HÉTÉROGÉNÉITÉ DE LA TERRE ET RARETÉ ÉCONOMIQUE

Jean-Sauveur Ay

▶ **To cite this version:**

Jean-Sauveur Ay. HÉTÉROGÉNÉITÉ DE LA TERRE ET RARETÉ ÉCONOMIQUE. Economies et finances. Université de Bourgogne, 2011. Français. ⟨NNT : ⟩. ⟨tel-00629142v2⟩

HAL Id: tel-00629142

https://theses.hal.science/tel-00629142v2

Submitted on 5 Oct 2011

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.

HAL Authorization

UNIVERSITÉ DE BOURGOGNE
École doctorale LISIT 491

THÈSE
pour obtenir le grade de
Docteur en Sciences Économiques

HÉTÉROGÉNÉITÉ DE LA TERRE ET RARETÉ ÉCONOMIQUE

Thèse soutenue publiquement par :

JEAN-SAUVEUR AY,

le Mercredi 6 juillet 2011.

JURY :

Jean Cavailhès	*Directeur*	Directeur de recherche à l'INRA, Dijon
Julie Le Gallo	*Examinatrice*	Professeure à l'université de Franche-Comté
Chantal Le Mouël	*Examinatrice*	Directrice de recherche à l'INRA, Rennes
Andrew Plantinga	*Rapporteur*	Professeur à l'Oregon State University
Gilles Rotillon	*Rapporteur*	Professeur à l'Université Paris X-Nanterre
Mabel Tidball	*Examinatrice*	Directrice de recherche à l'INRA, Montpellier

Résumé

LA RARETÉ DE LA TERRE fait l'objet de préoccupations récurrentes dans l'opinion publique et ses institutions. Le consensus sur la croissance à venir de la demande – pour l'alimentation mais également les agrocarburants, l'urbanisation, les services écosystémiques ou la protection de la nature – défie la capacité de la ressource disponible à remplir les fonctions qui lui sont attribuées. Sur cette question souvent formulée en termes de quantités disponibles (en hectares), l'objet de cette thèse est de définir et d'étudier la dimension qualitative de la rareté. Parce que la terre est hétérogène et localisée, les possibilités d'adaptation de l'offre – en particulier par des changements d'usage – s'avèrent contraintes par les disponibilités en attributs non reproductibles (nature des sols, climat, accessibilité). Cette constatation n'est pas nouvelle (Ricardo, 1817) mais nous en proposons des prolongements.

Sous un angle théorique, un modèle d'allocation optimale avec une hétérogénéité en plusieurs dimensions (une pour chaque usage) est élaboré. Il articule l'usage de la terre, sa valeur et les préférences de la population. Avec un marché foncier concurrentiel, l'allocation s'établit selon la logique des avantages comparatifs et ramène la loi des rendements décroissants de Ricardo à un cas particulier relativement défavorable. Le modèle admet en outre la possibilité de rendements croissants. En présence d'un marché défaillant, nous montrons l'importance de l'information disponible sur l'hétérogénéité – les variabilités marginales et les corrélations entre elles – pour mettre en œuvre l'action publique. Le modèle présente toutefois des situations où des informations supplémentaires ne permettent pas de faire de meilleurs choix. Globalement, ces résultats déplacent le *focus* de la rareté vers des mesures statistiques sur les différentes valorisations de la terre et de son caractère localisé.

Sous un angle empirique, nous étudions l'hétérogénéité par le biais du prix de la terre (Côte d'Or, 1993–2005) et des choix des exploitations agricoles (bassin parisien, 1992–1993). La première approche consiste à relier les prix observés aux caractéristiques pédologiques (texture du sol, réserve en eau utile, hydromorphie) et topographiques (altitude, pente) par la méthode hédonique. Nous obtenons des effets cumulés, pour ces deux classes d'attributs, de l'ordre de 35–60% des prix. La deuxième approche consiste à révéler les coûts d'opportunité issus du retrait de l'usage agricole en utilisant la réforme de la Politique Agricole Commune comme une expérience naturelle. Face à l'obligation de geler des surfaces préalablement cultivées pour toucher des aides directes, les choix des agriculteurs reflètent des arbitrages coût/bénéfice qui, par l'observation des bénéfices, permettent de déduire les coûts. L'hétérogénéité de la terre est alors identifiée par sa structure spatialisée.

Après lui avoir reconnu une importance économique, nous utilisons l'hétérogénéité de la terre pour étudier l'équité de politiques simulées afin d'augmenter la biodiversité sur les terres agricoles en Provence Alpes Côte-d'Azur. L'échelle de détermination des objectifs politiques (régionale ou départementale) peut limiter ou amplifier la rareté locale de la terre. Lorsque les objectifs sont régionaux, les départements relativement mieux dotés (Var et Vaucluse) concentrent la conservation alors que pour des objectifs départementaux les unités relativement moins bien dotées (Alpes-Maritimes) présentent des coûts élevés. Les considérations d'équité permettent d'obtenir une solution intérieure à cet arbitrage.

Abstract

LAND SCARCITY is a recurrent public concern with important policy implications. Growing demand – for food as well as clean energy, urbanization, ecosystem services or wildlife conservation – challenges the capacity of available resources to fulfill these needs. On the matter of land scarcity, often characterized in terms of available acreages (in hectare), the objective of this thesis is to define and study its qualitative dimension. Because land resources are heterogeneous and spatially fixed, the augmentation of supply – in particular by changing land uses – is constrained by the existing distribution of non-producible attributes (e.g. soil quality, climate, accessibility). This recognition is not new, (Ricardo, 1817), but we propose here some extensions.

From a theoretical point of view, we develop a model of optimal land-use allocation with multidimensional heterogeneity (one for each use). It connects land use, land value and social preferences. In a competitive land market, the allocation is determined by comparative advantages. Following a shift in preferences, the law of diminishing returns of land is presented as a special case of a model that admits increasing returns. With market failures, we show the importance of information about the distribution of heterogeneity – marginal variations and the correlations between them – to implement public action. However, the model presents some situations when additional information does not imply the possibility to make better choices. In general, these results move the analysis of land scarcity in direction of statistically measuring the value of different uses of the same resource.

From an empirical point of view, we study land heterogeneity by land price (*Côte d'Or*, 1993–2005) and by observed choices of farmers (*bassin parisien*, 1992–1993). The first work relies on observed prices, soil attributes (water-holding capacity, textures, hydromorphy), and topography (altitude, slope) within an hedonic framework. We obtain cumulative effects of these land characteristics which explain approximately 35–60% of land value. The second work consists in revealing the opportunity costs of cropland diversion by using 1992 CAP reform as a quasi-experiment. Under the compulsory set-asides required to regularly obtain direct payments, farmers' choices correspond to benefit/cost trade-offs which, by observing benefits, permit the computation of the costs. Land heterogeneity is then identified by the spatial pattern of opportunity cost, after controlling for farm-level economic structure.

The last part of the thesis uses land heterogeneity to study the equity of simulated biological conservation policies on farmland in *Provence* region. The administrative scale at which policy objectives are determined (*région* or *departement*) can increase or decrease local land scarcity. With regional objectives, conservation efforts are concentrated in administrative units that have better land endowments (*Var* and *Vaucluse*). With local objectives conservation efforts are concentrated in the administrative units with the poorest land endowments (*Alpes-Maritimes*). Equity considerations allow us to find an interior solution to this trade-off.

Keywords : natural resource scarcity, land value, bidimensional heterogeneity, biological conservation, hedonic analysis.

Table des matières

INTRODUCTION GÉNÉRALE **1**

I PREMIÈRE PARTIE : ANALYSE THÉORIQUE **11**

1 LE CADRE GÉNÉRAL :

« Marge extensive et marge intensive avec hétérogénéité de la terre » **13**

1.1 **Introduction** . . . 14
1.2 **Terre homogène** . . . 16
1.2.1 Planification . . . 18
1.2.2 Décentralisation . . . 19
1.2.3 Marge extensive . . . 21
1.2.4 Marge intensive . . . 23
1.2.5 Généralisation . . . 25
1.3 **Terre hétérogène** . . . 26
1.3.1 Planification . . . 27
1.3.2 Décentralisation . . . 30
1.3.3 Hétérogénéité unidimensionnelle . . . 31
1.3.4 Hétérogénéité bidimensionnelle . . . 37
1.4 **Conclusion** . . . 41
1.A Possibilités de substitution entre usages de la terre . . . 43
1.B Écriture de la forme réduite des productions agricoles . . . 44
1.C Figures supplémentaires . . . 47

2 LA RÉGULATION PUBLIQUE :

« Intervention sur le foncier agricole pour contribuer à la gestion de l'eau » **51**

2.1 **Introduction** . . . 52
2.2 **Modèle** . . . 54
2.2.1 Dotations en terre . . . 55
2.2.2 Programme . . . 56
2.3 **Information disponible** . . . 58
2.3.1 Information agrégée . . . 59
2.3.2 Information agricole . . . 60
2.3.3 Information hydrologique . . . 63

2.3.4 Information parfaite . . . 64
2.3.5 Synthèse . . . 66
2.4 **Contexte institutionnel** . . . 67
2.4.1 Contrôle des surfaces . . . 68
2.4.2 Contrôle du budget disponible . . . 70
2.4.3 Contrôle de la gestion de l'eau . . . 71
2.5 **Analyse de sensibilité** . . . 73
2.5.1 Principe . . . 73
2.5.2 Cas log-normaux . . . 75
2.5.3 Copules bivariées . . . 76
2.6 **Conclusion** . . . 77
2.A Méthode d'optimisation . . . 79
2.B Troncatures et espérances conditionnelles . . . 80
2.C Preuves de la section 2.4 . . . 81
2.D Figures de l'analyse de sensibilité . . . 83

II DEUXIÈME PARTIE : ANALYSE EMPIRIQUE 89

3 L'HÉTÉROGÉNÉITÉ RÉVÉLÉE PAR LE MARCHÉ :

***« Prix hédoniques des attributs naturels des terres agricoles de Côte d'Or »* 91**

3.1 **Introduction** . . . 92
3.2 **Modèles** . . . 93
3.3 **Données** . . . 95
3.3.1 Transactions foncières . . . 95
3.3.2 Attributs naturels . . . 97
3.3.3 Représentativité . . . 99
3.4 **Résultats** . . . 101
3.4.1 Variables de contrôle . . . 101
3.4.2 Variables naturelles . . . 103
3.5 **Prédictions** . . . 107
3.6 **Conclusion** . . . 112
3.A Interprétations du modèle semi-logarithmique. . . . 115
3.B Calcul de la Réserve en eau Utile . . . 116
3.C Description des données . . . 117
3.D Figures additionnelles . . . 119
3.E Tableaux de la section 3.5 . . . 121

4 L'HÉTÉROGÉNÉITÉ RÉVÉLÉE PAR LES CHOIX:

***"Using 1992 CAP reform to reveal opportunity cost of cropland diversion"* 123**

4.1 **Introduction** . . . 124
4.2 **The 1992 CAP reform** . . . 126
4.3 **Theory** . . . 129

4.4 **Data** . . . 132
4.5 **Computing the opportunity costs** . . . 134
4.6 **Determinants of opportunity costs** . . . 135
4.7 **Conclusion** . . . 142
4.A More details on CAP reform . . . 144
4.B More details on data . . . 145
4.C Graphical evidences about cumulative costs . . . 147
4.D More details on GAM . . . 148

III TROISIÈME PARTIE: SIMULATIONS **149**

5 CONSERVATION ET ÉQUITÉ:

"Land conservation and relative scarcity: Equity issues from policy scale" **151**

5.1 **Introduction** . . . 152
5.2 **Theoretical framework** . . . 154
5.3 **Case study region** . . . 156
5.4 **Empirical simulation** . . . 159
5.4.1 Four rationales of conservation . . . 160
5.4.2 Regional and local objectives . . . 161
5.4.3 Links with relative land scarcity . . . 164
5.4.4 Scale trade-off and equity . . . 167
5.5 **Discussion and conclusion** . . . 171
5.A Additional Figures . . . 173
5.B Links to theoretical results of chapter 2 . . . 177

CONCLUSION GÉNÉRALE **179**

BIBLIOGRAPHIE **186**

INTRODUCTION GÉNÉRALE

> « Consider a world without scarcity. [...] In such an Eden of affluence, all good would be free, like sand in the desert or seawater at the beach. All prices would be zero, and markets would be unnecessary. Indeed, economics would no longer be a useful subject. »
>
> ***Paul A. Samuelson et William D. Nordhaus (2009)***,
> *ECONOMICS, 19th Revised edition, McGraw-Hill.*

LA RARETÉ DES RESSOURCES NATURELLES n'est pas une préoccupation nouvelle, elle n'en est pas moins une préoccupation actuelle. Face à la quantité et à la complexité des facteurs qui la déterminent, tout diagnostic est condamné à être contextuel, dans le temps et l'espace. Cette préoccupation se manifeste pourtant quotidiennement – les stocks en pétrole sont-ils suffisants ? La terre peut-elle nourrir 9 milliards d'individus ? Et si tout le monde consommait comme les pays les plus riches ? – et il incombe aux économistes d'y apporter des réponses.

