spatial Dimensions of Social Thought* Eds A Maas, T Schubert (Berlin: De Gruyter) pp 291–311
- Schnall S, Harber K D, Stefanucci J K, Proffitt D R, 2008 "Social support and the perception of geographical slant" *Journal of Experimental Social Psychology* **44** 1246–1255
- Stefanucci J K, Proffitt D R, Clore G L, Parekh N, 2008 "Skating down a steeper slope: Fear influences the perception of geographical slant" *Perception* **37** 321–323
- Warren W H, Whang S, 1987 "Visual guidance of walking through apertures: Body scaled information for affordances" *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance* **13** 371–383
- Witt J K, Proffitt D R, Epstein W, 2004 "Perceiving distance: A role of effort and intent" *Perception* **33** 577–590

Does Friendship Influence Space Perception? With Particular Reference to the Curse of the Suspicious Participants

Nicolas Morgado (nicolas.morgado@upmf-grenoble.fr)

Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (CNRS), Université Pierre-Mendès-France, 38040 Grenoble, France

Dominique Muller (dominique.muller@upmf-grenoble.fr)

Laboratoire Interuniversitaire de Psychologie, Institut Universitaire de France et Université Pierre-Mendès-France, 38040 Grenoble, France

Mathieu Pinelli (mathieu.pinelli@upmf-grenoble.fr)

Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (CNRS), Université Pierre-Mendès-France, 38040 Grenoble, France

Éric Guinet (eric.guinet@upmf-grenoble.fr)

Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (CNRS), Université Pierre-Mendès-France, 38040 Grenoble, France

Édouard Gentaz (edouard.gentaz@unige.ch)

Université de Genève / FAPSE UNI MAIL ; 40, Boulevard du Pont-d'Arve 1211 Genève 4

Richard Palluel-Germain (richard.palluel@upmf-grenoble.fr)

Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (CNRS), Université Pierre-Mendès-France, 38040 Grenoble, France

Abstract

In this study, we tested the hypothesis that social relationships affect the perception of distance. When participants imagined passing through a wall and a disliked-person, they perceived shorter aperture widths than when they intended to pass between a wall and a liked-person. This result was observed only for passable apertures suggesting that social constraints may influence visual perception only when people can actually perform this action. We discuss the results according to an embodied approach to visual perception but also with an alternative explanation in terms of possible demand characteristics. We also discuss some methodological points supposed to improve the validity of such experiments.

Keywords: Space Perception; Embodiment, Psychosocial Resources; Affective Closeness; Demand Characteristics

Introduction

According to Proffitt and Linkenauger (2013) the visual perception of space depends on the phenotype of the perceiver. More precisely, the optical information would be scaled on the morphological, physiological, and behavioral properties of the body. For instance, decreasing people's ability to reach an object leads them to perceive it as being farther away (e.g., Lourenco & Longo, 2009; Morgado, Gentaz, Guinet, Osiurak, & Palluel-Germain, in press).

Previous works tried to extend this account to the influence of social factors on visual perception (Chambon, 2009; Harber, Yeung, & Iacovelli, 2011; Morgado, Muller, Gentaz, & Palluel-Germain, 2011). For example, Schnall, Harber, Stefanucci, & Proffitt (2008) observed that people underestimate the slant of a steep hill when they are accompanied by a friend instead of being alone. According

to the authors, this difference in slant estimation reflects that social support, as a social resource, can compensate the potential effort associated with climbing the hill and thus reduces its perceived steepness.

In some cases, however, the social constraints associated with a given action constitute a cost rather than a resource. Previous works suggest that people maintain a personal space around them and that they feel discomfort when someone invades this space (Hayduk, 1983). Moreover, this discomfort seems to increase as the physical interpersonal distance decrease (Hayduk, 1981). Interestingly, the discomfort associated with personal space invasion seems to vary according to the social relationship (Sundstrom & Altman, 1976). Consistent with these findings, we recently observed that people's action-scaled perception of a space between two acquaintances is correlated with the participants' affective closeness toward these acquaintances (Morgado et al., 2011). Indeed, the closer participants felt to their classmates, the more passable the space between the classmates pictures appeared and the less space they needed to pass. These results might suggest that participants perceived the space between the two classmate pictures (i.e., the aperture width) differently because of the closeness feeling.

In the present study, we aimed to investigate further whether social relationships influence the visual perception of an aperture between a wall and an acquaintance. More precisely, participants had to estimate the width of an aperture between the picture of a wall and that of a human figure evoking a liked person or a disliked person. Participants also indicated if the aperture was wide enough to allow them to pass. Our hypothesis was that the participants from the disliked-person group should perceive smaller apertures than participants from the liked-person

group. Moreover, this study aimed to replicate the observed correlation between affective closeness and the passability judgments.

Method

Participants

Sixty undergraduates (52 females; $M_{age} = 21$, $SD_{age} = 3$) from the University of Grenoble took part in this experiment for course credit. The participants had normal or corrected-to-normal vision, as indicated by self-report. None had participated in our previous study. The present study was conducted in accordance with the Declaration of Helsinki and with the understanding and the written consent of each participant. It was approved by the local ethics committee of the LPNC (CNRS and the University of Grenoble).

Apparatus and procedure

To manipulate social relationships, we chose to use a similar mental imagery task as the one used by Schnall et al. (2008). Participants sat down in front of a computer for the mental imagery task. Headphones provided the instructions to the participants who were randomly assigned to the disliked-person or the liked-person group (respectively, $n = 31$ and $n = 29$). Using headphones enabled the experimenter to be blind to experimental groups while increasing standardization of the instructions.

The instructions indicated that the experiment concerned visual perception of space and that participants would have to estimate the width of an aperture between a picture of a wall and a human figure. Instructions underlined that recent studies indicated that such a task is too difficult in artificial situations. Supposedly to make the task more natural, they had to imagine that the human figure was an acquaintance. At the beginning of the mental imagery task, participants had to complete a relaxation exercise. Then, participants in the disliked-person group had to choose an acquaintance who they did not like at all and who made them uncomfortable. In contrast, participants in the liked-person group had to choose an acquaintance that they liked very much and who made them feel good. Participants could take all the time they needed to choose this acquaintance and they pressed a key to hear the next instructions. Then, they had to imagine the presence of this acquaintance while thinking about their feeling toward this person, while visualizing his or her physical appearance, and while keeping in mind how they usually interact with this person. At the end of this mental imagery task, the instructions indicated that participants had now to estimate aperture width and they had to keep in mind a picture of the chosen acquaintance.

For the perceptual task, participants stood at 3.7 m in front of a white screen on which the picture of a wall and those of a human figure were projected (Figure1). The

dimensions of the two pictures were identical (height: 169 cm, width: 41.5 cm). The instructions were projected on the screen at the beginning of this task. Throughout this task, participants had to imagine the previously chosen acquaintance in place of the human figure projected on the screen. Since the constraints of a given action influence the perception mainly when people intend to perform this action (e.g., Witt, Proffitt, & Epstein, 2005), participants had to imagine passing through the aperture between the wall and their acquaintance before each width estimation. Since arm posture seems to influence perceived aperture widths (Stefanucci & Geuss, 2009), participants had to keep their arms along their body. To estimate the aperture widths, participants completed a visual-matching task (for a similar measure see Stefanucci & Geuss, 2009). The experimenter stood at 190 cm from the participants' right side and progressively unrolled a tape measure located at 130 cm from the floor. Participants had to stop the experimenter when they considered that the length of the tape measure was equal to the aperture width. To reduce the potential experimenter effect on participants' estimations, the experimenter could not see which aperture width the participants had to estimate. Moreover, the experimenter tried hard to keep his gaze on a fixed point in the wall in front of him while unrolling the tape measure. Neither the experimenter, nor the participants could see the graduation of the tape measure during the estimations. The experimenter could only see the measure after participants were satisfied of their estimation to record it in the computer. Then, participants made a "yes" or "no" passability judgment (Warren & Whang, 1987) to indicate if the aperture was wide enough to allow them to pass through it without rotating their shoulders. The experimenter recorded this judgment and launched the next trial. Participants completed 32 trials including 4 practice trials and 28 test trials. The actual aperture widths used for the test trials ranged from 30 cm to 95 cm with a 5-cm step. The actual aperture widths used for the practice trials (31 cm, 39 cm, 52 cm, 82 cm) were randomly selected among this range of width and were the same for all the participants. The actual aperture widths were randomly presented during the practice and test trials.

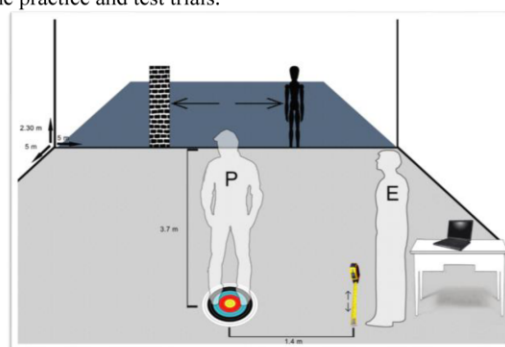


Figure 1: Experimental setup and device (P: participant; E: experimenter).

Immediately after the completion of the perceptual task, the experimenter asked participants if the overall procedure was clear and probed them for suspicion about the hypothesis. The experimenter asked two questions to the participants: (1) "In your opinion what hypothesis is tested in this study?" (2) "Do you think that some aspects of the experiment could have influenced your responses? If so, what were these aspects?" Then the experimenter recorded participants' shoulder width as the distance between the tips of the two humerus. Finally, participants sat down and answered a post-experimental questionnaire projected on the screen. The items of this questionnaire were gathered together by themes which were presented in a fixed order: (1) impressions about the mental imagery task, (2) information about the chosen acquaintance, (3) participants' feelings toward the acquaintance, (4) participants' preferred interpersonal distance with the acquaintance (for a similar measure see Pedersen, 1973), (5) participants' physical state, and participants' mood. Items, however, were randomly presented among the themes.