Nous attribuons à la rareté d'une ressource naturelle particulière, la terre, une place centrale dans cette thèse. La rareté que nous étudions est économique et en ce sens naît du décalage *ex ante* – avant l'ajustement des prix dans une économie de marché – entre des désirs et des disponibilités bien identifiés. Les économistes n'ayant pas le monopole du terme, il est important de poser cette limite d'emblée. Par contre, la rareté économique – quelques fois qualifiée de relative à l'offre et à la demande – constitue un concept déterminant pour regrouper et traiter de manière jointe de nombreuses questions contemporaines sur la gestion de la terre. Son usage est d'autant plus déterminant que le contexte actuel se caractérise par des changements significatifs dans l'articulation des désirs sociaux et des disponibilités relatives à la terre.

Présenter la rareté de la terre comme le sujet d'une recherche en économie permet également de s'assurer de la pertinence des outils utilisés. Dans un monde qui n'est pas le jardin d'Eden, la rareté nécessite des choix qui ne sont jamais sans coûts, monétaires ou non monétaires, présents ou futurs. La rareté d'un monde fini confronté à des désirs infinis est une raison suffisante pour justifier des choix rationnels et la recherche d'une allocation efficiente sous des contraintes bien définies. Avec toutes les ressources illimitées, il n'y a pas d'inconvénient à produire trop d'une marchandise quelconque. Il n'y en a pas davantage à ce que la main-d'œuvre

et les matières premières soient combinées dans des proportions défectueuses. L'optimalité de l'allocation de la terre aura une place déterminante dans ce travail car, comme nous le verrons, il n'existe pas de définition de la rareté économique indépendamment d'une théorie de l'usage des ressources.

Les analyses développées s'articulent autour de deux séries de particularités : les particularités de la période actuelle et les particularités des ressources en terre. Nous résumons la première par une croissance et une diversification des demandes explicites en fonctions (biens et services) issues de l'usage de la terre. En plus des fonctions historiquement reconnues (nourrir les hommes, les loger, supporter les activités économiques), l'éventail est désormais ouvert de la production d'aménités vertes et de paysages à la fourniture de services écosystémiques, de substituts au pétrole ou d'habitats naturels pour la biodiversité. La deuxième série de particularités provient de la dimension qualitative de la terre, en tant que ressource hétérogène et localisée. Les enseignements de David Ricardo et Johann H. von Thünen sur les hiérarchisations économiques issues des attributs naturels non reproductibles de la terre (attributs naturels, localisation) sont amplement repris et, dans un certain sens, prolongés. Il est aujourd'hui délicat de présenter la progression d'un usage de la terre sans prendre en considération l'usage substitué. Quand chaque usage possède son propre gradient d'hétérogénéité, ces substitutions sont issues de la concurrence entre les différentes dimensions de valorisation des mêmes unités de terre (lorsque l'urbanisation progresse sur des terres agricoles fertiles ou lorsque les réserves naturelles sont localisées sur les terres marginales pour l'agriculture, par exemple). Dès lors, l'apport principal de cette thèse est la définition et l'étude d'un volet qualitatif de la rareté de la terre.

Contexte

Will Malthus Continue to Be Wrong ? (Kennedy and Norman, 2005) est la 25^{e} grande question à laquelle la *science* va devoir faire face dans les 25 prochaines années, selon la revue du même nom. Parmi les ressources naturelles dont les disponibilités peuvent sensiblement contraindre la croissance du bien-être (*welfare*), la terre tient toujours une place importante (au moins dans l'opinion publique et des publications scientifiques). À un niveau global, des changements dans l'allocation de la terre sont effectués pour fournir de la nourriture, des fibres, de l'énergie, des infrastructures, des espaces de loisir et pour accueillir plus de six milliards et demi de personnes (la liste n'est pas exhaustive). Les surfaces en cultures annuelles, prairies, forêts, friches et usages urbains se sont modifiées ces dernières décennies pour augmenter de manière inédite les productions marchandes, accompagnées par des augmentations tout aussi inédites en consommation d'énergie, d'eau, de fertilisant et une perte de biodiversité (Foley et al., 2005; Ramankutty et al., 2008; Hertel, 2011). Dans un monde entièrement sous domination humaine (Vitousek et al., 1997), l'étude scientifique et pluridisciplinaire de l'allocation

globale de la terre (*land change science*, Turner et al., 2007a) devient d'un intérêt fondamental, avec un agenda de recherche en cours de développement.

Face à une quantité disponible qui ne pourra pas augmenter, les prévisions sont unanimes sur une augmentation de la demande en fonctions issues de l'usage de la terre (Meyfroidt et al., 2010; Godfray et al., 2010; Wirsenius et al., 2010). Les chiffres donnés pour appuyer ce consensus étant relativement variables (surtout à l'échelle globale) nous reprenons ici le diagnostic de Lambin and Meyfroidt (2011), qui a l'intérêt d'être récent et de raisonner en termes de demandes en terre. Le Tableau 1 reporte les estimations des auteurs qui sont une synthèse de nombreux travaux sur le sujet.[1]

TABLE 1 – Estimations sur l'usage de la terre en 2000 et des demandes additionnelles pour 2030, tableau reproduit à partir de la synthèse de Lambin and Meyfroidt (2011), p. 3466.

Estimations (Mha)	Low	High
Land use in 2000		
Cropland	1 510	1 611
Pastures	2 500	3 410
Natural forests	3 143	3 871
Planted forests	126	215
Urban built-up	66	351
Productive but unused land	356	445
Projected land use for 2030		
Additional cropland	81	147
Additional biofuel crops	44	118
Additional grazing land	0	151
Urban expansion	48	100
Expansion industrial forestry	56	109
Expansion of protected areas	26	80
Land lost to land degradation	30	87
Total land demand for 2030	285	792
Balance (unused − demand)		
With no deforestation	+ 71	− 347
Clearing of natural forests	+ 152	+ 303
With deforestation	+ 223	− 44

Sur les quelques 13 300 millions d'hectares (Mha) de terre que compte la planète, environ 4 000 (30%) sont aptes à recevoir une agriculture pluviale.[2] En 2000, les dotations mondiales se partageaient entre des grandes cultures (*cropland* : 11–12%), des prés (*pasture* : 19–26%), des forêts naturelles (24–29%), des forêts plantées (0,9–1,6%), du bâti urbain (*urban built-up* : 0,5–2,6%) et des terres productives sans usage (2,6–3,4%). La quantité de terre cultivable qui n'est

1. Le lecteur peut se reporter à l'article et à sa documentation supplémentaire pour obtenir les sources : `http://www.pnas.org/content/suppl/2011/02/07/1100480108.DCSupplemental/pnas.201100480SI.pdf`

2. L'usage de la terre reporté dans le tableau contient des terres – forestières en particulier – considérées comme non productives. Cela conduit à des sommes par colonnes supérieures à 4 000. Les pourcentages qui suivent sont exprimés en termes de quantités *totales* disponibles : 13 300 Mha au dénominateur.

pas forestière ou protégée et qui présente une densité de population inférieure à 25 habitants au km^2 est estimée à environ 356–445 Mha (World Bank, 2010). Elle est considérée comme la réserve foncière mondiale, actuellement sous forme de landes improductives, friches, maquis ou savanes. D'ici 2030, nourrir les populations humaines devrait annuellement nécessiter 2,7–4,9 Mha de grandes cultures en plus (principalement riz, maïs, blé, soja). D'une surface d'environ 25 Mha en 2007, les agrocarburants de la génération actuelle nécessiteraient annuellement 1,5–3,9 Mha de terre supplémentaire pour fournir les substitutions au pétrole annoncées par les différents pays. Les prairies sont supposées n'augmenter que de 0–5% par an en anticipation d'une intensification des systèmes agropastoraux. L'urbanisation progresserait au rythme annuel de 1,6–3,3 Mha, la forêt industrielle de 1,9–3,6 Mha et les aires protégées de 0,9–2,7 Mha. Le dernier phénomène suffisamment important pour être intégré dans cet exercice est la dégradation de la terre (érosion, salinisation) dont l'impact négatif sur la quantité disponible serait de 1–2,9 Mha par an.

En sommant ces croissances hypothétiques sur 30 ans, la hausse de la demande en terre obtenue est de 285–792 Mha. Face à cette valeur cumulée, les substitutions dans l'allocation de la terre – les offres de terre issues d'usages alternatifs – vont déterminer le solde de l'exercice comptable. Les auteurs considèrent que l'usage forestier (principalement naturel) comme la variable d'ajustement qui prend le relai de la réserve foncière. Sous la contrainte d'absence de déforestation, les prévisions aboutissent à une réserve foncière toujours positive de 71 Mha pour le scénario bas et négative de 347 Mha pour le scénario haut. À l'inverse, sous l'hypothèse d'une réduction des superficies forestières,[3] la fourchette des réserves foncières est de moins 44 Mha à plus 223 Mha. Dans le scénario haut, le rythme actuel de déforestation ne suffit pas pour répondre à la demande et indiquerait une rareté accrue de la terre à venir. Cet exercice empirique possède au moins trois vertus sur ce sujet complexe : (i) il propose des ordres de grandeur, (ii) il illustre l'idée souvent implicite de la rareté de la terre et (iii) il conduit naturellement à questionner ses limites.

Sur le premier point, la largeur des intervalles proposés traduit la difficulté d'établir empiriquement le niveau de contrainte que va représenter la quantité de terre au niveau mondial. À titre d'exemple, la différence entre les deux bornes pour les superficies forestières naturelles – une information qu'il "suffit" d'observer[4] – représente à peu près la totalité de la demande additionnelle du scénario haut. Pour le deuxième point, l'idée d'une rareté de la terre comme le solde d'une équation comptable formulée en grandeurs physiques se distingue par son manque d'*économie* : quels sont les prix de la terre, de l'énergie, de la nourriture et mêmes des

3. Le scénario haut poursuit la déforestation 2000–2010 pour les 20 ans à venir : 10,1 Mha par an. Le scénario bas somme la déforestation qui a déjà eu lieu (2000–2010) avec les objectifs *Reducing Emissions from Deforestation and forest Degradation* (REDD) qui préconisent une division par deux des flux sur 2010–2020 et la fin de la déforestation nette sur 2020–2030.

4. Les deux valeurs sont pourtant issues de télédétections effectuées par la Food and Agriculture Organization des Nations Unies (*Forest Resource Assessment*). La borne inférieure est issue de la campagne en 2000 et la borne supérieure celle de 2010 (Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2000, 2010).

services écosystémiques implicitement supposés ? Ce sont pourtant des paramètres essentiels qui guident les choix de production et d'usage de la terre. Comme le mentionnent les auteurs, en lien avec le troisième point, les rétroactions de prix vont stimuler l'adoption de pratiques plus efficaces, les innovations technologiques, la restauration des terres dégradées ou des régimes alimentaires moins demandeurs en terre. Autant d'éléments non pris en considération qui peuvent radicalement changer le solde comptable, en peu de temps.[5]

Ce qui est pourtant sûr, c'est que l'allocation de la terre entre ses différents usages va continuer de se modifier et suivre les dynamiques globales (autant économiques, sociales et politiques que biogéochimiques et écologiques). Le fait que la terre disponible soit jugée suffisante pour l'alimentation et compatible avec la production d'agrocarburants (Tilman et al., 2002; Balmford et al., 2005; Godfray et al., 2010; Hertel, 2011) ne doit pas voiler les conséquences en termes d'espaces naturels, de biodiversité et de services écosystémiques que cela sous-entend (Costanza et al., 1997; Meyfroidt et al., 2010). De même, le développement humain demande de la terre pour des usages plus artificiels (industrie, logement, réseaux de communication) mais aussi des espaces préservés (réserves naturelles, parcs nationaux) qui peuvent devenir d'une importance significative à l'échelle mondiale (Radeloffa et al., 2010; Seto et al., 2010). Face à des changements nécessaires dans l'usage de la terre, leur efficience nécessite que l'ensemble des demandes soient exprimées explicitement par des agents rationels (individus, ménages ou institutions) qui intègrent au mieux l'information disponible sur les ressources, les technologies et l'avenir.

Hétérogénéité et rareté

La théorie économique ne considère pas la rareté uniquement comme une notion discrète qui impliquerait des ressources abondantes ou rares (Barnett and Morse, 1963; Smith, 1979). À la différence de l'abondance, la rareté admet des variations continues issues du degré de contrainte – souvent formulé en terme de prix implicite (*shadow price*) – que la disponibilité représente pour le bien-être des populations présentes et futures (Hotelling, 1931; Fisher, 1977). Elle est généralement définie comme relative afin d'intégrer les possibilités de substitution issues d'une utilisation différente des ressources ou d'une satisfaction différente des désirs (Baumgärtner et al., 2006). Appliqué à la terre, l'état de rareté apparaît lorsque les dotations sont bornées et que toutes les unités disponibles ont une contribution positive au bien-être social. En l'absence de rareté, certaines unités de terre ne sont d'aucune utilité (ou répondent à une demande parfaitement élastique) afin qu'une hausse de la demande pour un usage alternatif puisse être comblée sans impliquer de rétroactions de prix sur l'ensemble des unités. Dans la tradition de von Thünen, les modèles d'économie urbaine du type Alonso-Muth-Mills

5. À la fin des années 1980, en France, la déprise agricole et l'extension des friches était au centre des préoccupations. Voir par exemple le livre d'Éric Fottorino (1989), *La France en friches*. Ed. Lieu Communs, Paris.

avec des dotations en terre infinies en sont des exemples.[6] En revanche, lorsque la terre est rare, toute réponse à une demande additionnelle entraîne un coût d'opportunité et une diminution brute du surplus social associé à l'usage substitué. En se focalisant sur les coûts et les bénéfices des substitutions entre usages, la rareté de la terre permet d'intégrer à la fois (i) l'hétérogénéité de la ressource et (ii) l'échelle des demandes, dans les mécanismes de marché à la base du système de prix.

Nous savons au moins depuis Ricardo (1817) que l'hétérogénéité de la terre a un rôle déterminant pour décrire les possibilités de substitution issues des changements d'allocation de la terre. Par la nature des décisions individuelles (leurs fondements économiques en particulier), les différences existantes entre les unités de terre ne sont pas neutres sur les potentialités d'adaptation de l'offre aux demandes exprimées. Ce résultat séminal est au centre des modèles *ricardiens* à une ou plusieurs dimensions d'hétérogénéité : Randall and Castle (1985); Just and Antle (1990); Wu et al. (2001); Lichtenberg (2002).[7] Dans une économie concurrentielle sans défaillance de marché, la rareté est mesurable par le prix relatif de la terre marginale, celle qui présente la plus faible contribution au bien-être. Ce prix est par ailleurs fonction de la rente *ad valorem* que son meilleur usage permet de dégager (Hall and Hall, 1984; Mendelsohn et al., 1994). Au voisinage de l'optimum, toute progression d'un usage de la terre devrait ainsi s'établir sur des unités moins avantageuses que celles préalablement utilisées.[8]

Cette vision ricardienne implique en particulier des rendements décroissants dans l'utilisation de la terre, c'est-à-dire qu'une même demande additionnelle nécessite de plus en plus de ressources pour être satisfaite. La hausse des prix nécessaire pour rendre attractive l'utilisation d'unités moins productives fait par ailleurs croître la rente des unités préalablement utilisées. Par ce mécanisme, la rente foncière observée ne fournit pas une indication suffisante de la rareté à venir de la ressource (Solow and Wan, 1976; Fisher, 1977). Une évaluation satisfaisante nécessite la connaissance des potentialités productives de la réserve foncière en plus du niveau des demandes futures. Dans une extension à plusieurs usages où chacun possède sa propre hiérarchisation des unités de terre, l'évaluation de la rareté implique une connaissance des potentialités pour les utilisations alternatives. Nous verrons en particulier (chapitre 1) en quoi la rareté ricardienne est une forme assez particulière de la rareté relative étudiée dans cette thèse.

Dans le cas alternatif de marchés défaillants – il existe de bonnes raisons pour qu'ils le soient au sujet de la terre – les prix ne reflètent pas l'ensemble des fonctions sociales issues de

6. Ces modèles d'usage de la terre sans rareté se reconnaissent par une rente agricole exogène ou nulle et, en présence d'un ou plusieurs centres, des structures concentriques d'usage de la terre. Un modèle polycentrique d'économie urbaine avec rareté de la terre présente une structure hexagonale selon Arnott and Stiglitz (1979).

7. Des revues de littérature plus étoffées sont présentes aux chapitre 2 (p. 51) et chapitre 4 (p. 123).

8. Le conditionnel est utilisé car le chapitre 1 présente un contre-exemple où, bien qu'en présence d'une allocation optimale de la terre, une certaine structure de l'hétérogénéité implique qu'un usage peut progresser sur des unités de terre qui présentent des contributions supérieures aux unités préalables.

l'usage de la ressource. Interprétés au premier degré, ils sont encore moins des signaux pertinents pour décrire la rareté et guider l'allocation intertemporelle de la terre (Barlowe, 1958; Castle, 1965). Cette remarque ne signifie pas qu'ils n'ont pas de rôle à jouer lorsqu'ils sont interprétés correctement. Dès lors, une instance supra-individuelle peut se révéler nécessaire pour formuler les demandes sociales qui ne sont pas représentées dans une allocation décentralisée ou encadrer le fonctionnement des marchés (Castle, 2003). Tout comme pour le cas concurrentiel, une régulation efficiente des marchés ne peut pas considérer son action indépendamment de critères d'efficience et de minimisation des coûts d'opportunité (Brown, 2000). Elle doit également connaître et intégrer l'hétérogénéité des dotations en terre qui vont être sources de coûts et de bénéfices différenciés suite à toute modification de l'allocation. L'hétérogénéité et la rareté sociale de la terre se révèlent d'autant plus déterminantes pour planifier la régulation. Les chapitres 2 et 5 approfondissent ces intuitions alors que deux chapitres empiriques (3 et 4) s'attacheront à quantifier l'hétérogénéité de la terre d'un point de vue économique.

Pour les questions d'échelle, dans un monde de plus en plus intégré économiquement, la composante globale de la rareté de la terre – telle que présentée par les chiffres de la Tableau 1 – progresse mécaniquement. Le commerce des produits agricoles correspond implicitement à des échanges mondiaux *virtuels* de terre (Hubacek and Giljum, 2003; Polasky et al., 2004; Burke et al., 2009), permettant aux individus ou aux nations solvables de diminuer les contraintes associées à leurs dotations en terre et donc la rareté à laquelle ils font face. Pour de nombreux biens et services transportables, la demande est globale et la rareté de la ressource ne peut pas être abordée à une autre échelle sans le risque de sous-estimer les possibilités de substitution (sur-estimer les contraintes). L'offre de services en séquestration du carbone (dans les sols et les forêts), face à une demande globale de diminution de la concentration des gaz à effet de serre dans l'atmosphère fournit un autre exemple d'une rareté globale de la terre.[9]

Cependant, le caractère immobile de la ressource fait que l'offre en terre est locale par nature (Hertel, 2011). Lorsqu'elle est destinée à des demandes localisées – en termes de qualité de l'eau, de paysages, de certains produits frais ou d'infrastructures – les possibilités de substitution entre usages se réduisent. Les arbitrages reposent sur moins d'unités de terre et donc sur un ensemble des possibles plus contraignant. Cela peut entraîner une rareté locale différente de la rareté globale. Bien que cette composante localisée dépende étroitement des évolutions globales (des prix mondiaux en particulier), elle concède à l'hétérogénéité une place relativement plus importante. Étant acquis que l'hétérogénéité de la terre détermine les bénéfices et les coûts issus des possibilités de substitutions, toute augmentation d'une demande localisée doit être remplie sans avoir recours à des unités de terre hors de la localité (Ando and Shah, 2010). Ces unités extérieures font pourtant parties de la terre disponible qui sert à établir le

9. Les achats/ventes de terre entre des investisseurs, entreprises ou institutions appartenant à des pays différents sont l'expression d'une demande globale *en terre*. Cette partie explicite ne doit pas voiler – et est sans commune mesure avec – les échanges mondiaux indirects en biens et services issus de l'usage de la terre.

niveau global de la rareté. Pour être plus concret, supposons une hausse de la demande locale en habitats naturels. La distribution jointe entre le gradient de la "richesse naturelle" et celui de la qualité agronomique ou de l'intérêt pour l'urbain va déterminer l'offre en terre. La réponse à la demande en habitats naturels va être d'autant plus coûteuse (et va d'autant plus se répercuter sur le prix des biens agricoles ou des logements) que les surfaces localement vouées à la conservation présentent un intérêt pour ces usages alternatifs. La distribution de l'hétérogénéité est conditionnée par l'échelle des demandes (qui détermine l'ensemble des possibles) et se relie à la rareté par des effets d'offre en terre (qui déterminent les substitutions). Ainsi, la rareté locale de la terre peut s'éloigner sensiblement (et exister indépendamment) de la rareté globale, comme cela apparaît au chapitre 5.

Plan

La thèse contient une partie théorique, une partie empirique et une partie basée sur des simulations. Les analyses sont regroupées en cinq chapitres relativement autonomes, au moins dans leurs structures.

L'analyse théorique commence avec le **chapitre 1** présentant un cadre général de la rareté relative de la terre, par le biais d'un modèle d'allocation inspiré de l'économie des ressources naturelles. En présence d'un planificateur, la rareté de la terre est définie comme la valeur duale associée à la contrainte de disponibilité dans la maximisation du bien-être social. Dans un premier temps la terre est considérée homogène, ce qui ramène la disponibilité à une contrainte en termes de quantités (en hectares). Face à une hausse de la demande en fonctions issues de l'usage de la terre, les deux marges de manœuvre fondamentales sont présentées : la marge extensive et la marge intensive. La première consiste à allouer les unités de terre différemment entre les usages, permettant ainsi d'amortir la capitalisation de la croissance de la demande dans la rareté. La deuxième consiste à augmenter les contributions individuelles des unités de terre à allocation constante de la ressource. Les paramètres qui conditionnent l'efficacité de ces adaptations de l'offre et les conditions pour la décentralisation de l'optimum social sont explicités. Dans un second temps, l'hétérogénéité de la terre est introduite sous une forme multidimensionnelle. Les différents usages de la terre ne hiérarchisent pas de la même manière les unités disponibles, chacun admettant son propre gradient d'hétérogénéité. L'ajout d'une telle composante qualitative aux disponibilités foncières modifie la structure de l'allocation optimale, des rentes foncières pour le cas décentralisé et la dynamique de la rareté. L'allocation optimale se présente selon la logique des avantages comparatifs, des rentes foncières différentielles apparaissent alors que l'effet sur la rareté se révèle plus ambigu. L'intuition de Ricardo sur les rendements décroissants à la marge extensive est retrouvée et apparaît comme un cas particulier défavorable du point de vue des dotations en terre. Lorsque l'hétérogénéité est multidimensionnelle, sous des conditions particulières de l'hétérogénéité (en particulier une forte

dépendance positive entre les dimensions), la marge extensive peut présenter des rendements croissants.

Dans le **chapitre 2**, nous étudions la fourniture d'une fonction non marchande (ou externalité positive) liée à l'usage de la terre et son corollaire dans la théorie économique orthodoxe : la régulation publique. L'intervention sur les marchés fonciers pour la gestion de l'eau, un cas concret et typique des interactions entre agriculture et environnement, est utilisée comme illustration. Nous appréhendons l'hétérogénéité de la terre autant du point de vue des différentiels de valeur pour l'agriculture, des différentiels pour la gestion de l'eau que des relations entre ces deux dimensions. Le retrait de l'usage agricole est supposé être l'unique levier d'action pour améliorer l'état de l'eau par la fonction épuratoire de la terre. Pour chaque unité de terre ainsi préservée, la valorisation agricole représente un coût et l'amélioration de l'eau un bénéfice. À la différence du premier chapitre, la distribution des coûts et des bénéfices *ad valorem* est supposée exogène. Cette simplification nous permet d'analyser plusieurs stratégies d'intervention sur les marchés fonciers en faisant varier l'information disponible et les objectifs assignés à la régulation. Nous montrons qu'une information partielle ne permet pas toujours de faire de meilleurs choix et n'a donc pas systématiquement une valeur positive. Les paramètres de la distribution de l'hétérogénéité (moyennes, variances et corrélation) se révèlent déterminants et souvent robustes pour anticiper les conséquences, autant économiques qu'environnementales, de telles interventions sur l'usage de la terre.