Results

We conducted a set of t-tests to check the effectiveness of our experimental manipulation with Social Relationship as a between-group factor and the different items of the post-experimental questionnaire dependent variables. The participants in the liked-person group indicated more positive feelings toward their acquaintance ($M = 4.42$, $SD = .34$) than those in the disliked-person group ($M = 2.46$, $SD = .36$), $t(56) = 21.32$, $p < .001$, $\eta^2 = .89$. In line with the literature (Sundstrom & Altman, 1976), participants in the liked-person group preferred keeping a significantly shorter interpersonal distance with the acquaintance ($M = 30.02$, $SD = 22.26$) than those of the disliked-person group ($M = 141.83$, $SD = 44.69$), $t(56) = -12.19$, $p < .001$, $\eta^2 = .73$. Participants in the liked-person group indicated having more frequent contacts with the acquaintance ($M = 3.17$, $SD = 1.05$) than those of the disliked person group ($M = 1.86$, $SD = .85$), $t(56) = 5.19$, $p < .001$, $\eta^2 = .73$. Moreover, participants in the liked-person group indicated that the pictures generated during the mental imagery task were more pleasant ($M = 4.6$, $SD = .49$) than those in the disliked-person group ($M = 2.11$, $SD = .59$), $t(56) = 17.28$, $p < .001$, $\eta^2 = .84$. There was no other significant difference for the other items of the post-experimental questionnaire (i.e., duration of the relationship, mood, vividness of the imagery task, easiness to imagine the target person, and easiness to imagine passing through the aperture). It is noteworthy, however, that it was marginally easier to imagine the liked person ($M = 3.23$, $SD = 1.22$) than the disliked one ($M = 2.64$, $SD = 1.25$), $t(56) = 1.82$, $p = .07$, $\eta^2 = .06$.

An inspection of the Studentized deleted residuals on the aperture width estimations revealed the presence of two outliers (see Judd, McClelland, & Ryan, 2009). They were excluded of the subsequent analyses. Two other participants were also excluded because of a power cut during data collection. After these exclusions, it remained 56

participants ($n_{liked} = 29$, $n_{disliked} = 27$). We considered participants as suspicious when they indicated that they thought that we aimed to test the effect of social relationship on the perception of aperture or when they indicated that social relationship was an aspect that influenced their estimations. In spite of our cover story, 39.29 % of our participants suspected the true purpose of the study. Moreover, there were more suspicious participants in the disliked-person group (55.56 %) than in the liked-person group (24.14 %), $t(54) = 2.49$, $p < .02$, $\eta^2 = .10$.

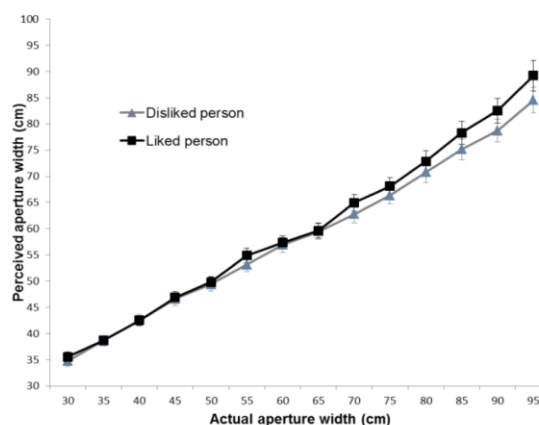


Figure 2. Perceived distance as a function of Actual Aperture Width and Social Relationship. Error bars denote standard errors of the means.

We conducted an analysis of variance (ANOVA) with Social Relationship (liked person, disliked person) as a between-subjects factor and Actual Aperture Width (30 cm, 35 cm...90 cm, 95 cm) as a within-subject factor. The Estimated Aperture Width was the dependent variable. Given that the exclusion of all the suspicious participants would lead to decrease dramatically the statistical power of the analysis, we entered Suspicion (suspicion vs. no suspicion) as a covariate in this analysis. We also entered Shoulder Width as a covariate since this variable is known to influence perceived aperture widths. This analysis revealed that participants in the disliked-person group estimated shorter aperture widths ($M = 58.5$, $SD = 1.35$) than those of the liked-person group ($M = 61.5$, $SD = 1.51$). However, this main effect of social relationship was not statistically significant, $F(1, 51) = 2.21$, $p < .14$, $\eta^2 = .04$. Neither the main effect of suspicion, nor those of shoulder width were significant ($ps > .1$). The main effect of Actual Aperture width was significant, $F(13, 663) = 7.31$, $p < .001$, $\eta^2 = .13$. Interestingly, the interaction between actual aperture width and social relationship was significant, $F(13, 663) = 2$, $p < .02$, $\eta^2 = .04$ (see Figure 2). This seems to reflect the fact that participants in the disliked-person group tended to estimate shorter aperture widths than those of the liked-person group for the aperture judged wide enough to pass, $F(1, 51) = 3.08$, $p < .09$, $\eta^2 = .06$, but not for those

judged too small to pass, $F(1, 51) = .68, p < .41, \eta^2 = .01$. Importantly, the interaction between the actual aperture width and the social relationship did not depend on suspicion ($p = .73$). Moreover, these results did not change dramatically when we controlled for the easiness to imagine the target person. We also conducted an ANOVA with social relationship as a between-subject factor and the percentage of “yes” passability judgments as a dependent variable. We also entered suspicion and shoulder width in this analysis to statistically control for these variables. Although the percentage of “yes” passability judgments was smaller for the disliked-person group ($M = 53.32, SD = 4.33$) than for the liked-person group ($M = 60.36, SD = 4.89$), this difference was not significant ($p > .74$).

Neither the correlation between the familiarity with the acquaintance and the percentage of “yes” passability judgments, nor those between the preferred interpersonal distance and the percentage of “yes” passability judgments were significant ($r = -.08, p = .71$ and $r = -.22, p = .28$ respectively). Interestingly, the correlation between the affective closeness and the percentage of “yes” passability judgments was significant for the participants in the disliked-person group ($r = .64, p = .01$), but not for those in the liked-person group ($r = -.42, p = .23$). Importantly, this pattern of correlations remained the same when we statistically controlled for the shoulder width of the participants and for the suspicion.

Discussion

When participants intended to pass between a wall and a disliked-person stimulus, they tended to estimate shorter aperture widths compared with when they intended to pass between a wall and a liked-person stimulus, but only for passable apertures. As observed in our previous study (Morgado et al., 2011), we also observed a positive correlation between the affective closeness and percentage of “yes” passability judgments. More precisely, the closer participants felt to the acquaintance, the more passable the aperture appeared. Surprisingly, it was only true for the participants in the disliked-person group, but not for those in the liked-person group. At a first glance, these results seem consistent with the social extension of the phenotypic account of perception (Proffitt & Linkenauger, 2013). According to this account, the anticipation of personal space invasion might lead to perceive shorter aperture widths in the presence of disliked persons than in the presence of liked ones.

The observed interaction between the actual aperture width and the social relationship is consistent with previous results suggesting that the constraints related to an intended action influence visual perception only when people can actually perform this action (Lessard, Linkenauger, & Proffitt, 2009). The correlation between affective closeness and passability judgments observed only with disliked persons might also suggest that affective closeness is more relevant for passability with disliked persons compared with liked ones.

One might be willing to explain our results in terms of the ease to keep in mind the person stimulus. For instance, it might be easier to imagine the disliked-person than the liked-person given the literature on attention to negative stimuli (e.g., Smith, Cacioppo, Larsen, & Chartrand, 2003). If so, such a difference might explain our results. The data from our post-experimental questionnaire, however, indicated that the difference between the disliked-person and the liked-person groups for the vividness of the imagery task was not significant. In contrast, it was marginally easier to imagine the liked-person than the disliked one. Importantly, the interaction between the actual aperture width and the social relationship remained significant when we statistically controlled for the easiness to imagine the target person. In the same vein, one might also invoke mood as a potential confound in our results since mood seems to influence visual perception of space (e.g., Riener, Stefanucci, Proffitt, & Clore, 2011). However, our post-experimental did not provide any support for this alternative explanation.

Durgin et al. (2009) underlined the necessity to take into account the suspicion of the participants in studies about the influence of the action capabilities on visual perception of space. According to their concerns, the large number of suspicious participants in our sample rises another possible explanation for our results in terms of demand characteristics. Demand characteristics refers to the cues which provide an experimental hypothesis to the participants (Orne, 1962). Moreover the large number of suspicious participants in the disliked-person group suggests that these participants were more likely to be affected by demand characteristics. Thus, they could have reduce their width estimations and adjust their passability judgments in line with their guess about our hypothesis. If it was the case, one could argue that the interaction effect between the actual aperture width and the social relationship should depend on whether participants were suspicious or not. Interestingly although the interaction between actual aperture width, social relationship, and suspicion was not significant, the increasing difference with the actual aperture in estimated aperture width between the disliked-person and the liked-person groups seems to be present for the suspicious participants only. Even if these results are only descriptive, it is important to underline the fact that our study was not primarily designed to test such a three-way interaction. Considering our sample size, a lack of statistical power needed to test such an interaction might explain this non-significant result. Another important limit relies on the fact we used very basics questions to probe the suspicion of the participants. Further studies primarily designed to test the relevance of the demand characteristics in perception studies will have to use a more sophisticated post-experimental questionnaire.

One could also argue that the experimental demand in the liked-person and the disliked-person group was the same since the two groups had to imagine the presence of an acquaintance. Yet, we observed more suspicion in the

disliked-person group than in the liked-person one, which means that demand cues are not equally spread into the two groups or at least that the participants' receptivity to these cues are different between the two groups. One possible explanation of this asymmetry might rely on an inconsistency between the cover story and the disliked group. More precisely, participants could have found paradoxical to imagine the presence of a dislike person to make the task more natural. Such asymmetry has important implications for studies contrasting positive and negative experimental manipulations and researchers should be encouraged to find a way to rule out this potential confound.

In spite of the limits of our study, it highlights the need of using a systematic and standardized post-experimental questionnaire in perception studies. Indeed, we think that dealing with the demand characteristic explanation need more than just indicating that participants were probed for suspicion. For instance, it seems that participants tend to admit their suspicion more in a computerized post-experimental questionnaire than in a face-to-face interview with the experimenter (Blackhart, Brown, Clark, Pierce, & Shell, 2012). Thus it is important that the perception researchers take into account such results when they probe their participants for suspicion. One could doubt of the use of questionnaire to deal with the demand characteristics for at least two reasons. The first reason is that if demand characteristics exert an implicit influence on the participants' behavior, the participants should not be aware of this influence. Thus the interest of simply asking people about this influence with a post-experimental questionnaire should be highly limited (e.g., Nisbett & Wilson, 1977). However, the fact that much of the demand bias should be implicit is not guaranteed. Moreover, even if one considers demand bias as implicit, the demand characteristics which produce this bias can be perceived explicitly by the participants. Thus using a post-experimental-questionnaire remains useful to assess the receptivity of the participants to the demand characteristics. The second reason that can lead scholars to doubt the usefulness of the post-experimental questionnaire is the fact that such questionnaire captures the impression of the participants after the experiment. It is possible that some participants did not think very much about the hypothesis during the experiment and that the post-experimental questionnaire increases their suspicion when they answer to it. Horvat (1986) observed, however, that care in the design of the questionnaire and in the coding of the responses can improve the reporting of true suspicion and decrease the reporting of false suspicion.