Le **chapitre 3** propose une première approche empirique et analyse l'hétérogénéité naturelle de la terre par les prix observés sur son marché à destination agricole. L'importance économique des attributs naturels, sources d'avantages et de contraintes pour l'activité agricole, reste en effet une question relativement ouverte dans la littérature. Elle est pourtant déterminante pour approcher la valeur productive de ce qui constitue un capital naturel. Ce chapitre aborde la question par les prix hédoniques des attributs naturels révélés par les prix observés lors des transactions foncières (Côte d'Or, 1993–2005). Les attributs analysés sont de deux types : pédologiques (réserve en eau utile, hydromorphie, textures de sol, matière organique) et topographiques (altitude, pente, exposition). Leurs effets sur le prix de la terre sont estimés conjointement aux variables économiques plus classiques (taille du lot, distance au centre urbain le plus proche, mode de faire-valoir précédent). Suite à l'harmonisation et à la fusion des différentes sources d'information, nous obtenons que : (i) les attributs topographiques sont sensiblement plus valorisés que les attributs pédologiques, (ii) les relations empiriques sont non linéaires, avec d'importants effets croisés entre les attributs et (iii) la délimitation de paniers d'attributs qui évoluent de manière jointe entre les unités de terre permet d'obtenir des effets totaux non négligeables, de l'ordre de 35–60% des prix. Les pertes de précision issues de l'harmonisation des données et la multicolinéarité issue d'une grande quantité d'attributs naturels qui évoluent parallèlement sont enfin discutées en tant que principales limites à l'exer-

cice.

Une deuxième application empirique est présentée au **chapitre 4**. L'hétérogénéité de la terre est quantifiée en termes de coûts d'opportunité agricoles associés à un retrait de l'activité sur certaines unités. La méthode d'estimation est basée sur les réactions de court terme des exploitations agricoles suite à l'introduction du gel obligatoire par la Politique Agricole Commune en 1992. Le principe des préférences révélées est combiné avec la rapidité de la mise en œuvre et l'étendue spatiale de ce changement législatif pour l'utiliser comme une expérience naturelle. Sur la base d'une théorie microéconomique des choix, les coûts sont estimés sur données individuelles, ce qui constitue une approche originale pour étudier des changements agrégés dans l'usage de la terre. Cela nous permet de distinguer deux grands ensembles de déterminants des coûts d'opportunité : les structures économiques et l'hétérogénéité spatiale. Il est démontré que les choix passés en inputs et les spécialisations (en termes d'assolements) comptent pour évaluer le niveau des coûts. L'hétérogénéité spatiale non observée (qualité de la terre, conditions climatiques) est déduite d'un modèle spatial semi-paramétrique pour être cartographiée. La distinction de ces deux ensembles de déterminants des coûts est primordiale pour séparer les contraintes externes (liées à l'hétérogénéité de la terre) des adaptations à ces contraintes.

Le **chapitre 5** présente des simulations de politiques de conservation de la terre pour augmenter la biodiversité. Il étudie en particulier l'équité associée à différentes distributions des coûts et des bénéfices de la conservation dans l'espace. L'objectif est de relier la déclinaison locale d'objectifs régionaux à une définition locale de la rareté de la terre. Étant données les différences quantitatives et qualitatives des dotations en terre, les unités géographiques (départements) n'admettent pas les mêmes degrés de rareté. Les simulations, calibrées sur données françaises de la région Provence Alpes Côte-d'Azur, analysent la distribution des coûts et des bénéfices pour différentes échelles de détermination des objectifs. Nous montrons l'importance de la rareté locale de la terre pour anticiper cette distribution. Nous comparons ensuite l'équité des différentes échelles pour trouver qu'une solution intérieure se dégage, entre la spécialisation (certaines localités concentrent l'essentiel des objectifs) et l'égalitarisme (toutes les localités se voient attribuées un même objectif).

Première partie

ANALYSE THÉORIQUE

CHAPITRE 1

Le Cadre Général

MARGE EXTENSIVE ET MARGE INTENSIVE AVEC HÉTÉROGÉNÉITÉ DE LA TERRE

RÉSUMÉ

CE CHAPITRE PRÉSENTE UN CADRE GÉNÉRAL de rareté relative de la terre, par le biais d'un modèle d'allocation inspiré de l'économie des ressources naturelles. En présence d'un planificateur, la rareté de la terre est définie comme la valeur duale associée à une contrainte de disponibilité dans la maximisation du bien-être social. Lorsque la terre est homogène, la disponibilité est une limite sur les quantités. Il existe alors deux marges de manœuvre face à une hausse de la demande : la marge extensive et la marge intensive. Les propriétés du marché de la terre et des préférences qui conditionnent l'efficacité de ces adaptations sont explicités. L'hétérogénéité de la ressource est ensuite introduite sous une forme multidimensionnelle. Les différents usages de la terre ne hiérarchisant pas de la même manière les unités disponibles, chacun admet son propre gradient d'hétérogénéité. L'ajout de cette composante qualitative modifie la structure de l'allocation optimale, des rentes foncières et de la rareté. L'allocation optimale se présente alors en termes d'avantages comparatifs, des rentes foncières différentielles apparaissent alors que l'effet sur la rareté se révèle plus ambigu. La loi de Ricardo sur les rendements décroissants à la marge extensive est retrouvée comme le cas particulier le plus défavorable en termes de dotations. Lorsque l'hétérogénéité est multidimensionnelle, sous des conditions particulières (une forte dépendance positive entre les dimensions), la marge extensive peut présenter des rendements croissants.

1.1 Introduction

Il semble aujourd'hui assez rationnel de prédire pour demain une hausse de la demande agrégée en fonctions issues de l'usage de la terre. Pour les fonctions issues d'usages "agricoles" (alimentation, production de matériaux bruts, d'énergie, etc.) les prévisions de changements dans la démographie, les revenus, les habitudes de consommation ou le bouquet énergétique convergent vers une hausse de la demande pour un grand nombre d'échelles géographiques (Meyfroidt et al., 2010; Godfray et al., 2010; Wirsenius et al., 2010). Les prévisions attribuent aux fonctions issues d'usages "urbains" (production industrielle, production de logements, de réseaux de transport, etc.) des dynamiques semblables, globalement basées sur les mêmes déterminants (Döös, 2002; Alig et al., 2004; Seto et al., 2010). Pour les fonctions issues d'usages plus "naturels" de la terre (maintien d'une biodiversité, des cycles du carbone, de services écosystémiques, etc.) le constat est peut-être moins systématique à l'échelle planétaire mais de nombreux travaux pointent le rôle central de l'usage de la terre pour assurer des provisions minimales en habitats naturels, séquestration du carbone ou qualité de l'eau souterraine par exemple (Turner et al., 2007a; Lambin and Meyfroidt, 2011).[1]

Dans une économie de marché, la transmission de ces évolutions de la demande dans la rareté de la terre doit intégrer l'ajustement des prix et des rentes foncières, sources de substitutions entre les demandes et d'adaptation de l'offre (Hertel, 2011). Que ce soit par la possibilité d'allouer différemment la terre (la marge extensive) ou par la possibilité d'en augmenter la productivité à allocation constante (la marge intensive), l'offre en fonctions issues de l'usage de la terre peut s'adapter à la croissance de la demande, même avec une quantité fixe de ressource.[2] Cependant, lorsque les dotations en terre présentent de l'hétérogénéité, l'importance des deux marges se modifie et elles impactent différemment la dynamique de la rareté. Cet effet de l'hétérogénéité a été abondamment étudié pour l'usage agricole de la terre (Ricardo, 1817; Cassman, 1999; Wiebe, 2003; Hubert and Moreaux, 2007) mais face à des fonctions issues d'usages non agricoles, la qualité d'une terre ne doit pas uniquement être abordée du point de vue de la fertilité agronomique (Just and Antle, 1990; Wu et al., 2001; Antle et al., 2003). L'hétérogénéité de la terre est également pertinente pour les autres usages : par des variations des capacités à accueillir la biodiversité (Kier et al., 2005; Naidoo and Ricketts, 2006; Turner et al., 2007b) ou fournir des services écosystémiques (Bennett et al., 2009; Power, 2010) pour les fonctions naturelles ou en termes de contraintes topographiques, d'infrastructures ou d'accessibilité à des

1. Les fonctions remplies par la terre ne sont pas reliées exclusivement à des usages physiques. L'exemple le plus évident est celui de la couverture forestière (avec toute l'hétérogénéité qu'elle contient) qui peut remplir des fonctions habituellement associées à des usages agricoles par la production de bois mais aussi des fonctions plutôt urbaines par les services récréatifs ou des fonctions environnementales par son rôle dans les équilibres naturels. Cette différenciation usages/fonctions de la terre est importante dans ce travail, nous y reviendrons.

2. Ces deux marges de manœvre sont habituellement utilisées pour les usages agricoles mais elles peuvent aussi être valables pour les deux autres catégories d'usage de la terre : une marge intensive apparaît lors d'une densification de l'urbain ou des pratiques de "restauration" pour la nature.

points remarquables pour l'urbain (Burchfield et al., 2006; Saiz, 2010). L'apport principal de ce travail est ainsi d'intégrer le caractère multidimensionnel de l'hétérogénéité en présence d'une rareté de la terre.

Bien que la rareté des ressources soit au centre de la théorie économique moderne, elle est – à notre connaissance – peu explicitée dans les formalisations sur l'allocation de la terre. Face à une notion fondamentale pour les ressources non renouvelables (au moins depuis Hotelling, 1931), une première contribution de ce chapitre est de dresser un parallèle entre ces deux approches pour définir formellement la rareté. La terre est ici une ressource renouvelable qui admet différents usages pour remplir des fonctions privées ou sociales (Barlowe, 1958).[3] Nous distinguons alors deux niveaux dans l'organisation économique de son allocation. Le premier niveau consiste en un marché de la terre où des usages exclusifs répondent à des demandes formulées en termes de quantités de terre, ce qui détermine les rentes foncières. Le deuxième niveau correspond à l'interaction entre des demandes et des offres pour chacune des fonctions afin d'aboutir à un prix à l'unité de fonction produite. Ce choix de modélisation nous permet d'intégrer l'ambivalence à propos du statut économique de la terre (Castle, 2003) : facteur de production en économie de la production, bien de consommation en économie urbaine et potentiellement les deux en économie de l'environnement. Ce cadre multi-usage est en effet nécessaire pour étudier la rareté, car cette dernière est reliée à l'ensemble des fonctions en compétition. Parce que toute classification des usages de la terre est arbitraire, nous distinguons ici trois catégories agrégées qui semblent représenter un compromis entre la simplicité et la cohérence entre les fonctions/usages : agriculture, urbain et nature.

Le modèle présenté est original et permet dans un premier temps de retrouver des résultats standards. Lorsque la terre est homogène, la rente foncière est absolue et représente la dimension quantitative de la rareté. Suite à une croissance de la demande, la marge extensive peut modérer les effets de rareté si ces changements sont différenciés entre les usages. Des demandes relativement inélastiques et des prix qui s'adaptent à l'offre sont les conditions qui régissent la marge intensive. Le modèle à terre homogène permet par ailleurs de relier deux approches standards sur l'allocation de la terre, en les identifiant comme des cas extrêmes : les équilibres partiels à prix fixes reviennent à considérer des demandes parfaitement élastiques, alors que les modèles comptables reviennent à des demandes parfaitement inélastiques (pour un exemple, voir dans l'introduction générale, p. 3). L'introduction d'une hétérogénéité en plusieurs dimensions débouche sur une allocation optimale qui admet à la fois la logique des avantages absolus et celle des avantages comparatifs. Lorsque les marchés sont concurrentiels (ce qui est toujours supposé dans ce chapitre mais est relâché au chapitre 2), une rente différentielle s'additionne à la rente absolue et permet de décentraliser l'optimum. Pour obtenir des

3. En présence d'irréversibilités, l'usage de la terre possède certaines caractéristiques d'une ressource non-renouvelable (Fisher et al., 1974). Cette dimension de la rareté n'est pas abordée dans la thèse mais se retrouve quelques fois mentionnée comme un prolongement direct du travail, pour des recherches futures.

formes analytiques, nous utilisons des résultats issus des traitements mathématiques du modèle de Roy (1951) en spécifiant l'hétérogénéité en log-normal bivarié (Heckman and Sedlacek, 1985; Heckman and Honore, 1990). Les rendements décroissants à la marge extensive de Ricardo (1817) sont retrouvés comme un cas particulier sur la distribution de l'hétérogénéité : ils correspondent à une corrélation parfaite entre les différents gradients. Le présent modèle peut en outre faire apparaître des rendements croissants. En particulier, lors de l'arbitrage entre l'utilisation agricole et naturelle de la terre, les rendements croissants ont d'autant plus de chance d'apparaître que l'hétérogénéité agricole est faible, l'hétérogénéité naturelle forte et ces deux dimensions reliées *positivement* entre elles.