The use of theoretical accounts of demand bias to improve post-experimental questionnaire and experimental design is particularly relevant (e.g., Allen, 2004; for a review see also Strohmets, 2008). According to such accounts, to consider that there is a risk of demand bias, researchers have to consider three critical variables. The first variable is receptivity of the participants to the demand cues. The presence of such cues can lead the participants to guess the hypotheses. We can assess the receptivity of the participants

using a quasi-control group as proposed by Orne (1962) or with a post-experimental questionnaire. Interestingly, we can also reduce the receptivity of the participants to the critical cues by diverting their attention with deceptive cues. With such a "red herring technique", Laney et al. (2008) succeed in reducing the suspicion of the participants about their hypothesis. They used a traditional cover-story to hide the purpose of their study, but in addition they included perceptible cues suggesting that the study had another purpose (i.e., the red herring). Importantly, this red herring cannot be confounded with the true purpose of their studies so that any demand bias in favor of the red herring cannot lead the participants to confirm the true purpose.

The second variable is the participants' motivation to comply with the demand cues. Indeed, without such a motivation, the receptive participants have no reason to comply with demand cues. Allen (2004) in his post-experimental questionnaire used some items about the motivation of the participants to comply or not with what they thought was expected.

The third variable is participants' ability to voluntarily modify their responses according to the demand cues. The question of this ability is highly relevant in behavioral research and seems to be ignored by researchers working on the so called low-level processes. Such tendency might relied on a confusion between what it is studied (i.e., a low-level process) and the way by which we have access to this process (i.e., a response). Yet, even if visual perception implies low-level processes that some authors consider as cognitively impenetrable (e.g., Pylyshyn, 1999), the response of the participants might rely on a voluntary motor act. In that case, as in the cases of visual-matching estimate of or affordance judgments, participants might have the opportunity to voluntarily influence their responses. Assuming that any response used to study a low-level process is not sensitive to response bias is a strong claim and had to be examined for each response or at least for each category of response.

Finally, we observed mixed evidences supporting the idea that social relationships influence the visual perception of distance. We have, however, to qualify this conclusion according to the potential implication of a demand bias in our results. To conclude, if overgeneralizing the explanation in terms of demand bias to experiments with very different experimental design is flawed, ignoring the potential presence of a demand bias in an experiment is also an important concern.

Acknowledgments

This research was supported by the "Agence National de la Recherche" (ANR) under Grant ConstrainPercept.

References

- Allen, C. T. (2004). A theory-based approach for improving demand artifact assessment in advertising experiments. *Journal of Advertising*, 33(2), 63–73.

- Balcetis, E., & Dunning, D. (2010). Wishful seeing: More desire objects are seen as closer. *Psychological Science*, 21(1), 147–152.
- Blackhart, G. C., Brown, K. E., Clark, T., Pierce, D. L., & Shell, K. (2012). Assessing the adequacy of postexperimental inquiries in deception research and the factors that promote participant honesty. *Behavior research methods*, 44(1), 24–40.
- Chambon, M. (2009). Embodied perception with others' bodies in mind: Stereotype priming influence on the perception of spatial environment. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(1), 283–287.
- Durgin, F. H., Baird, J. A., Greenburg, M., Russell, R., Shaughnessy, K., & Waymouth, S. (2009). Who is being deceived? The experimental demands of wearing a backpack. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(5), 964–969.
- Harber, K. D., Yeung, D., & Iacovelli, A. (2011). Psychosocial resources, threat, and the perception of distance and height: Support for the resources and perception model. *Emotion*, 11(5), 1080–1090.
- Hayduk, L. A. (1981). The permeability of personal space. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 13(3), 274–287.
- Hayduk, L. A. (1983). Personal space: Where we now stand. *Psychological Bulletin*, 94(2), 293–335.
- Judd, C. M., McClelland, G. H., & Ryan, C. S. (2009). *Data analysis: A model comparison approach*. Routledge/Taylor & Francis Group.
- Laney, C., Kaasa, S. O., Morris, E. K., Berkowitz, S. R., Bernstein, D. M., & Loftus, E. F. (2008). The Red Herring technique: A methodological response to the problem of demand characteristics. *Psychological Research*, 72(4), 362–375.
- Lessard, D. A., Linkenauger, S. A., & Proffitt, D. R. (2009). Look before you leap: Jumping ability affects distance perception. *Perception*, 38(12), 1863–1866.
- Lourenco, S. F., & Longo, M. R. (2009). The plasticity of near space: Evidence for contraction. *Cognition*, 112(3), 451–456.
- Morgado, N., Gentaz, E., Guinet, E., Osiurak, F., & Palluel-Germain, R. (in press). Within reach but not so reachable: Obstacles matter in visual perception of distances. *Psychonomic Bulletin & Review*.
- Morgado, N., Muller, D., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2011). Close to me? The influence of affective closeness on space perception. *Perception*, 40(7), 877–879.
- Nisbett, R. E., & Wilson, T. D. (1977). Telling more than we can know: Verbal reports on mental processes. *Psychological Review*, 84(3), 231–259.
- Orne, M. T. (1962). On the social psychology of the psychological experiment: With particular reference to demand characteristics and their implications. *American Psychologist; American Psychologist*, 17(11), 776–783.
- Pedersen, D. M. (1973). Development of a personal space measure. *Psychological Reports*, 32, 527–535.
- Proffitt, D. R., & Linkenauger, S. A. (2013). Perception viewed as a phenotypic expression. In W. Prinz, M. Beisert, & A. Herwig (Eds.), *Tutorials in Action Science*. MIT Press.
- Pylyshyn, Z. (1999). Is vision continuous with cognition?: The case for cognitive impenetrability of visual perception. *Behavioral and brain sciences*, 22(03), 341–365.
- Schnall, S., Harber, K. D., Stefanucci, J. K., & Proffitt, D. R. (2008). Social support and the perception of geographical slant. *Journal of Experimental Social Psychology*, 44(5), 1246–1255.
- Smith, N. K., Cacioppo, J. T., Larsen, J. T., & Chartrand, T. L. (2003). May I have your attention, please: electrocortical responses to positive and negative stimuli. *Neuropsychologia*, 41(2), 171–83. Retrieved from <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12459215>
- Stefanucci, J. K., & Geuss, M. N. (2009). Big people, little world: The body influences size perception. *Perception*, 38(12), 1782–1795.
- Strohmetz, D. B. (2008). Research Artifacts and the Social Psychology of Psychological Experiments. *Social and Personality Psychology Compass*, 2(2), 861–877.
- Sundstrom, E., & Altman, I. (1976). Interpersonal relationships and personal space: Research review and theoretical model. *Human Ecology*, 4(1), 47–67.
- Warren, W. H., & Whang, S. (1987). Visual guidance of walking through apertures: Body scaled information for affordances. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 13(3), 371–383.
- Witt, J. K., Proffitt, D. R., & Epstein, W. (2005). Tool use affects perceived distance, but only when you intend to use it. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 31(5), 880–888.

How to cite the present paper?

Morgado, N., Muller, D., Pinelli, M., Guinet, E., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2013, August). Does friendship influence space perception? With particular reference to the curse of the suspicious participants. In M. Knauff, M. Pauen, N. Sebanz, & I. Wachsmuth (Eds.), *Proceedings of the 35th Annual Conference of the Cognitive Science Society* (pp. 3110–3115). Austin, TX: Cognitive Science Society.

Proxemics models for human-aware navigation in robotics: Grounding interaction and personal space models in experimental data from psychology*

Marie-Lou Barnaud¹, Nicolas Morgado², Richard Palluel-Germain², Julien Diard² and Anne Spalanzani¹

Abstract—In order to navigate in a social environment, a robot must be aware of social spaces, which include proximity and interaction-based constraints. Previous models of interaction and personal spaces have been inspired by studies in social psychology but not systematically grounded and validated with respect to experimental data. We propose to implement personal and interaction space models in order to replicate a classical psychology experiment. Our robotic simulations can thus be compared with experimental data from humans. Thanks to this comparison, we first show the validity of our models, examine the necessity of the interaction and personal spaces and discuss their geometric shape. Our experiments suggest that human-like robotic behavior can be obtained by using only correctly calibrated personal spaces (i.e., without explicit representation of interaction spaces and therefore, without the need to detect interactions between humans in the environment).

I. INTRODUCTION

Human navigation, however mundane its context and purpose, is a complex activity, subject to a large number of external constraints. Avoiding bumping into two people discussing together, and avoiding disturbing these people by interrupting their interaction, are two examples of such constraints. The first is an instance of a safety constraint, useful to prevent situations potentially harmful to the navigating agent; the second is an instance of a social constraint, useful to prevent situations potentially annoying to others. Trying and avoiding being a nuisance, both to self and to others, would therefore seem to be a basic requirement for human-like navigation.

In the context of human-aware robotic navigation, autonomous robots should respect these two types of constraints. Early robotics research have mostly focused on safety constraints [1], [2], [3]. Recent developments have investigated incorporating social constraints in navigation algorithms and space representations [4], [5], [6]. In particular, robotics research has integrated various models of personal spaces (PS) and interaction spaces (IS).

For instance, PS has been modeled by asymmetrical combinations of 2D Normal distributions, centered on the navigating agent's position [7], [5], or by considering several regions around humans in the robotic environment, assigning

each region to accompanying and following tasks [8]. PS models have also been expanded, integrating explicit attraction towards interaction or, on the contrary, avoidance of interaction, in order to differentially weigh four 2D Normal distributions and obtain different PS shapes [9]. Visibility has also been considered, for instance so that robots would avoid zones that humans do not see (e.g., zones behind a corner, behind other people) [6]. Interaction space has also been modeled, for instance with Normal probability distributions, either one-dimensional or two-dimensional, according to the geometrical configuration of the interacting group [5].

Outside of robotics, experiments on animal navigation and social conventions have led to a large number of theories about personal space representation, with applications from livestock herding [10] to understanding the psychology of interaction in humans.

Hall [11], for instance, proposed the concept of proxemics to describe observations and theories of the use of space in humans. Assuming that social relationships are usually reflected in physical distances (between people), Hall defined four proxemic distances: the intimate, personal, social and public distances, which are represented by four concentric boundaries. PS conceptually matches Hall's model of personal distance.

The boundary of PS is influenced by contextual parameters (e.g., culture) or internal parameters (e.g., speed) making its direct observations difficult [12], [13]. Moreover, several authors proposed that personal space would not be concentric but would be elongated to the front [14], [15]. PS is the most studied space, but is not the only one. Indeed, more recently, psychology studies have focused on other spaces, like IS [16], either for static interactions (e.g., discussing at the water cooler) or interactions during movement (e.g., walking in group), or the affordance space [17].

So far, and to the best of our knowledge, it appears that human-aware robotics uses models of social constraints that are somewhat inspired from known representations of social spaces in humans, but not systematically grounded in experimental data from social and cognitive psychology.

This is a possible shortcoming, as it could limit the ability of robots to mimic navigation trajectories and behaviors that appear socially acceptable and natural to surrounding humans. Developing formal models of human-like social navigation could also, in turn, help social psychology identify mathematical properties of models that would be useful for understanding human behavior.

*This work was supported by the Pôle Grenoble Cognition.

¹MLB and AS are with Univ. Grenoble Alpes, Lab. LIG, Grenoble, France. INRIA. marie-loubarnaud@wanadoo.fr, anne.spalanzani@inria.fr

²NM, RPG and JD are with Univ. Grenoble Alpes, LPNC, Grenoble, France. CNRS. {Nicolas.Morgado, Richard.Palluel, Julien.Diard}@upmf-grenoble.fr

In this paper, we present a study of several models of social space representations, grounding their comparison in experimental data from the social psychology literature. More precisely, we consider a classical experiment by Efran and Cheyne [18], where human participants had to walk down a corridor, choosing whether they would pass between two confederates involved in an interaction, or avoid them and pass behind. We then define mathematical models of personal and interaction spaces. They provide navigation costs to a cost-based trajectory planning algorithm.

Our experiment addresses three questions. Can the experiment and experimental observations be replicated using our simulated robot? We demonstrate it does, in some portions of the parameter space we explored, and it does not, elsewhere. To replicate experimental data, is it necessary to involve an interaction space representation, or are personal spaces sufficient? We demonstrate that personal spaces are sufficient, and that interaction space models may be superfluous. Finally, what geometrical shapes can personal spaces have in order to explain experimental data? We demonstrate that personal spaces need to have an asymmetrical shape, elongated to the front.

To substantiate these claims, the rest of this paper is structured as follows. We first describe Efran and Cheyne’s experimental protocol and data collection, then we introduce the mathematical models for personal and interaction spaces. Our experiment, and the simulator it is implemented in, are then described, followed by the presentation and analysis of our experimental data.

II. EFRAN AND CHEYNE’S EXPERIMENTS

We summarize here the main elements and findings of the classical experiment by Efran and Cheyne [18].

Two confederates, involved in a mock discussion, stood in narrow corridors. The experiment took place in three different corridors, of widths 2.28 m, 2.49 m and 2.36 m. Confederate A was back to one wall, confederate B was facing him (or her), some distance d away. From trial to trial, distance d varied, from 0.61 m to 1.37 m. We considered 13, 15 and 15 different distances for the three corridors, respectively, for a total of 43 possible different spatial configurations. The space “outside” of the interacting pair depended on the corridor: for instance, it was only 0.21 m at its smallest (in the first corridor).

In this setting, participants were people who simply happened to walk down this corridor. They could do so either by walking outside of the interacting pair, or between confederates (see Fig. 1, top). When participants were gone from the corridor, confederates took note of the passage chosen. However, some inclusion criteria had to be met (e.g., no-one else was in the corridor during the observation). Participants were unaware that they were observed for the purpose of the experiment. There were respectively 132, 901 and 223 participants, in the three corridors. Observations were the probabilities, for each distance d , that a participant would pass between confederates: experimental data are shown in Fig. 1 (bottom).

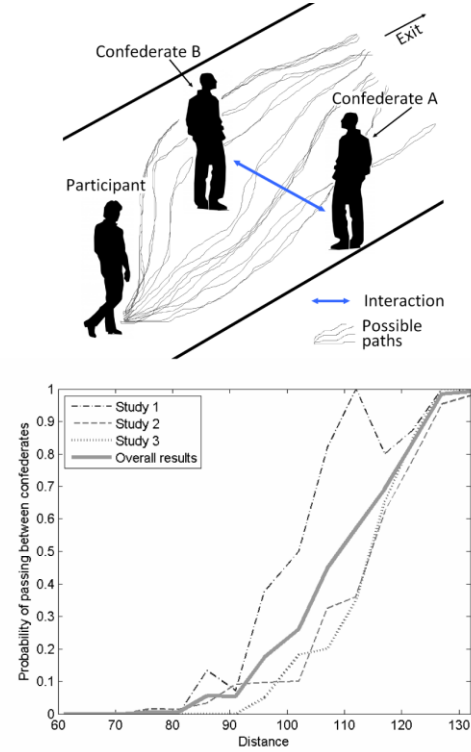


Fig. 1. Summary of Efran and Cheyne’s experiment [18]. **Top:** Schema of the experimental setup. **Bottom:** Experimental data is the probability of passing between confederates, as a function of the distance d between them.

Observations indicate, of course, that a larger distance d between confederates increased the probability that participants would pass between them, and decreased the probability of passing behind confederate B. These experimental data quantify precisely how this probability varied as a function of distance d between confederates. These are the data that we aim to mathematically replicate, in our experiment.

III. PERSONAL SPACE AND INTERACTION SPACE MODELS

A. Personal space model

We model PS in the form of a real-valued cost. Its value is 0 for positions where nothing hinders the navigating agent; on the other hand, its value is 1 for positions where something maximally disturbs or hinders it (i.e., unwanted contact or collision). Between these extremes, the cost varies gradually as a function of distance and angle to the navigating agent. Following Kirby [7], this mathematically takes the form of two Normal probability distributions on the x, y plane, joined together seamlessly on the coronal plane of the navigating agent (i.e., the plane separating what is in front to what is to the rear of the navigating agent). These two 2D Normal distributions have independent front variance σ_h and rear variance σ_r , but, by construction, they have the same side variance σ_s . Their covariance matrices are Σ_h for the

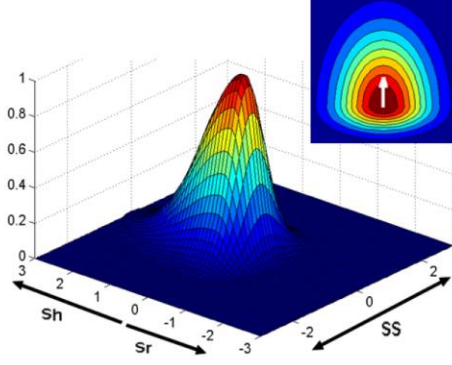


Fig. 2. Personal space model of parameters $\sigma_h = 1.0$, $\sigma_r = 0.3$, $\sigma_s = 0.5$, visualized as a real-valued function. **Inset:** The same personal space, visualized as a contour plot.

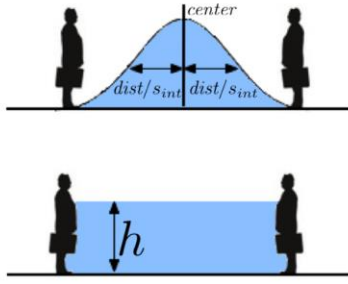


Fig. 3. Interaction space models. **Top:** Interaction space as a Normal probability distribution. **Bottom:** Interaction space as a constant function.

front 2D Normal and Σ_r for the rear 2D Normal, with:

$$\Sigma_h = \begin{pmatrix} \sigma_h & 0 \\ 0 & \sigma_s \end{pmatrix}, \quad \Sigma_r = \begin{pmatrix} \sigma_r & 0 \\ 0 & \sigma_s \end{pmatrix}. \quad (1)$$

Therefore, the personal space cost at position (x, y) relative to the navigating agent, and angle $\alpha = 0$ is given by:

$$PS(x, y) \propto \begin{cases} \mathcal{N}(x, y; [x_0, y_0], \Sigma_h) & \text{if } x_0 \geq 0 \\ \mathcal{N}(x, y; [x_0, y_0], \Sigma_r) & \text{otherwise} \end{cases}. \quad (2)$$

The general formulation, for any angle α , can be found elsewhere [7]: it basically amounts to rotating the front/rear axis by angle α . An example of a personal space cost function is shown in Fig. 2.

B. Interaction space model

In this paper, we explore two mathematical definitions for the interaction space (IS) model. We only consider one-dimensional functions, because the geometry of Efran and Cheyne's experiment only provides information about passage through the "critical line", that is to say the axis crossing the corridor at the position of the interacting confederates.

The first mathematical model was already used in previous works [5], and consists in a Normal probability distribution, defined by:

$$IS_{\mathcal{N}}(x) \propto \mathcal{N}(x; \text{center}, \text{dist}/s_{int}), \quad (3)$$

with *center* the middle position between the interacting people, *dist* the distance between them, and s_{int} a free parameter. The proportionality coefficient is defined so that the maximum value taken by this function is 1 to represent maximum hindrance.

The second mathematical model is simply a constant value between interacting people, defined by:

$$IS_c(x) = h = \min(p_{int}/\text{dist}, 1), \quad (4)$$

with h the "height" of the constant, given by the ratio between p_{int} , a free strictly positive parameter, and *dist* the distance between the interacting people, provided it does not exceed a maximum value of 1 (for representing maximum hindrance, as previously). This model represents a constant valued hindrance between interacting people, whatever the position that would be chosen by the navigating agent to pass between them.

The two mathematical definitions of interaction space we investigate are illustrated in Fig. 3.

IV. EXPERIMENT

A. Simulation of Efran and Cheyne's experiment

We have replicated Efran and Cheyne's experiment in a robotic simulator. To do so, we have created three different environments, that are corridors of the same dimensions as described by Efran and Cheyne. Static, simulated confederates A and B, and a moving simulated participant (i.e., the simulated robot) were placed in these environments. Each was implemented as a rectangle of lengths 0.3 m from "front" to "back" and 0.4 m long from left to right.

Simulated confederates were placed as in the original experiment, with the distance d between them a controlled parameter. The simulated robot was placed, at the beginning of each simulation, at the entrance of the corridor, and was provided a navigation goal at the other end. To solve the navigation task, it would therefore have to traverse the corridor, either by passing between or behind confederates, as human participants had to.