La section 1.2 définit la rareté de la terre lorsque la ressource est homogène, à la fois au travers des choix d'un planificateur en charge de l'allocation et dans un équilibre décentralisé. L'hétérogénéité est introduite à la section 1.3, où nous présentons la nouvelle allocation optimale et les conditions pour sa décentralisation. Les changements sur la dynamique de la rareté, en présence de variations dans les préférences sociales, sont abordés pour deux cas de figure : une rareté unidimensionnelle et une rareté bidimensionnelle. La section 1.4 conclut.

1.2 Terre homogène

La rareté d'une ressource naturelle ne peut pas être traitée sans une théorie de son utilisation, afin d'intégrer les arbitrages sous-jacents en termes de choix individuels et sociaux. Nous étudions dans cette section le cas d'une utilisation optimale des ressources en terre sur la base d'une extension du modèle de McConnell (1989), également utilisé par Lopez et al. (1994). La terre est homogène et doit être allouée entre des usages exclusifs. De manière stylisée, nous indiçons a les variables en lien avec l'usage agricole, u avec l'usage urbain et n avec l'usage naturel. Chaque usage remplit des fonctions valorisées par la société. Pour fixer les idées, nous pouvons considérer que l'usage a produit des matières premières alimentaires, l'usage u des logements et l'usage n des biens environnementaux. Au niveau agrégé, les productions associées à chaque usage sont :

$$Y_i = L_i \times R_i \quad \text{pour} \quad i = a, u, n, \tag{1.1}$$

soient les produits d'une quantité de terre utilisée L_i et d'un rendement à l'unité de terre R_i. Ces produits agrégés représentent des niveaux de fourniture en biens et services issus des usages de la terre. Pour l'instant, nous considérons les rendements comme donnés. Ils peuvent être assimilés aux techniques disponibles pour l'usage agricole, à la densité des logements pour l'urbain ou à une intensité environnementale. Les origines de ces rendements ne sont pas abordées, nous ne considérons que leurs conséquences sur le bien-être social et la rareté de la terre. Le point important est que, à la différence de McConnell (1989) et de Lopez et al.

(1994), la terre ne fait pas ici l'objet d'une utilité pour elle-même.[4] La suite du modèle dévie sensiblement de ces travaux précédant. L'objectif social est la fonction ordinale de bien-être suivante :

$$\mathbf{W_1} := \omega_a \cdot V_a(Y_a) + \omega_u \cdot V_u(Y_u) + \omega_n \cdot V_n(Y_n), \tag{1.2}$$

où l'utilité obtenue pour chaque fonction de la terre, $V_i(\cdot)$, est multipliée par un poids positif $\omega_i \geqslant 0$, $i = a, u, n$. Ces poids exogènes décrivent l'importance de chaque fonction de la terre dans le bien-être et vont être amenés à varier. Pour une société en croissance démographique, l'augmentation du nombre d'individus à nourrir et à loger va entraîner au moins une hausse variable des poids associés aux fonctions a et u. Pour une société qui se caractérise plutôt par une croissance des revenus, les trois poids vont probablement augmenter, mais aussi à des taux différents. Intuitivement, la variation du poids attribué à la fonction agricole sera moins importante que celle du poids urbain (quand le revenu augmente, la part des dépenses alimentaires diminue : loi de Engel) alors que pour les fonctions naturelles, l'ordre de grandeur est plus difficile à établir *a priori*. La flexibilité dans les poids permet au modèle d'être suffisamment général pour traiter cette incertitude quand aux effets des variations des préférences sociales.

La fonction de bien-être est partielle dans le sens où elle ne concerne que les valeurs sociales issues de l'usage de la terre dans une société où la terre n'est pas la seule source de richesse. Cela explique que les poids ne sont pas normalisés à l'unité. Ils peuvent avoir un poids total variable dans l'hypothétique bien-être général (qui n'apparaît pas ici). Une telle structure séparable par la somme implique des possibilités de substitutions imparfaites entre les fonctions remplies par la terre, voir l'annexe 1.A (p. 43) pour une dérivation. L'absence d'une substituabilité parfaite est préférable pour représenter des fonctions exclusives à un usage de la terre (la fonction alimentaire de l'usage agricole) par rapport aux cas où les frontières entre usages et fonctions sont moins nettes : voir le cas de l'usage forestier (note 1 en bas de la page 14) ou lorsque l'usage agricole fournit des fonctions naturelles. Nous supposons une structure isoélastique des utilités sociales, qui admettent pour forme générique :

$$V_i(Y_i) := \frac{\gamma_i}{\gamma_i - 1} \left(Y_i\right)^{\frac{\gamma_i - 1}{\gamma_i}}, \ \gamma_i > 0, \ \gamma_i \neq 1 \quad \text{pour} \quad i = a, u, n. \tag{1.3}$$

Ces fonctions permettent de représenter les propriétés usuelles attribuées aux préférences. Les utilités marginales sont positives et décroissantes et les asymptotes en $\gamma = 1$ sont assimilées à des utilités logarithmiques, qui représentent les limites des trois fonctions (1.3) lorsque leur paramètre respectif tend vers l'unité. Comme pour toute spécification simplifiée des préférences, les paramètres γ_i ont plusieurs interprétations. Ils représentent avant tout la décroissance de l'utilité marginale en chacune des fonctions fournies. En général, les trois fonctions de la terre

4. Ces modèles étudient le cas particulier des rendements unitaires pour l'ensemble des usages.

n'admettent pas les mêmes décroissances, qui sont en revanche stables dans le temps. Nous détaillerons les autres interprétations des γ_i plus loin dans la description du modèle.

1.2.1 Planification

Un planificateur maximise le bien-être social sous condition de disponibilité de la terre. Les usages étant exclusifs à l'unité de terre, la contrainte associée à la quantité disponible, $\overline{L} < \infty$, est additive. La fonction de bien-être remplit les conditions limites d'Inada,[5] toute la terre disponible est utilisée et les trois usages sont toujours présents simultanément dans l'économie. Le programme du planificateur est le suivant :

$$\max_{L_a, L_u, L_n} \mathbf{W_1} \quad \text{s.c.q.} \quad L_a + L_u + L_n = \overline{L}. \tag{1.4}$$

Il admet un objectif concave et une contrainte linéaire. L'annulation des dérivées premières du Lagrangien – nous notons λ_1 le multiplicateur – permet d'établir les conditions d'optimalité. Elles consistent en une condition du premier ordre par usage/fonction de la terre, soient les trois conditions suivantes :

$$\lambda_1^* = \omega_i \cdot \left(R_i\right)^{\frac{\gamma_i - 1}{\gamma_i}} \cdot \left(L_i^*\right)^{-\frac{1}{\gamma_i}}, \; i = a, u, n. \tag{1.5}$$

Pour chacune des trois équations, le terme de droite est l'utilité marginale *de la terre* dans l'usage considéré. Les trois utilités marginales sont égales à l'optimum et la valeur prise par λ_1^* s'interprète comme le prix implicite de l'unité de terre disponible. Cette valeur duale est le consentement à payer (resp. à recevoir) du planificateur pour une augmentation (une diminution) infinitésimale de la quantité de terre disponible. Exprimée en *numéraire*, elle est un indicateur *a priori* de la rareté de la terre.

En tant que prix à l'unité de terre, cette variable duale nous permet de présenter simplement trois fonctions de pseudo-demande[6] sociales en terre :

$$L_i^d = \left(\omega_i / \lambda_1\right)^{\gamma_i} \cdot R_i^{\gamma_i - 1} \equiv D_{L_i}\left(\lambda_1; \omega_i, R_i\right) \tag{1.6}$$

et ainsi attribuer une interprétation supplémentaire aux paramètres des fonctions d'utilités. Pour chaque usage, le paramètre γ_i représente l'opposé de l'élasticité de la pseudo-demande sociale en terre par rapport au prix implicite (la preuve est triviale). Une hausse de 1% du prix implicite de la terre implique une diminution de γ_i% de la demande en terre pour l'usage i, toutes choses égales par ailleurs. Cette élasticité s'établit pour des ω_i et des R_i constants,

5. Les conditions limites d'Inada stipulent ici que lorsque la quantité allouée à l'usage i tend vers 0, le bien-être marginal associé tend vers l'infini.

6. Bien qu'il n'y ai pour l'instant qu'un seul agent dans l'économie, nous pouvons considérer que l'usage i demande des unités de terre à l'usage j, $i \neq j$ (Lopez et al., 1994). La notion de demande prendra un sens plus affirmé lorsque nous traiterons de la décentralisation de l'optimum social à la sous-section suivante.

c'est-à-dire par un déplacement le long de la courbe de pseudo-demande.

La valeur duale est aussi égale au produit de chaque rendement R_i avec l'utilité marginale *en fonction de la terre* associée, évaluée à l'optimum. Cela apparaît en explicitant Y_i dans (1.5). À moins d'avoir des rendements identiques, les utilités marginales des différentes fonctions de la terre ne sont pas égales entre elles. Le planificateur formule toutefois – implicitement par ses choix d'allocation de la terre – des demandes en ces fonctions. Elles sont de la forme :

$$Y_i^d = \left(\omega_i \cdot R_i / \lambda_1\right)^{\gamma_i} \equiv D_{Y_i}\left(\lambda_1; \omega_i, R_i\right). \tag{1.7}$$

La demande sociale en denrées agricoles (par exemple) dépend du prix implicite de la terre. Les γ_i représentent toujours les opposés des élasticités de demande, même si ce ne sont plus des demandes en terre. Lorsque les poids sociaux et les rendements sont donnés, les demandes en fonctions issues de l'usage de la terre admettent les mêmes élasticités que leurs demandes en terre correspondantes. Ces deux sphères sont cependant bien distinctes, ce qui apparaîtra plus clairement lorsque nous analyserons des variations des R_i.

Toutes choses égales par ailleurs, si la fonction i remplie par la terre admet une demande relativement inélastique : $0 < \gamma_i < 1$, une hausse du prix implicite de la terre entraîne une diminution moins que proportionnelle des surfaces affectées à i et des fonctions demandées. L'inverse est vrai pour des demandes relativement élastiques : $\gamma_i > 1$. Pour favoriser l'intuition, nous pouvons supposer $\gamma_a < \gamma_u < \gamma_n$. Il semble en effet acceptable de supposer que la pseudo-demande en fonctions agricoles soit moins élastique que celle en fonctions urbaines, elle-même moins élastique que celle en fonctions naturelles (Angelsen, 2010). L'intuition de ce classement est à relier au caractère nécessaire de chaque fonction et à l'importance de la terre pour y contribuer.

1.2.2 Décentralisation

Il s'agit désormais de relier cette allocation optimale à la propriété privée de la terre. Nous assimilons les demandes exprimées par le planificateur à des demandes sociales ou aux demandes du consommateur représentatif. Chaque unité de terre appartient à un propriétaire preneur de prix qui va chercher à maximiser sa rente foncière. Les propriétaires sont supposés absentéistes et n'apparaissent pas en tant que tels dans le bien-être social. Ils peuvent être vus en tant qu'offreurs de terre (pour la marge extensive) ou offreurs de fonctions issues de l'usage de la terre (pour la marge intensive).[7] Nous notons alors π_i le montant de la rente issue de la location d'une unité de terre pour l'usage i. La règle de décision privée qui gouverne les choix

7. Des producteurs en libre-entrée et en concurrence pour l'usage de la terre n'apporteraient rien ici. L'intégralité des profits serait capitalisé dans la rente foncière et irait aux propriétaires absentéistes.

dans l'offre de terre est :

$$\text{offre pour l'usage } i \text{ ssi : } \pi_i \geqslant \max\left\{\pi_j \,\middle|\, j = a, u, n,\ j \neq i\right\}. \tag{1.8}$$

Chaque propriétaire offre sa terre à l'usage qui lui produit la rente foncière la plus importante, dans un fonctionnement concurrentiel du marché foncier. Il y a deux conditions pour la décentralisation de l'optimum social :

Condition 1 : $\pi_a = \pi_u = \pi_n$ *(équilibre sur le marché foncier).*

Preuve par l'absurde : supposons $\pi_i > \max(\pi_j\,;\pi_k)$, $i = a, u, n$ et $j, k \neq i$. La totalité de la terre disponible est offerte à l'usage i. Les bien-être marginaux en j et k sont infinis. La société est toujours prête à payer une somme supérieure à π_i pour convertir une unité de terre de i vers un des usages alternatifs. Les trois hypothèses ne correspondent donc pas à des équilibres.