B. Trajectory generation

We used the RiskRRT (Risk Rapid-exploring Random Tree) trajectory generation algorithm [19], which is a variant of the RRT (Rapid-exploring Random Tree) algorithm [20] adapted for dynamic environment, using partial planning. The RiskRRT trajectory generation algorithm deploys a tree of nodes with associated costs, taking into account possible collisions with static and dynamic obstacles, along with social costs, and selects the branch of lower maximal cost that also progresses toward the specified goal. A sample navigation scenario, illustrating the RiskRRT algorithm, is shown in Fig. 4.

C. Collision costs and social costs

In RiskRRT, costs associated with nodes represent risk, either of collision, or of social hindrance. This cost for a position (x, y) is therefore defined as a function of the probability that position (x, y) is collision free,

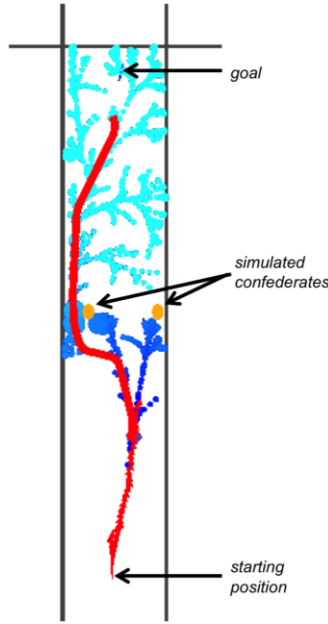


Fig. 4. Example of a navigation scenario and the possible trajectories computed by the RiskRRT algorithm. Near the simulated confederates, potential collisions and social costs increase the calculated costs of some branches of the tree. Larger costs are represented by circles of larger diameter. In this example, the simulated participant chooses to avoid passing between confederates.

$P_{WithoutColl}(x, y)$, and the probability that it is “hindrance-free”, $P_{WithoutHind}(x, y)$, with:

$$cost(x, y) = 1 - (P_{WithoutColl}(x, y) \cdot P_{WithoutHind}(x, y)) \quad (5)$$

In the simulation of Efran and Cheyne’s experiment, the probability of collision involves the probability of collision with walls in the occupancy map given to the robot, $p_{CollW}(x, y)$, or the confederates $p_{CollA}(x, y)$ and $p_{CollB}(x, y)$:

$$P_{WithoutColl}(x, y) = (1 - p_{CollW}(x, y)) \cdot (1 - p_{CollA}(x, y)) \cdot (1 - p_{CollB}(x, y)) \quad (6)$$

The probability of social hindrance involves several components: the probability that the robot at position (x, y) would invade personal spaces of confederates A and B $p_{HindC_A}(x, y)$ and $p_{HindC_B}(x, y)$, the probability of interrupting their interaction $p_{Int}(x, y)$, and the probability that outside elements would invade the personal space of the navigating agent $p_{Nav}(x, y)$:

$$P_{WithoutHind}(x, y) = (1 - p_{HindC_A}(x, y)) \cdot (1 - p_{HindC_B}(x, y)) \cdot (1 - p_{Int}(x, y)) \cdot (1 - p_{Nav}(x, y)) \quad (7)$$

The first two terms refer to the PS models centered on each confederate, using the asymmetric 2D Normal model of PS

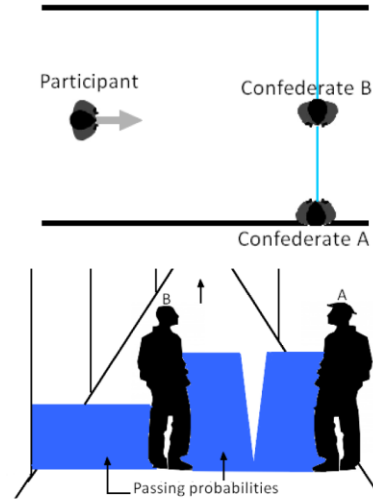


Fig. 5. **Top:** Illustration of the critical line, the only portion of interest when deciding whether to pass between or outside confederates (top view of the experimental situation). **Bottom:** Height of the critical line represents passing probabilities (perspective drawing of the experimental situation).

given by Eq. (2). $p_{Int}(x, y)$ refers either to the Normal model of IS of Eq. (3), or to the constant model of IS of Eq. (4), or can be replaced by a constant zero value for testing experimental scenarios where the interaction space model is disabled. Finally, $p_{Nav}(x, y)$ is computed by attaching a personal space model to the navigating agent, and finding the object, in the navigating agent’s neighborhood, of maximal hindrance (i.e., the navigating agent avoids being close to static or dynamic obstacles as they would invade its personal space).

Again, because of the simple geometry of the navigation scenario in Efran and Cheyne’s experiment, costs only need to be computed on the “critical line” passing through confederates and crossing the corridor (see Fig. 5, top; the critical line is, because of the geometry of Efran and Cheyne’s experiment, parallel with body and gaze orientations of confederates, and normal to the walls). In other words, we only used, from the RiskRRT algorithm, the cost computation for these positions of interest, ignoring the whole trajectory generation before or after the critical line, etc. We computed costs along this critical line, every 0.02 m, excepting positions occupied by confederates.

With these costs, we computed the probability of passing between or outside the confederates. Two methods have been explored, either by selecting the side of lowest average cost (“average” method), or by selecting the side containing the lowest cost overall (“minimum” method). A hypothetical situation illustrating the difference is shown in Fig. 5 (bottom). On this example, the “average” method would select passing outside of confederates (smaller average cost on the left side), whereas the “minimum” method would select passing between confederates (smaller minimum value on the right side).

Condition	Parameters	Min	Max	Step
PS Only	σ_h	0.7	1.5	0.1
	σ_r	0.1	1.3	0.1
	σ_s	0.3	1.5	0.1
PS + constant IS	σ_h	0.6	1.4	0.2
	σ_r	0.1	1.3	0.2
	σ_s	0.3	1.3	0.2
	p_{int}	0.0	0.8	0.2
PS + Normal IS	σ_h	0.4	1.6	0.2
	σ_r	0.1	1.3	0.2
	σ_s	0.3	1.5	0.2
	s_{int}	0.5	8.0	0.5
Constant IS Only	p_{int}	0.0	1.5	0.1
Normal IS Only	s_{int}	0.5	8	0.5

TABLE I

PARAMETER RANGES AND SAMPLING PRECISION FOR EACH EXPERIMENTAL CONDITION.

Experimental results showed that the “minimum” method yields similar observations (i.e., candidate models are ranked in the same order), with systematically worse model fit (i.e., there are larger discrepancies between data and model predictions) than the “average” method. Therefore, for the remainder of this paper, and because of lack of space, we only report below experiments with the “average” method.

D. Experimental conditions, parameter spaces, and model fit measure

To answer our questions about the necessity of modeling interaction spaces, we have explored several model combinations, resulting in five experimental conditions:

- 1) in the “PS Only” condition, personal spaces of the navigating agent and confederates were used in computations, but not interaction spaces (i.e., $p_{int} = 0$ in Eq. (8) above);
- 2) in the “PS + Constant IS” condition, personal spaces were used, along with an interaction space of constant value between confederates (i.e., $p_{int} = IS_c$);
- 3) in the “PS + Normal IS” condition, personal spaces were used, along with an interaction space following a Normal probability distribution between confederates (i.e., $p_{int} = IS_N$);
- 4) in the “Constant IS Only” condition, personal spaces were disabled, leaving only an interaction space of constant value between confederates;
- 5) finally, in the “Normal IS Only” condition, personal spaces were disabled, leaving only an interaction space of Normal shape between confederates.

For each condition, the possible parameters dimensions were sampled at discrete values: this allows a grid search for evaluating models. Ranges and precision steps are given Table I.

Enumerating all model combinations and parameter space evaluation points yielded 8,091 candidate models that we experimentally evaluated. Each of these candidate models was simulated in all of the 43 spatial configurations of our simulation of Efron and Cheyne’s experiment (recall there were three corridors, with 13 + 15 + 15 possible

distances d between confederates). Overall, we performed $8,091 \cdot 43 = 347,913$ simulations in our experiment (and again the same number for the “minimum” method, that we discounted previously).

Each of these simulations provided the probability to pass between the confederates, Sim_P , for each experimental condition, parameter values, and spatial configurations at hand. We therefore measured the model fit of each simulation, by comparing our simulated data with the experimental data of Efron and Cheyne, Obs_P , using the root of the squared error:

$$Model\ fit = \sqrt{(Sim_P - Obs_P)^2} \quad (8)$$

(i.e., we measured the RMSE for a single point). Model fit is good when the measured error is small.

V. EXPERIMENTAL RESULTS

The model fit measure we presented was aggregated in various ways during data analysis. For instance, we found out that analyzing results for each of the three simulated corridors, or by averaging over corridors, had minimal impact on observations. Therefore, in the remainder of the paper, we only discuss this global analysis of data (but see Table II).

A. Can we replicate Efron and Cheyne’s data?

The first data analysis we report aimed at verifying whether the proposed models and their combinations could account for the experimental data of Efron and Cheyne.

To do so, we studied, for each condition, the 200 parameter values with best and worse model fits found in the parameter space. Fig. 6 shows the results for conditions “PS Only”, “PS + Constant IS” and “PS + Normal IS”. We observe that, in these conditions, the best parameter values allow the simulated models to closely match experimental data, contrary to the worst parameter values, where the navigating agent passes much more frequently or less frequently between confederates.

We also studied the geometry of model fit across the parameter space, to verify whether better solutions could possibly exist outside of the chosen parameter space. We focus here on model fit in the “PS Only” condition, for all parameter values. Recall that parameter space is three-dimensional in this case, with three independent variance coefficients σ_h , σ_r and σ_s : we plot model fit against ratios σ_r/σ_h and σ_s/σ_h (Fig. 7, top) and ratios σ_r/σ_s and σ_h/σ_s (Fig. 7, bottom).

We observe flat valleys in model fit landscapes, where it is very close to its minimal value of 0.084. It is doubtful that better solutions exist outside of the parameter space we explored; examining data by Efron and Cheyne, we can hypothesize that we reached a minimal, residual value for model fit, that is due to experimental noise and small data sample (e.g., see the odd drop in passage probability around distance $d = 1.15\ m$, for corridor 1, in Fig. 1).

Overall, these results show that the chosen parameter spaces contain good solutions allowing to replicate Efron and Cheyne’s data, but not trivially so, as portions of parameter

Condition	Best parameters					Best model fit			
	Parameters	Corr1	Corr2	Corr3	Overall	Corr1	Corr2	Corr3	Overall
PS Only	σ_h	1.5	1.3	1.5	0.9	0.085	0.024	0.017	0.084
	σ_r	1.1	1.0	0.6	0.1				
	σ_s	0.3	0.6	1.5	1.5				
PS + Constant IS	σ_h	1.4	1.2	1.4	0.8	0.085	0.024	0.016	0.084
	σ_r	1.3	0.9	0.7	0.1				
	σ_s	0.3	0.7	1.3	1.1				
	p_{int}	0.6	0.2	0.6	0.4				
PS + Normal IS	σ_h	1.0	1.0	1.4	0.6	0.087	0.025	0.016	0.083
	σ_r	1.1	1.3	1.3	0.1				
	σ_s	0.3	0.5	1.3	1.5				
	s_{int}	7.0	7.5	6.0	8.0				
Constant IS Only	p_{int}	1.0	0.9	1.1	1.0	0.144	0.294	0.216	0.230
Normal IS Only	s_{int}	5.5	7.0	6.0	6.5	0.179	0.325	0.308	0.283

TABLE II

SUMMARY OF THE BEST PARAMETERS AND MODEL FITS FOR EACH EXPERIMENTAL CONDITION.

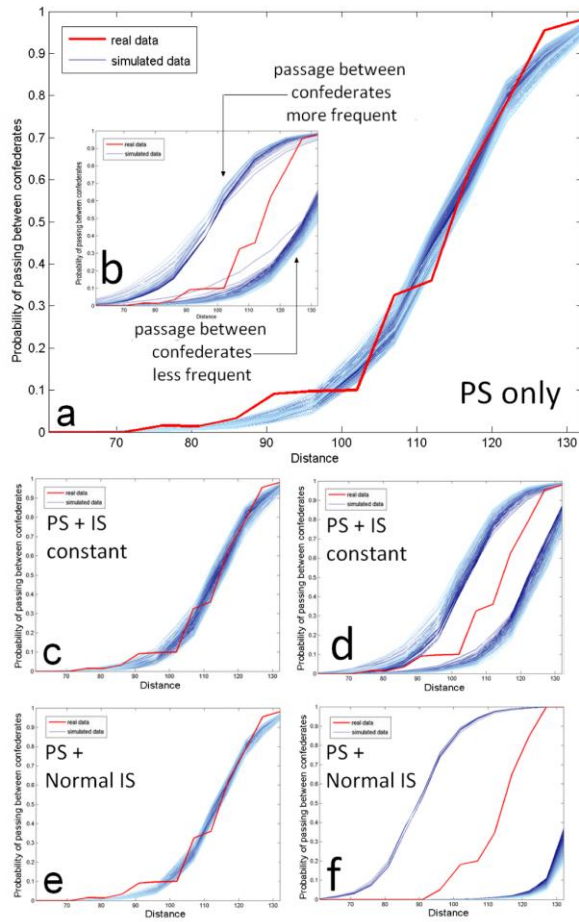


Fig. 6. Comparison of simulated passage probabilities and experimental observations by Efran and Cheyne, in corridor 2 (data are similar for other corridors). **a)** The 200 best parameter values in the “PS Only” condition replicate experimental data very well, contrary to the 200 worst **(b)**. Observations are similar in the “PS + Constant IS” **(c,d)** and “PS + Normal IS” **(e,f)** conditions.

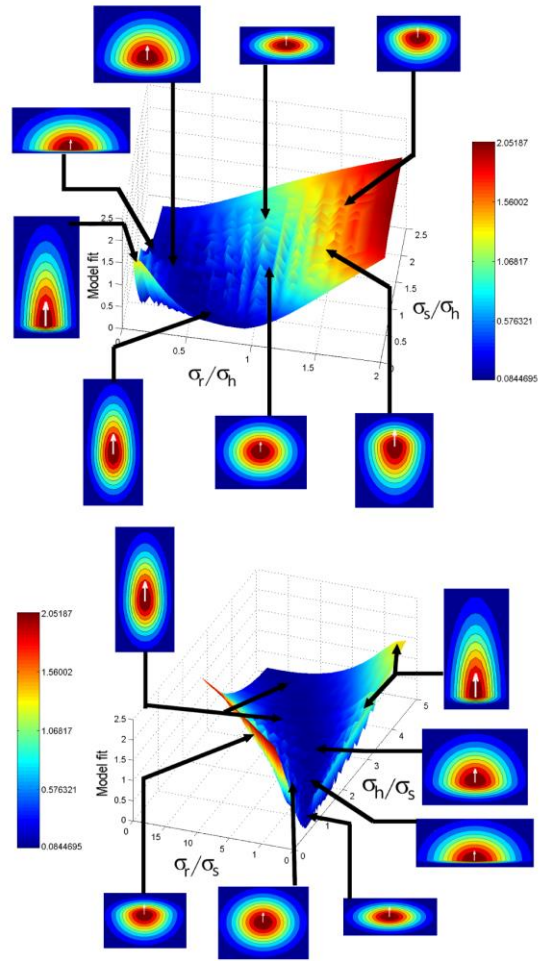


Fig. 7. Model fit in the “PS Only” condition, as a function of ratios σ_r/σ_h and σ_s/σ_h **(Top)** and as a function of ratios σ_r/σ_s and σ_h/σ_s **(Bottom)**. Insets show the corresponding PS shapes for example positions in these spaces.

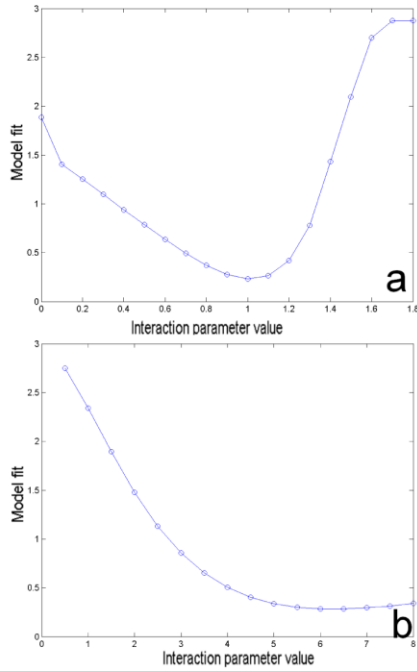


Fig. 8. Model fit as a function of the single parameter for the “Constant IS Only” (a) condition and the “Normal IS Only” (b) condition. In both cases, an optimal parameter value lies inside the explored parameter space.

spaces yield simulations that do not correspond to human behavior.

Experimental results and analyses are similar for other conditions. In particular, concerning the “Constant IS Only” and “Normal IS Only” conditions, we observe an overall worse fit, everywhere in the parameter space, compared to the “PS Only” condition (Fig. 8). These two conditions are therefore eliminated from further analysis.

B. Are interaction spaces necessary?

Previous analyses have left three conditions in competition: “PS Only”, “PS + Constant IS” and “PS + Normal IS”. Analysis of the best parameter values shows similar best model fits for each of the three conditions (see Table II). We have investigated this similarity and found that, for parameter values in models with IS, there was an equivalent parameter value for the personal space in the “PS Only” condition. Intuitively, this equivalent model simply replaces the IS between confederates by an increase in the front variance of the PS. We compared for instance the best parameters in the “PS Only” and the “PS + Normal IS”, in the overall analysis (all three corridors combined). Removing a Normal IS with $s_{int} = 8.0$ modifies the front variance of the PS from $\sigma_h = 0.6$ to $\sigma_h = 0.9$. The situation is similar when comparing the “PS Only” and “PS + Constant IS” conditions, but with less marked increases in σ_h .

This means that models with explicit IS are equivalent to a model without IS, but with different parameters. This is

both a good and a bad news. The bad news is that, in terms of scientific analysis, this leads to a negative conclusion: this shows that the data of Efran and Cheyne cannot discriminate between models with or without IS. From these data, it is impossible to know whether humans use an IS representation, or whether they only rely on a PS representation. It could also be the case that humans only use plastic PS representations, that are modified according to context, as some psychological experiments have already suggested [14], [13].

On the other hand, the good news is that using only a PS of fixed parameters yields very good results, with respect to the replication of Efran and Cheyne’s experiment: notice that valleys of near optimal parameter configurations are wide (Fig. 7), indicating a robust model. We pursue the previous example: assume removing the IS from the optimal “PS + Normal IS”, but not increasing σ_h . It can be verified that not increasing σ_h would only marginally affect model fit (compare, in Fig. 7 (top), the point at $\sigma_s/\sigma_h = 1.5/0.6 = 2.5$ and $\sigma_r/\sigma_h = 0.1/0.6 = 0.16$ with the point at $\sigma_s/\sigma_h = 1.5/0.9 = 1.6$ and $\sigma_r/\sigma_h = 0.1/0.9 = 0.11$: both lie in the near-optimal valley).

Taking only PS models into account, ignoring IS altogether, also would yield simpler robotic implementation. First, it reduces parameter space by one-dimension; as we showed that it would not decrease model performance, a parsimony argument supports this simplification. This observation also leads to an intriguing possibility for human-aware navigation in robotics. This suggests that detecting interactions in human populated environments, which is possibly a costly and difficult step, might be superfluous. At least for interactions when people are separated by small distances, a representation of their PS already ensures avoiding interrupting their interactions. Whether this extends to interactions on a larger spatial scale, or involving more than two people, is an open question.

C. What is the geometry of personal space?

Examining the model fit landscapes of the “PS Only” condition (Fig. 7) suggests that only some PS shapes yield adequate replication of Efran and Cheyne’s data. Examples in valleys of good solutions all have similar geometries, with an asymmetrical shape, elongated to the front and short to the rear.

This result is not compatible with Hall’s original proposal [11] of PS as concentric circles (a circular PS can be seen in Fig. 7 as a mediocre solution). In contrast, it strongly supports other proposals which have suggested asymmetrical shapes, similar to the ones we obtained in our experiment [14], [15].

VI. CONCLUSION

In this paper, we have presented an experiment comparing robotic simulations of PS and IS with experimental data from psychological literature, in a corridor crossing navigation scenario involving avoiding people in interaction. We have proposed several models of IS, and a model of PS, to investigate their combinations extensively.