Condition 2 : $\pi_i^* = \lambda_1^*$, $i = a, u, n$ *(optimum de l'allocation privée).*

Preuve par l'absurde : supposons $\pi_i > \lambda_1^*$, $i = a, u, n$. À l'équilibre, ces trois inégalités strictes sont nécessairement remplies en même temps (condition 1). L'égalisation des utilités marginales de la terre entraîne alors un déficit de la demande pour chacun des usages. Certaines terres ne sont pas utilisées alors que leurs propriétaires sont prêts à les céder pour tout montant positif. Pour les trois hypothèses alternatives ($\pi_i < \lambda_1^*$, $i = a, u, n$), ce sont des excès de demande qui apparaissent simultanément pour chacun des usages, ce qui est incompatible avec la quantité fixe de ressource.

Dans le cadre d'un marché foncier concurrentiel, les deux conditions précédentes sont toujours remplies, par l'application du premier théorème du bien-être. La valeur duale de la terre représente son utilité marginale et la rente foncière, son prix. En l'absence de défaillance de marché, les deux variables sont égales.[8] Dans ce modèle à terre homogène, la rente foncière peut être qualifiée d'absolue car elle est identique entre les unités de terre et entre les usages. Cette rente est issue de la quantité limitée de terre et peut donc être également qualifiée de rente de rareté. C'est aussi la quantité limitée de terre qui fait apparaître la propriété foncière comme un monopole collectif en constituant une barrière à l'entrée (Marx, Evans, 1991). Cette rente absolue peut donc également apparaître comme une rente de monopole. Le modèle présenté ici décrit ses deux visions (rareté et monopole) comme les deux faces d'une même pièce.

Considérer les propriétaires comme *offreurs de fonctions* issues de l'usage de la terre revient à introduire des variables supplémentaires mais ne modifie pas les résultats précédents.

8. La difficulté conceptuelle de la démonstration provient de la nature discrète de l'offre en chacun des usages (1.8), en particulier des élasticités infinies au voisinage de l'équilibre. Cette preuve est inspirée des arguments que Samuelson (1952) a mobilisé pour résoudre le problème de tarification spatiale Cournot-Enke. Lors de la résolution des prix, les coûts de transport ont une forme semblable à l'offre en foncier qui émane des propriétaires. Sur la possibilité que cet équilibre soit atteint dans la réalité, l'auteur ajoute et démontre (p. 290) : « *[t]he existence of pathological corners would not impair convergence ; rather it might accelerate convergence.* »

Nous restons dans le cas le plus simple possible en notant p_i le prix d'une unité de Y_i, défini comme net des coûts de production (hors rente foncière). Les rentes foncières provenant de la rémunération des biens et services issus de l'usage de la terre, nous avons :

$$\pi_i = p_i \cdot R_i \,,\ i = a, u, n. \tag{1.9}$$

La rente foncière associée à un usage i est le produit du rendement avec le prix unitaire. À l'optimum décentralisé, les trois prix sont respectivement égaux aux rapports λ_1^*/R_i, c'est-à-dire aux bien-êtres marginaux en Y_i (la preuve est triviale). Les conditions 1 et 2 précédentes reviennent donc à égaliser les trois prix des fonctions de la terre à leurs utilités marginales, ce qui assure une allocation optimale. Dans ce cadre simplifié, nous avons montré l'équivalence entre raisonner sur le marché de la terre et sur les marchés des fonctions issues de l'usage de la terre. Cependant, pour tout écart aux hypothèses, l'équivalence n'est plus assurée. Si, par exemple, la rente foncière associée à l'usage n ne représente pas la totalité des valeurs sociales (absence de marché, passagers clandestins), l'offre en terre pour cet usage sera inférieure à la quantité optimale. Les offres en terre pour les fonctions alternatives seront trop importantes (Lopez et al., 1994). Bien que ne présentant pas de résultats originaux, ce cadre nous a permis de définir les concepts d'offre et de demande en terre, de rente foncière, de prix des fonctions issues de l'usage de la terre et se révèle suffisant pour présenter la marge extensive et la marge intensive. Cela s'effectue respectivement en considérant une modification des préférences et des rendements.

1.2.3 Marge extensive

Nous illustrons la marge extensive par un exemple de croissance des préférences pour l'usage urbain. Nous partons de l'équilibre optimal de la sous-section précédente entre deux usages : a et u. Pour représenter graphiquement en deux dimensions, nous supposons le poids social de n nul : $\omega_n = 0$. Nous supposons également des rendements fixes et unitaires pour les deux usages $R_a = R_u = 1$. Dès lors, une hausse du poids associé à la fonction urbaine de la terre modifie l'équilibre optimal. Étant donné la structure du modèle,[9] nous présentons cette variation des préférences comme une variation dans le temps, voir McConnell (1989). L'analyse revient néanmoins à de la statique comparative. Cela signifie :

$$\dot{\omega}_u > 0, \tag{1.10}$$

alors que le poids associé à la fonction a est constant : $\dot{\omega}_a = 0$. Les conséquences de cette modification exogène des préférences sont présentées en deux temps. Nous différentions les

9. En l'absence d'effets intertemporels, l'optimalité est une succession d'équilibres statiques. Hormis les γ_i qui sont des constantes, toutes les variables sont potentiellement temporelles.

conséquences *ex ante* des conséquences *ex post* afin de distinguer les effets d'équilibres partiels – en présences de rigidités – des mécanismes d'équilibre sur le marché foncier. Évaluée au niveau *ex ante* des rentes foncières, la demande additionnelle en terre pour l'usage urbain est :

$$G^{ea}_{L_u} = \gamma_u \cdot G_{\omega_u} \tag{1.11}$$

avec $G_X = \dot{X}/X$, pour X une variable quelconque. Cette demande additionnelle pour u est obtenue en différenciant $D_{L_u}(\cdot)$ par rapport au temps avec λ_1 et R_u constants. Plus la demande urbaine est élastique et plus l'usage urbain devrait progresser *ex ante*, au détriment de l'usage agricole. Pour le cas alternatif d'une rigidité *ex ante* de l'allocation de la terre, l'intégralité de la hausse du poids associé aux fonctions urbaines se répercute dans la valeur duale ($G^{ea}_{\lambda^*_1} = G_{\omega_u}$). La Figure 1.4 de l'annexe 1.C (p. 47) fournit la représentation graphique de ces deux cas extrêmes. Le premier cas *ex ante* correspond à une demande agricole parfaitement élastique ($\gamma_a \to +\infty$) et est présent dans la plupart des modèles d'économie urbaine où la rente agricole est exogène.[10] L'autre cas *ex ante* correspond à une demande agricole parfaitement inélastique ($\gamma_a \to 0$) peut s'assimiler à une politique de zonage qui contraint l'usage de la terre. La croissance de la valeur duale (de la rareté) possède alors une composante dite institutionnelle, issue des contraintes sur l'allocation.

Lorsque les prix s'ajustent, les effets *ex post* vont être intermédiaires par rapports aux deux effets précédents. En supprimant les rigidités *ex ante*, l'économie va passer du point E au point E' de la Figure 1.4. L'usage urbain connaît une emprise spatiale mais l'augmentation de la rente foncière va limiter cette emprise comparativement au premier effet, $\dot{L_u}^{ep} < \dot{L_u}^{ea}$. De la même manière, le levier de l'allocation de la terre va permettre de modérer la capitalisation de la variation de la demande urbaine dans la rente de rareté $\lambda_1^{ep} < \lambda_1^{ea}$, c'est ce que nous appelons la marge extensive. En utilisant la contrainte dynamique sur la quantité de terre ($\dot{L_a} + \dot{L_u} = 0$) dans les conditions du premier ordre (1.5) exprimées en taux de croissance, nous trouvons que les modifications *ex post* de l'allocation s'établissent à :

$$G_{L^*_u} = \frac{\gamma_u \cdot \gamma_a L^*_a}{\gamma_a L^*_a + \gamma_u L^*_u}\, G_{\omega_u} \quad \text{et} \quad G_{L^*_a} = -\frac{\gamma_a \cdot \gamma_u L^*_u}{\gamma_a L^*_a + \gamma_u L^*_u}\, G_{\omega_u}. \tag{1.12}$$

Nous obtenons donc systématiquement une croissance de l'usage u et une diminution de l'usage a suite à la hausse de ω_u. Une simple différenciation nous indique que cette emprise est d'autant plus importante que les demandes (à la fois en a et en u) sont élastiques. Cela nous permet de faire apparaître les décalages théoriques avec des approches en équilibres partiels. Les modèles à rentes foncières exogènes sous-estiment les effets de rareté, qui sont d'autant plus importants que les demandes sont élastiques. Les modèles à allocation contrainte sous-

10. Les approches de conservation de la nature par le retrait de l'usage agricole de la terre sans rétroactions de prix sont également la norme, voir Innes (2003); Armsworth et al. (2006); Jantke and Schneider (2010) pour des exceptions qui intègrent les rétroactions du marché foncier.

estiment la marge extensive, qui est d'autant plus importante que les demandes sont inélastiques. Ces derniers sur-estiment donc la rareté.

1.2.4 Marge intensive

Savoir si la croissance des rendements agricoles libère de la terre pour des usages alternatifs – en particulier pour la nature – est amplement discutée dans la littérature *land sparing* (Balmford et al., 2005; Matson and Vitousek, 2006; Rudela et al., 2009; Ewers et al., 2009). En référence à la théorie économique, il est souvent mentionné que l'élasticité de la demande en productions agricoles est le paramètre qui détermine ce phénomène. Il semble en effet acquis que pour une demande relativement inélastique, ici $\gamma_a < 1$, augmenter les rendements entraîne une diminution des surfaces. En l'absence d'éléments empiriques flagrants,[11] le présent modèle fait apparaître ce phénomène comme l'arbitrage entre une hausse *ex ante* de la rente foncière et les rétroactions de prix sur le marché des produits agricoles. Nous présentons les hypothèses nécessaires au *land sparing*, qui fournissent autant d'explications pour des résultats empiriques peu concluants.

Dans cette sous-section, le modèle présente une croissance des rendements agricoles et se limite aux usages a et n à préférences constantes. Cela correspond à :

$$G_{R_a} > G_{R_n} = 0\,,\ \omega_u = 0 \quad \text{et} \quad G_{\omega_a} = G_{\omega_n} = 0. \tag{1.13}$$

Nous explicitons les mécanismes économiques en étudiant les conséquences en deux temps, dans une logique proche de celle de la sous-section précédente. Dans un premier temps, le prix de la production agricole est rigide. Le cas d'une petite région face à une demande mondiale parfaitement élastique ou la présence d'une politique de régulation du prix justifient l'intérêt de cette situation. Elle n'est toutefois pas incompatible avec un équilibre sur le marché foncier. Le surplus de la production qui n'est pas vendu localement peut en effet être exporté sur le marché international qui présente une demande parfaitement élastique. Ainsi, la hausse des rendements agricoles provoque une hausse proportionnelle de la rente foncière agricole $G_{\pi_a} = G_{R_a}$ via (1.9) ce qui correspond à une capitalisation totale des gains de rendement dans la rente foncière. Des conversions de l'usage n vers l'usage a s'effectuent alors, jusqu'à ce que l'utilité marginale de n égalise la rente agricole issue de la croissance des rendements. L'équilibre sur le marché foncier implique des rentes foncières identiques entre les usages et égales à la valeur duale de la terre pour la nature. En substituant la croissance de la rente agricole dans la demande en terre pour l'usage n, nous avons :

$$G^{eo}_{L_n} = -\gamma_n \cdot G_{R_a}\,. \tag{1.14}$$

11. Sur la période 1970–2005, la corrélation entre la terre libérée par l'agriculture et la croissance des rendements n'est pas significative pour la grande majorité des pays étudiés par Rudela et al. (2009).

Plus l'élasticité de la demande en fonctions naturelles est forte et plus de surfaces seront converties. Par contre, la demande en fonctions agricoles (propre à la région étudiée) n'intervient pas pour déterminer la quantité de terre convertie vers l'agriculture. Cet effet d'*économie ouverte* correspond à l'hypothèse classique de capitalisation des rendements dans la rente foncière. Il correspond donc à un équilibre partiel d'augmentation de la valeur duale de la terre, ce qui a pour effet d'augmenter la rareté de la terre pour les fonctions naturelles. La Figure 1.5 de l'annexe 1.C (p. 48) présente graphiquement cette situation (en rouge).

La situation alternative en *économie fermée* avec rétroaction de prix correspond au cas d'une grande région ou d'une petite région dont la demande en production agricole est localisée. En considérant le marché agricole, la capitalisation des rendements va être modérée voire renversée. La relation entre le prix et la production est :

$$G_{p_a^*} = -\frac{1}{\gamma_a}\, G_{Y_a^*}\,, \tag{1.15}$$

par la substitution de (1.9) dans l'écriture en dynamique de D_{Y_a}. Une augmentation de la production diminue le prix en proportion de l'élasticité de la demande inverse, ce qui est un résultat standard (Wu, 2000; Wu et al., 2001). Cette rétroaction est d'autant plus forte que la demande en production agricole est inélastique (γ_a proche de zéro). Elle va constituer une force de rappel suite à la hausse précédemment décrite des surfaces agricoles. En bouclant le modèle sur la contrainte de terre en dynamique ($\dot{L_a^*} + \dot{L_n^*} = 0$), les surfaces converties seront telles que :

$$G_{L_a^*} = (\gamma_a - 1)\,\frac{\gamma_n L_n^*}{\gamma_a L_a^* + \gamma_n L_n^*}\, G_{R_a} \quad \text{et} \quad G_{L_n^*} = (1-\gamma_a)\,\frac{\gamma_n L_a^*}{\gamma_a L_a^* + \gamma_n L_n^*}\, G_{R_a}. \tag{1.16}$$

Lorsque les prix s'adaptent, la condition nécessaire et suffisante pour qu'une croissance des rendements agricoles augmente la terre offerte pour un usage alternatif est la présence d'une demande agricole inélastique ($\gamma_a < 1$). Si c'est le cas, la diminution de prix est plus que proportionnelle à l'augmentation de la production à l'unité de terre, en conséquence de quoi la rente foncière diminue. La croissance des rendements diminue donc la rareté de la terre par le passage de E à E' dans la Figure 1.5 (en bleu), c'est ce que nous appelons la marge intensive. Les variations de surfaces sont d'autant plus importantes que la demande pour l'usage alternatif est élastique, indépendamment de la direction des changements d'usage.

L'observation d'un *land sparing* nécessite donc deux conditions : l'existence de rétroactions de prix des productions agricoles et une demande en produits agricoles relativement inélastique. Si les deux ne sont pas remplies simultanément, l'effet de capitalisation dans la rente foncière l'emporte et les surfaces agricoles progressent. Bien que l'hypothèse d'une demande relativement inélastique soit crédible pour les productions agricoles dans une économie fermée à démographie constante, tout écart à ces hypothèses doit produire l'observation inverse.

1.2.5 Généralisation

Les deux situations précédentes nous ont permis de distinguer les γ_i qui caractérisent les fonctions de demande inverses à préférences données, des ω_i qui représentent des variations dans les préférences. Alors que les changements des poids ω_i provoquent des déplacements des courbes de demande, les γ_i décrivent des déplacements le long de ces courbes. De même, bien qu'elles ne modifient pas les élasticités des fonctions de demande, les variations de rendements provoquent – lorsque les prix s'adaptent – des déplacements de ces dernières. Les déplacements temporels issus des préférences et des rendements n'admettent pas pour autant les mêmes proportions. En différenciant les conditions du premier ordre (1.5) par rapport au temps pour les exprimer en taux de croissance, cela apparaît plus clairement :

$$G_{\lambda_1^*} = G_{\omega_i} - \frac{1}{\gamma_i} G_{L_i^*} + \frac{\gamma_i - 1}{\gamma_i} G_{R_i}. \tag{1.17}$$

Pour chacune des fonctions remplies par la terre ($i = a, u, n$), ces équations présentent la marge extensive et la marge intensive en termes additifs. Une croissance du poids de la fonction i dans le bien-être se répercute dans la valeur duale (la rareté) une fois corrigée par les variations de surfaces et de rendements. Nous retrouvons la condition sur l'élasticité de la demande pour avoir une baisse de la rareté suite à une hausse des rendements. La marge extensive issue des changements dans l'allocation de la terre est endogène et conditionnée par la quantité totale disponible. Nous utilisons alors les trois équations (1.17) avec la contrainte dynamique de disponibilité ($\dot{L_a^*} + \dot{L_u^*} + \dot{L_n^*} = 0$) pour substituer les variations des surfaces et obtenir :

$$G_{\lambda_1^*} = \sum_{i=a,u,n} \frac{\gamma_i}{\Gamma_1^*} L_i^* \cdot G_{\omega_i} + \sum_{i=a,u,n} \frac{\gamma_i - 1}{\Gamma_1^*} L_i^* \cdot G_{R_i} \tag{1.18}$$

avec :

$$\Gamma_1^* = \gamma_a L_a^* + \gamma_u L_u^* + \gamma_n L_n^*. \tag{1.19}$$

Dans (1.18) le taux de croissance de la rareté de la terre est la moyenne pondérée des trois déplacements des courbes de demande inverse suite aux variations des préférences, additionnée du solde des effets à la marge intensive. Les coefficients de pondération associés aux variations des préférences (G_{ω_i}) sont positifs et somment à l'unité, ils sont individuellement inférieurs à un. Les variations dans les poids de la fonction bien-être se répercutent donc moins que proportionnellement dans la valeur duale mais d'autant plus que leurs élasticités sont fortes. Cela s'explique par le fait qu'une demande relativement peu élastique nécessite moins de changement dans l'allocation de la terre pour modérer l'effet d'une croissance de son poids social.

En l'absence d'évolution des rendements, une hausse équi-proportionnelle des trois poids ω_i se répercute intégralement dans la rareté. La marge extensive est dans ce cas précis neutralisée. Une condition nécessaire pour que la marge extensive puisse modérer la croissance de la

rareté est donc d'avoir des taux de variations différentiés. Nous pouvons également montrer que si les trois poids augmentent dans les mêmes proportions, l'allocation optimale de la terre ne change pas. Par contre, un usage i connaît une emprise brute dès lors que son poids croît proportionnellement plus (ou diminue moins) que celle d'un autre usage quelconque. Les liens avec les rentes foncières et les prix se font au travers des conditions 1 et 2 pour l'optimum décentralisé. Les rentes foncières suivent la valeur duale de la terre et fournissent une indication satisfaisante de la rareté. Sans variations à la marge intensive, les prix suivent également la rareté et ils diminuent au prorata de l'élasticité de la demande inverse en cas de modification des rendements. Dans un tel modèle bouclé sur l'allocation de la terre, l'apparition d'un *land sparing* apparaît conditionné par d'autres paramètres que ceux habituels de la littérature (Lambin and Meyfroidt, 2011). En plus des deux conditions de la sous-section précédente, il faut en particulier que les préférences sociales pour les fonctions agricoles ou urbaines n'augmentent pas trop.

La loi de Engel et les écarts (*gap*) mondiaux de la productivité agricole peuvent assurer que la condition sur les préférences agricoles ne soit pas trop limitante. Par contre, le logement est souvent présenté comme un bien normal et l'espace résidentiel comme un bien supérieur (l'étalement urbain augmente avec le revenu). Les considérations actuelles sur l'artificialisation des terres et l'étalement urbain semblent indiquer une faible marge issue de la densification des villes (via G_{R_u}). Les demandes en usage urbain étant souvent localisées, cette interaction avec un troisième usage de la terre de doit pas être négligée.

1.3 Terre hétérogène

Les unités de terre se caractérisent désormais par N attributs propres : l'altitude, les propriétés naturelles ou la distance à un point d'eau sont des exemples. À la manière d'Hardie and Parks (1997), nous modélisons cette hétérogénéité comme une relation entre les attributs des unités de terre et la hiérarchie qui en est faite par les usages potentiels. Une modification importante est toutefois l'introduction d'une dimension temporelle à ces relations. Formellement, en notant par le vecteur $\mathbf{z}$ l'ensemble des attributs stables dans le temps, nous définissons l'hétérogénéité pour chaque usage i par le biais des fonctions d'agrégation :

$$\theta_i = f_i(\mathbf{z}, t)\,,\ f_i : \mathbb{R}^N \times \mathbb{R}_+ \mapsto \mathbb{R}_+^* \tag{1.20}$$

qui relient les attributs aux θ_i, des scalaires strictement positifs d'hétérogénéité. Les fonctions f_i sont définies de manière à ce que les θ_i admettent des distributions non dégénérées à chaque moment du temps (voir les *task functions* dans Heckman and Sedlacek, 1985). Cela nous permet de considérer une dimension d'hétérogénéité par fonction/usage de la terre. Pour l'usage agricole par exemple, le rendement d'une unité de terre quelconque dépend de la profondeur

de son sol, de sa réserve en eau utile, de l'ensoleillement et du climat mais aussi des aptitudes de son exploitant, des techniques disponibles, etc. Nous séparons ces différents déterminants entre les attributs naturels inaltérables ($\mathbf{z}$) et ceux qui peuvent être modifiés ($f_i(\cdot, t)$). Contrairement aux attributs naturels qui sont indépendants de l'usage de la terre, la fonction d'agrégation est indicée i pour représenter les caractéristiques propres à chaque usage.

Cette distinction entre l'hétérogénéité en tant que contribution à une fonction sociale (θ_i) et les attributs en tant que propriétés de la terre contient l'idée que les mêmes attributs sont utilisés pour des fonctions sociales différentes. Cependant, les contributions sont différentiées. Par exemple, une faible pente peut admettre un effet positif pour les fonctions agricoles ou urbaines mais un effet négatif pour les fonctions naturelles : les paysages sont plus homogènes et la diversité biologique inférieure. Cela nous permet de ne pas entrer dans des spécificités propres à chaque usage de la terre et ainsi maintenir une certaine généralité du propos. Pour reprendre l'exemple agricole, sa fonction sociale dans la section précédente fut la production de matières premières, donc θ_a représente un rendement physique qui est variable entre les unités de terre. Dans les autres chapitres de la thèse des approches complémentaires sont développées (f_a est une fonction hédonique dans le chapitre 3, θ_a est un coût d'opportunité lié au retrait de l'usage agricole au chapitre 4 et alors que des *proxies* de l'hétérogénéité sont utilisées au chapitre 5).

Sans perte de généralité, nous ne considérons que deux dimensions d'hétérogénéité (en a et u) en notant : $\boldsymbol{\theta} := [\,\theta_a\,\theta_u\,] \in [0\,,+\infty] \times [0\,,+\infty] \equiv \boldsymbol{\Theta}$. L'hétérogénéité constitue alors une nouvelle différenciation entre usage de la terre et fonctions remplies car, bien que nous restons dans le cas à trois usages/fonctions de la terre, chaque unité de terre en usage a ou u va fournir une contribution différentiée à la fonction assignée. Dans cette section, les contributions aux fonctions naturelles restent constantes entre les unités de terre, et nous supposons $R_n = 1$ pour une contribution au bien-être égale à L_n. Pour caractériser les dotations en terre de l'économie considérée, nous utilisons une fonction de densité en deux dimensions qui évolue au cours du temps $h(\theta_a, \theta_u, t)$ et sa fonction de répartition associée (H). Nous pouvons alors écrire par $\overline{L} \cdot H(x, y, t)$ la quantité de terre disponible en t ayant des valeurs de θ_a inférieures ou égales à x simultanément à des valeurs de θ_u inférieures ou égales à y.