Our results indicate that the proposed models, with correct parameter values, can adequately replicate the experimental data of Efran and Cheyne. This could benefit future robotic applications, by providing PS parameters that were demonstrated to yield navigation strategies very close to human behavior (i.e., grounding Kirby's asymmetrical Normal model [7] in data from experimental psychology). We have also demonstrated that PS was sufficient in the navigation scenario we explored, and that omitting an explicit IS would only marginally decrease model fit. In a robotic application context, this suggests that detecting interactions might be superfluous, and only representing PS would be enough to obtain human-like group avoidance.

Finally, the analysis of PS geometry strongly suggests that human PS would be asymmetrical and elongated to the front, supporting some non-mathematical models of PS in psychological literature. However, because of the simplicity of Efran and Cheyne's experiment, some geometrical properties could not be investigated (e.g., the critical line "hides" the 2D shape of IS).

The generalizability of our results thus appears to be an interesting topic for future research. A large number of variations on Efran and Cheyne's initial experiments are easily imagined; we describe a few. For instance, if one of the confederates is not a person but a robot, would a different personal space be needed around the robotic confederate? Would it have a personal space, at all? If there is a single person in a corridor reading a poster on the wall, would a person-object interaction space be needed to correctly describe human navigation behavior? What if there is a poster (or a TV-set), but no-one currently watching it: would an affordance space be needed [17]?

Some of these variants would ask questions already treated experimentally in the psychological literature. For instance, in some of our previous experiments, we have studied the influence of affective variables like closeness or friendship between confederates and the navigating agent on his or her navigation behavior [21], [22]. The method we have described here could be applied to this data to refine and enrich our model of social navigation.

A more technical question concerns the generalizability of our work with respect to the choice of RiskRRT as a robotic simulator. In our simulations, it appears that computing navigation costs along the critical line was the only component of RiskRRT that was used. This suggests a certain robustness of our approach, in the sense that it is probably independent of the specificities of RiskRRT, and should extend to other cost-based social navigation method.

At the core of the experiment we presented here, lies the method we used for grounding robotic social navigation in human data. This method appears general enough to be extended to other and more complex scenarios, hopefully yielding testable predictions and helping to close the loop between robotics and experimental psychology.

REFERENCES

- [1] J. Borenstein and Y. Koren, "The vector field histogram-fast obstacle avoidance for mobile robots," *Robotics and Automation, IEEE Transactions on*, vol. 7, no. 3, pp. 278–288, Jun 1991.
- [2] D. Fox, W. Burgard, and S. Thrun, "The dynamic window approach to collision avoidance," *Robotics and Automation Magazine, IEEE*, vol. 4, no. 1, pp. 23–33, Mar 1997.
- [3] O. Khatib, "Real-time obstacle avoidance for manipulators and mobile robots," *Robotics and Automation, Proceedings. 1985 IEEE International Conference on*, vol. 2, pp. 500–505, Mar 1985.
- [4] R. Kirby, R. Simmons, and J. Forlizzi, "Companion: A constraint-optimizing method for person acceptable navigation," *The 18th IEEE International Symposium on Robot and Human Interactive Communication*, 2009.
- [5] J. Rios-Martinez, A. Spalanzani, and C. Laugier, "Understanding human interaction for probabilistic autonomous navigation using Risk-RRT approach," in *Intelligent Robots and Systems (IROS), 2011 IEEE/RSJ International Conference on*. IEEE, 2011, pp. 2014–2019.
- [6] E. A. Sisbot, L. F. Marin-Urias, R. Alami, and T. Simeon, "A human aware mobile robot motion planner," *Robotics, IEEE Transactions on*, vol. 23, no. 5, pp. 874–883, 2007.
- [7] R. Kirby, "Social robot navigation," Ph.D. dissertation, Carnegie Mellon University, The Robotics Institute, 2010.
- [8] A. Pandey and R. Alami, "A framework towards a socially aware mobile robot motion in human-centered dynamic environment," in *IEEE/RSJ International Conference on Intelligent Robots and Systems*, 2010, pp. 5855–5860.
- [9] M. Svenstrup, S. Tranberg, H. Andersen, and T. Bak, "Pose estimation and adaptive robot behaviour for human-robot interaction," in *IEEE International Conference on Robotics and Automation*, 2009, pp. 3571–3576.
- [10] H. Hediger, *Studies of the psychology and behavior of captive animals in zoos and circuses.*, B. S. Publications, Ed. Criterion Books, Inc., 1955.
- [11] E. T. Hall, *The hidden dimension*. Anchor Books New York, 1969, vol. 1990.
- [12] L. A. Hayduk, "Personal space: An evaluative and orienting overview," *Psychological Bulletin*, vol. 85, no. 1, p. 117, 1978.
- [13] R. Sommer, "From personal space to cyberspace," *Handbook of environmental psychology*, vol. 2, 2002.
- [14] L. A. Hayduk, "The shape of personal space: An experimental investigation," *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, vol. 13, no. 1, pp. 87–93, 1981.
- [15] D. Helbing and P. Molnar, "Social force model for pedestrian dynamics," *Physical Review*, vol. 51, p. 42824286, 1995.
- [16] A. Kendon, "Spacing and orientation in co-present interaction," in *Development of Multimodal Interfaces: Active Listening and Synchrony*. Springer, 2010, pp. 1–15.
- [17] F. Lindner and C. Eschenbach, "Towards a formalization of social spaces for socially aware robots," in *Spatial Information Theory*. Springer, 2011, pp. 283–303.
- [18] M. G. Efran and J. A. Cheyne, "Shared space: The co-operative control of spatial areas by two interacting individuals," *Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement*, vol. 5, no. 3, pp. 201–210, 1973.
- [19] C. Fulgenzi, A. Spalanzani, C. Laugier, and C. Tay, "Risk based motion planning and navigation in uncertain dynamic environment," E-MOTION - INRIA Grenoble Rhône-Alpes / LIG Laboratoire d'Informatique de Grenoble, Tech. Rep., Oct. 2010.
- [20] S. M. LaValle, "Rapidly-exploring random trees a new tool for path planning," CS Dept., Iowa State Univ., Tech. Rep., 1998.
- [21] N. Morgado, D. Muller, R. E. Gentaz, and R. Palluel-Germain, "Close to me? the influence of affective closeness on space perception," *Perception*, vol. 40, no. 7, pp. 877–879, 2011.
- [22] N. Morgado, D. Muller, M. Pinelli, E. Guinet, E. Gentaz, and R. Palluel-Germain, "Does friendship influence space perception? with particular reference to the curse of the suspicious participants," in *Proceedings of the 35th Annual Conference of the Cognitive Science Society*, M. Knauff, M. Pauen, N. Sebanz, and I. Wachsmut, Eds. Austin, TX: Cognitive Science Society, 2013.

Curriculum Vitae

Nicolas Morgado

1 rue Carmagnole Liberté
38130 Échirolles

Né le : 18/04/1987

Tel : (+33) 6 50239479

E mail: nicolas.morgado@upmf-grenoble.fr

WebPage : http://webcom.upmf-grenoble.fr/LPNC/membre_nicolas_morgado

Post-doctorant en Psychologie

Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition

CNRS UMR 5105

Université Pierre Mendès-France

Bâtiment Sciences de l'Homme et Mathématiques

BP47, 38040 Grenoble Cedex 9 France

EXPÉRIENCE PROFESSIONNELLE ET FORMATION UNIVERSITAIRE

2015 Vacations d'enseignement

Institution : Université Pierre Mendès-France, Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (LPNC), Grenoble (38), France

2014-2015 Post-doctorat en Psychologie

Institution : Université Pierre Mendès-France, Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (LPNC), Grenoble (38), France

Sous la direction de : Richard Palluel-Germain

Thème : L'influence du pouvoir sur les comportements d'approche et sur la perception de l'espace

Financement : Projet ConstrainPercept (ANR-12-JSH2-0008-01) financé par l'Agence Nationale de la Recherche

2011-2014 Doctorat en Psychologie avec missions d'enseignant

Institution : Université Joseph Fourier, Laboratoire de Psychologie et Neurocognition (LPNC), Grenoble (38), France

Sous la direction de : Richard Palluel-Germain et Édouard Gentaz

Titre : L'influence des contraintes physiques et sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace

Financement : Allocation de recherche financée par le Ministère de l'Education Nationale de la Recherche et des Technologies, Université Joseph Fourier. Certains de nos travaux ont également été financés par l'Agence Nationale de la Recherche (ConstrainPercept ANR-12-JSH2-0008-01).

Soutenance publique : 21 novembre 2014 à l'Université Pierre Mendès-France, Grenoble II

Membres du jury : Denis Brouillet (examineur), Yann Coello (rapporteur), François Ric (rapporteur), Rémy Versace (examineur)

2010-2011 Vacations de recherche : Saisie de données

Institution : Laboratoire Inter-universitaire de Psychologie, Grenoble (38), France

Vacations de recherche : Évaluation cognitive d'enfants dans des écoles de l'agglomération lyonnaise

Institution : CNRS, Grenoble (38), France

2009-2011 Master Recherche en Psychologie spécialité neurocognition et cognition sociale

Institution : Université Pierre-Mendès-France (UPMF)

Mention : Très bien

Travail de recherche de M2 (Stage de recherche au LPNC)

Sous la direction de : Richard Palluel-Germain et Édouard Gentaz

Titre : « Ami ou ennemi ? » Les relations sociales influencent-elles la perception de l'espace ?

Note au mémoire : 18/20

Travail de recherche de M1 (Stage de recherche au LPNC)

Directeurs de mémoire : Richard Palluel-Germain et Édouard Gentaz

Titre : Effet du sentiment de proximité sur les jugements de passabilité entre deux personnes

Note au mémoire : 18/20

2009-2010 Stage d'observation en neuropsychologie

Institution : Centre Hospitalier Universitaire (CHU), Grenoble (38), France

2008-2009 Stage d'observation en psychologie clinique et thérapies cognitives et comportementales

Institution : Clinique d'alcoologie Saint-Salvadou, Albi (81), France

Stage d'observation en neuropsychologie

Institution : Centre Mutualiste de Rééducation Fonctionnelle (CMRF), Albi (81), France

Stage d'observation en psychologie clinique et thérapies cognitives et comportementales

Institution : Centre Mutualiste de Rééducation Fonctionnelle (CMRF), Albi (81), France

Stage d'observation en psychologie Clinique et psychothérapies systémiques

Institution : Cabinet associé à l'Institut Gregory Bateson, Toulouse (38), France

2006-2009 Licence en Psychologie

Institution : Centre universitaire de formation et de recherche Jean-François Champollion

Mention : Bien

Travail de recherche de L3 (Stage de recherche au CLLE)

Sous la direction de : Julien Cegarra

Titre : Travaux préliminaires autour de la validation d'une version française d'un questionnaire d'autoévaluation de la charge de travail : Le NASA-TLX

Note au mémoire : 19/20

Travail de recherche de L2 (Assistance scientifique)

Sous la direction de : Laurent Ferrier

Titre : Quand nos yeux parlent pour nos doigts : Impact de l'intermodalité visuotactile sur l'évaluation hédonique de stimuli colorés

Note au mémoire : 18,5/20

DOMAINE DE RECHERCHE

L'influence des contraintes physiques et sociales des actions sur la perception visuelle de l'espace

ARTICLES PUBLIÉS DANS DES REVUES À COMITÉ DE LECTURE

Osiurak, F., **Morgado, N.**, Vallet, G. T., Drot, M., & Palluel-Germain, R. (2014). Getting a tool gives wings:

Overestimation of tool-related benefits in a motor imagery task and a decision task. *Psychological Research*, 78(1), 1-9. doi:10.1007/s00426-013-0485-9

Morgado, N., Gentaz, E., Guinet, E., Osiurak, F., & Palluel-Germain, R. (2013). Within reach but not so reachable:

Obstacles matter in visual perception of distances. *Psychonomic Bulletin & Review*, 20(3), 462-467. doi:10.3758/s13423-012-0358-z

Osiurak, F., **Morgado, N.**, & Palluel-Germain, R. (2012). Tool use and perceived distance: When unreachable becomes spontaneously reachable. *Experimental Brain Research*, 218(2), 331-339.

doi:10.1007/s00221-012-3036-5

Morgado, N., Muller, D., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2011). Close to me? The influence of affective closeness on space perception. *Perception*, 40(7), 877-879. doi:10.1068/p6830

COMMUNICATIONS AVEC ACTES

Barnaud, M.-L., **Morgado, N.**, Palluel-Germain, R., Diard, J., & Spalanzani, A. (2014). Proxemics models for human-aware navigation in robotics: Grounding interaction and personal space models in experimental data from psychology. In *Proceedings of the 3rd IROS'2014 workshop "Assistance and Service Robotics in a Human Environment."* Chicago, Ill.

Morgado, N., Muller, D., Pinelli, M., Guinet, E., Gentaz, E., Palluel-Germain, R. (2013). Does friendship influence space perception? In M. Knauff, M. Pauen, N. Sebanz, & I. Wachsmuth (Eds.), *Proceedings of the 35th Annual Conference of the Cognitive Science Society* (pp. 3110-3115). Austin, TX: Cognitive Science Society.

Cegarra, J., & **Morgado, N.** (2009). Étude des propriétés de la version francophone du NASA-TLX. In B. Cahour, F. Anceaux, A. Giboins (Eds.), *EPIQUE 2009 : 5^{ème} Colloque de Psychologie Ergonomique* (pp. 233-239). Nice, France: Société Française de Psychologie.

AUTRES COMMUNICATIONS

- Morgado, N.**, Muller, D., Jurdit, S., Guinet, E., & Palluel-Germain, R. (2014, February). The effect of social comparison on the visual perception of apertures. Poster presented at the 15th Annual Meeting of the Society for Personality and Social Psychology, Austin, Texas. (Also presented in October 2013 at the International Symposium on Vision, Action, and Concepts, Lille)
- Morgado, N.** (2013, September). L'influence des contraintes de l'action sur la perception visuelle de l'espace. Presentation at RILs 2013 : Rencontre inter-laboratoire en psychologie sociale, Grenoble, France.
- Morgado, N.**, Muller, D., Pinelli, M., Guinet, E., Gentaz, E., Palluel-Germain, R. (2013, July & August). Do social relationships influence space perception? Poster presented at the 35th Annual Meeting of the Cognitive Science Society, Berlin, Germany.
- Morgado, N.** (2013, July). Le manqué de puissance dans les tests d'hypothèse. Présentation et discussion d'un article lors du Club Vision, Laboratoire de Psychologie et NeuroCognition, Université Pierre Mendès-France, Grenoble, France.
- Morgado, N.**, Palluel-Germain, R., Muller, D., & Gentaz, E. (2012, September). The link between affective closeness and space perception. Poster presented at the 5th International Conference on Spatial Cognition: "Space and Embodied Cognition", Rome, Italy.
- Palluel-Germain, R., **Morgado, N.**, Osiurak, F., & Gentaz, E. (2012, September). Physical constraints of action matter: Their effect on perceived distances. Poster presented at the 5th International Conference on Spatial Cognition: "Space and Embodied Cognition", Rome, Italy.
- Palluel-Germain, R., **Morgado, N.**, Gentaz, E., Muller, D., & Osiurak, F. (2011, September). Intégration des facteurs psycho-sociaux dans la perception spatiale. *La pratique : Un lieu de théories, 53ème Congrès National de la Société Française de Psychologie*. Metz, France.
- Palluel-Germain, R., **Morgado, N.**, Gentaz, E., Muller, D., & Osiurak, F. (2011, May). Intégration des facteurs psycho-sociaux dans la perception spatiale. *Rencontres du Pôle Grenoble Cognition (2^{ème} édition)*. Grenoble, France.
- Morgado, N.**, Muller, D., Gentaz, E., & Palluel-Germain, R. (2011, May). *The influence of affective closeness on space perception*. Poster presented at the conference « Le cerveau social : un pléonasme ? », Paris, France.

CHAPITRES DANS DES OUVRAGES COLLECTIFS

- Palluel-Germain, R. & **Morgado, N.** (in press). Un espace en action : Quand les contraintes physiques et sociales intègrent notre perception visuelle de l'espace. In A. Berthoz & C. Debru (Eds.), *Anticipation et voyage mental*. Paris : Odile Jacob.

DÉTAIL DES ENSEIGNEMENTS

Cours Magistraux

2013-2014 L'influence des contraintes physiques et sociales des actions sur la perception de l'espace

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Niveau et spécialité : Master 1 de Psychologie

Nombre d'heures en équivalent TD : 18

Travaux dirigés

2015 Psychologie différentielle et Psychométrie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Niveau et spécialité : Licence 2 de Psychologie

Nombre d'heures en équivalent TD : 28

2011-2014 Introduction à la recherche et Travail d'Étude

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Niveau et spécialité : Licence 3 de Psychologie

Nombre d'heures en équivalent TD : 27

Psychologie différentielle et Psychométrie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Niveau et spécialité : Licence 2 de Psychologie

Nombre d'heures en équivalent TD : 84

Analyse des données

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Niveau et spécialité : Licence 1 de Psychologie

Nombre d'heures en équivalent TD : 20

Psychologie cognitive : Méthode expérimentale

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Niveau et spécialité : Licence 1 de Psychologie

Nombre d'heures en équivalent TD : 50

ENCADREMENTS DE TRAVAUX DE RECHERCHE

2013-2014 Co-encadrement du travail d'étude de huit étudiants de Licence 3 de Psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrant : Richard Palluel-Germain

Thème : Réplication de l'effet de la présence d'un avatar sur la dépendance spatiale de l'effet de compatibilité motrice

Co-encadrement du mémoire de recherche d'une étudiante de Master 2 de psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrant : Richard Palluel-Germain

Thème : L'influence du pouvoir sur la perception de l'espace

2012-2013 Co-encadrement du mémoire de recherche d'un étudiant de Master 2 de psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrants : Richard Palluel-Germain et Céline Bayens

Thème : L'influence de l'anxiété sociale sur la perception de la largeur d'une ouverture entre deux personnes

Co-encadrement du mémoire de recherche d'une étudiante de Master 1 de psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrants : Richard Palluel-Germain et Dominique Muller

Thème : L'influence de la comparaison sociale sur la perception de la largeur d'une ouverture entre un mur et une personne

Co-encadrement du mémoire de recherche de deux étudiantes de Master 1 de psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrant : Richard Palluel-Germain

Thème : L'influence du pouvoir sur la perception de la taille du corps, de la longueur des bras et de l'atteignabilité des objets

2011-2012 Co-encadrement du mémoire de recherche d'un étudiant de Master 1 de psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrant : Richard Palluel-Germain

Thème : L'influence du dégoût sur la dépendance spatiale de l'effet de compatibilité motrice

2010-2011 Co-encadrement du mémoire de recherche d'une étudiant de Master 1 de psychologie

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Co-encadrant : Richard Palluel-Germain

Thème : L'influence de la largeur d'un obstacle sur la perception des distances

AUTRES ACTIVITÉS

Depuis 2011 Expertise d'articles

Revues : Acta Psychologica, European Journal of Social Psychology, L'Année Psychologique, Neuroscience Letters, Psychonomic Bulletin and Review

2011-2014 Activités administratives

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Tâches : Surveillance et correction d'examens + participation aux jury

2014 Ecriture d'une demande de financements post-doctorale à la fondation Fyssen

Titre : Le système moteur comme médiateur de l'influence des émotions sur la perception de l'espace

2012 Contribution à une demande de financements nationale

Type : ANR Jeune Chercheur

Porteur du projet : Richard Palluel-Germain

Titre du projet : Projet CONSTRAINTPERCEPT—Integration of physical and social constraints in visual perception of space

Participation à la Fête de la Science

Institution : Université Pierre-Mendès-France, Grenoble, France

Tâche : Organisation d'une conférence sur les addictions

2011 Contribution à une demande de financements nationale

Type : ANR Jeune Chercheur

Porteur du projet : Richard Palluel-Germain

Titre du projet : Projet IPSOP—Integration of psychosocial factors in visual perception

Contribution à une demande de financements régionale

Type : Projet Cible—Région Rhône-Alpes

Porteur du projet : Richard Palluel-Germain

Titre du projet : Intégration des facteurs psychosociaux dans la perception visuelle

PRINCIPALES FORMATIONS SUIVIES PENDANT MON DOCTORAT

2013-2014 Modélisation statistique

Penser les sciences : Approches philosophiques, sociologiques et historiques

2012-2013 Méthodes et outils pour la démarches expérimentale : Approche qualitative et quantitative

Initiation à l'utilisation du système de capture du mouvement Vicon

Mise en page de documents scientifiques

Mise en page de poster

Prévention et secours civique niveau 1

2011-2012 Initiation à l'utilisation du langage R pour l'analyse des données

Cognition Bayésienne

Expression orale et prise de parole en public

Initiation à l'esprit critique et Zéthétique

Initiation à l'utilisation de Gimp

Initiation à l'utilisation d'Audacity