1.3.1 Planification

Les choix d'allocation sont effectués pour chaque unité de terre en fonction de leurs contributions au bien-être. L'optimalité se définit comme une correspondance entre l'espace de l'hétérogénéité et les trois usages/fonctions potentiels. Cette correspondance est décrite (par une extension de Lichtenberg, 1989) au travers trois continuums – $q_a(\boldsymbol{\theta}, t)$, $q_u(\boldsymbol{\theta}, t)$ et $q_n(\boldsymbol{\theta}, t)$ – qui vont représenter la part des terres $\boldsymbol{\theta}$ respectivement allouée à a, u et n en t. Par définition, ces

fonctions admettent les contraintes suivantes[12] :

$$q_a, q_u, q_n \geqslant 0 \quad \text{et} \quad q_a + q_u + q_n \leqslant 1. \tag{1.21}$$

Une part ne peut pas être négative et leur somme ne doit pas dépasser l'unité. Pour les usages a et u, la quantité totale de terre dédiée et le niveau de fourniture atteint sont désormais :

$$L_i(t) = \overline{L} \int_{\boldsymbol{\Theta}} q_i(\boldsymbol{\theta}, t) \times h(\boldsymbol{\theta}, t) \, \mathrm{d}\boldsymbol{\theta}, \tag{1.22}$$

$$Y_i(t) = \overline{L} \int_{\boldsymbol{\Theta}} \theta_i \times q_i(\boldsymbol{\theta}, t) \times h(\boldsymbol{\theta}, t) \, \mathrm{d}\boldsymbol{\theta} \tag{1.23}$$

Ces notations permettent de présenter un nouveau programme pour le planificateur qui, en plus d'une spécification différente des contributions agrégées Y_i, présente les trois continuum précédemment décrits comme variables de contrôles :

$$\max_{\{q_a, q_u, q_n\}} \left\{ \mathbf{W_2} := \omega_a \cdot V_a\big(Y_a\big) + \omega_u \cdot V_u\big(Y_u\big) + \omega_n \cdot V_n\big(L_n\big) \right\} \quad \text{s.c.q.} \quad (1.21). \tag{1.24}$$

Les contraintes sur la terre disponible s'expriment par les variables de contrôle et forment quatre continuums. Nous notons par $\big(\beta_a(\boldsymbol{\theta});\, \beta_u(\boldsymbol{\theta});\, \beta_n(\boldsymbol{\theta});\, \delta(\boldsymbol{\theta})\big)$ les quatre continuums de multiplicateurs associés. Par analogie avec la théorie du contrôle optimal,[13] nous savons que le Lagrangien associé au programme est le suivant :

$$\mathscr{L}\Big(\beta_a, \beta_u, \beta_n, \delta\Big) = \mathbf{W_2} + \int_{\boldsymbol{\Theta}} \Big[\beta_a q_a + \beta_u q_u + \beta_n q_n + \delta\big(1 - q_a - q_u - q_n\big)\Big] \mathrm{d}\boldsymbol{\theta}, \tag{1.25}$$

où les contraintes (1.21) et les multiplicateurs associés sont intégrés sur l'ensemble du support de la distribution de l'hétérogénéité. Nous pouvons alors considérer les trois variables de décision individuellement pour chaque $\boldsymbol{\theta}$, dériver le Lagrangien et aboutir sur trois continuums de Conditions du Premier Ordre :

$$CPO[q_a] : \quad \overline{L} \cdot \omega_a \cdot \theta_a \cdot h(\boldsymbol{\theta}) \cdot \big(Y_a^*\big)^{-\frac{1}{\gamma_a}} + \beta_a^*(\boldsymbol{\theta}) - \delta^*(\boldsymbol{\theta}) = 0 \tag{1.26}$$

$$CPO[q_u] : \quad \overline{L} \cdot \omega_u \cdot \theta_u \cdot h(\boldsymbol{\theta}) \cdot \big(Y_u^*\big)^{-\frac{1}{\gamma_u}} + \beta_u^*(\boldsymbol{\theta}) - \delta^*(\boldsymbol{\theta}) = 0 \tag{1.27}$$

$$CPO[q_n] : \quad \overline{L} \cdot \omega_n \cdot h(\boldsymbol{\theta}) \cdot \big(L_n^*\big)^{-\frac{1}{\gamma_n}} + \beta_n^*(\boldsymbol{\theta}) - \delta^*(\boldsymbol{\theta}) = 0. \tag{1.28}$$

Ces trois ensembles de conditions doivent être vérifiés $\forall \boldsymbol{\theta} \in \boldsymbol{\Theta}$ et sont associées aux conditions de Kühn & Tucker suivantes :

$$q_i \times \beta_i = 0\,, \;\; \beta_i \geqslant 0 \text{ pour } i = a, u, n \quad \text{et} \quad \delta\big(1 - q_a - q_u - q_n\big) = 0\,, \;\; \delta \geqslant 0. \tag{1.29}$$

12. Les arguments temporels sont supprimés et ne réapparaîtront que pour favoriser l'intuition.

13. Une preuve est disponible sur demande, sachant que cette méthode est également utilisée pour un problème proche dans le document de travail associé à Wu et al. (2001), annexe 2.

Le système est suridentifié mais la solution optimale pour l'allocation de la terre peut se résoudre pour chaque usage indépendamment. Nous commençons par l'usage a. Les unités de terre $\boldsymbol{\theta}$ en usage agricole sont telles que $q_a(\boldsymbol{\theta}) > 0$ et donc $\beta_a(\boldsymbol{\theta}) = 0$. Par ailleurs, les multiplicateurs $\delta(\boldsymbol{\theta})$, $\beta_u(\boldsymbol{\theta})$ et $\beta_n(\boldsymbol{\theta})$ sont positifs dans (1.29). Si nous substituons ces quatre conditions dans le système (1.26)–(1.28) et que nous réarrangeons les termes, les unités de terre en usage agricole sont telles que :

$$\theta_a \geqslant \frac{\omega_n}{\omega_a} \times \frac{Y_a^{*1/\gamma_a}}{L_n^{*1/\gamma_n}} \equiv \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial L_n}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_a} \tag{1.30}$$

et

$$\frac{\theta_a}{\theta_u} \geqslant \frac{\omega_u}{\omega_a} \times \frac{Y_a^{*1/\gamma_a}}{Y_u^{*1/\gamma_u}} \equiv \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_u}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_a}\,. \tag{1.31}$$

Les étoiles associées aux fonctions de bien-être indiquent que les dérivées sont évaluées à l'optimum. En répliquant les calculs sur u et n ($q_u > 0$ et $q_n > 0$) nous obtenons que les continuums de variables de contrôle q_i sont du type *bang-bang* : ces variables prennent des valeurs 1 lorsque les inégalités du type (1.30) et (1.31) sont strictes et 0 lorsque les inégalités ne sont pas vérifiées. Les trois usages forment une partition de l'espace de l'hétérogénéité. Cette méthode générale de résolution d'un problème d'allocation optimale de la terre avec plusieurs dimensions d'hétérogénéité – également utilisée au chapitre 2 – permet d'énoncer :

Théorème 1. (optimalité de l'allocation) *L'allocation optimale de la terre est caractérisée par une partition de l'espace de l'hétérogénéité. À l'optimum, l'unité $\boldsymbol{\theta}$ est allouée :*

– *à l'usage a ssi :*

$$\theta_a \geqslant \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_u}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_a} \times \theta_u \quad et \quad \theta_a \geqslant \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial L_n}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_a}$$

– *à l'usage u ssi :*

$$\theta_u \geqslant \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_a}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_u} \times \theta_a \quad et \quad \theta_u \geqslant \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial L_n}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_u}$$

– *à l'usage n ssi :*

$$\theta_a \leqslant \frac{\partial \mathbf{W}_3 / \partial L_n}{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial Y_a} \quad et \quad \theta_u \leqslant \frac{\partial \mathbf{W}_3^* / \partial L_n}{\partial \mathbf{W}_3 / \partial Y_u}\,.$$

Lorsque les inégalités ne sont pas strictes, des unités de terre identiques peuvent être allouées à des usages différents. Cependant, comme Heckman and Sedlacek (1985) le remarquent (p. 1081), ces cas ne sont pas pertinents dans le cas de distributions non dégénérées. Le Théorème 1 est plus général que cette application avec deux dimensions d'hétérogénéité et trois usages. La solution est doublement ricardienne car en plus d'intégrer l'hétérogénéité de la terre (et, comme nous allons le voir, des rendements décroissants), l'allocation optimale suit la logique des avantages comparatifs (Chakravorty and Krulce, 1994; Chakravorty et al., 2005). La Figure 1.6, en annexe 1.C (p. 49), présente graphiquement l'allocation optimale de la terre entre les trois usages, avec le gradient d'hétérogénéité de a en abscisses et le gradient d'hétérogénéité de u en ordonnées.

Une logique en avantages absolus suffit lorsque le planificateur arbitre entre a et n et entre u et n. Cela se manifeste graphiquement par les deux perpendiculaires aux axes. Parce que l'usage n considère la terre comme homogène, deux valeurs seuils (marginales) respectivement pour θ_a et θ_u, vont séparer ces deux usages vis-à-vis de l'usage n. Lorsqu'une unité de terre présente deux valeurs d'hétérogénéité inférieures aux deux valeurs seuils, cette unité est allouée à n. En revanche, l'allocation entre a et u doit s'établir selon la logique des avantages comparatifs. La conséquence la plus marquante est que certaines unités de terre sont en usage u alors qu'elles présentent des contributions à l'usage a supérieure à d'autres unités qui sont allouées à a. Il peut être optimal d'urbaniser de "bonnes" terres agricoles. Cette situation se retrouve lorsqu'une unité de terre $\boldsymbol{\theta}'$ possède deux avantages absolus par rapport à une autre unité de terre $\boldsymbol{\theta}''$ ($\theta'_i > \theta''_i, i = a, n$) alors que la dernière possède un avantage comparatif pour l'usage a : $\theta''_a/\theta''_u > \theta'_a/\theta'_u$.

1.3.2 Décentralisation

L'introduction de l'hétérogénéité de la terre a pour conséquence directe l'apparition d'une rente foncière différentielle. La rente perçue par le propriétaire d'une unité $\boldsymbol{\theta}$ est le produit d'un prix et d'une contribution sociale unitaire, ces deux termes dépendants de l'usage auquel la terre est allouée. Les rentes foncières pour les deux usages qui admettent de l'hétérogénéité sont :

$$\pi_i(\boldsymbol{\theta}) = p_i \times \theta_i \,. \tag{1.32}$$

Pour l'usage n, la rente foncière π_n est comme dans la section précédente, indépendante de l'hétérogénéité. Face à de telles rentes différentielles, la logique rationnelle des choix d'allocation de la terre par les propriétaires ne change pas. Les propriétaires offrent leur terre pour l'usage qui propose la rente foncière la plus forte. En particulier, pour l'usage a nous avons :

$$\text{terre est offerte pour l'usage } a \text{ ssi : } \quad \theta_a \geqslant \frac{\pi_n}{p_a} \quad \frac{\theta_a}{\theta_u} \geqslant \frac{p_u}{p_a} \,. \tag{1.33}$$

Cette structure des choix privés, également en termes d'avantages comparatifs, n'apparaît qu'avec deux usages de la terre qui admettent leur propre gradient d'hétérogénéité (ce qui est peu fréquent dans la littérature sur l'usage de la terre). La logique privée d'allocation est donc qualitativement identique à celle de l'allocation optimale. Les conditions de décentralisation s'obtiennent en considérant que l'allocation privée (entendue comme la partition de l'espace de l'hétérogénéité en trois ensembles d'unités de terre allouée aux mêmes usages) doit être identique à l'allocation sociale. En associant le Théorème 1 avec la règle d'allocation précédente (1.33), nous pouvons établir :

Théorème 2. (décentralisation de l'optimum) *L'allocation optimale du Théorème 1 est décentralisable ssi les prix des fonctions a et u sont égaux aux bien-être marginaux* des productions *respectives*

et la rente foncière de n égale au bien-être marginal de la terre *en cet usage :*

$$p_a^* = \frac{\partial W_3^*}{\partial Y_a} \quad et \quad p_u^* = \frac{\partial W_3^*}{\partial Y_u} \quad et \quad \pi_n^* = \frac{\partial W_3^*}{\partial L_n}. \tag{1.34}$$

Par le biais de marchés fonciers et de marchés en productions issues de la terre concurrentiels, le premier théorème du bien-être indique que les prix et les rentes doivent s'établir selon la configuration (1.34). Malgré l'introduction de l'hétérogénéité, les conditions de décentralisation restent les mêmes : des prix (rentes) égaux aux bien-être marginaux en termes de productions (d'usages). Chaque unité de terre doit être rémunérée à sa contribution marginale au bien-être. Toutes les unités de terre en usages a ou u n'obtiennent donc pas la même rémunération. Les théorèmes 1 et 2 fournissent la contrepartie en terre hétérogène des conditions de décentralisation présentées dans la section 1.2. Ce résultat ne permet cependant pas d'étudier les effets de la marge extensive et de la marge intensive présentés dans la section précédente. En effet, d'un point de vue technique, les valeurs agrégées L_i et Y_i définies par (1.22) et (1.23) ne sont pas transposables en tant que telles en formes réduites et les multiplicateurs ne sont plus des indicateurs directs de la rareté agrégée de la terre. La statique comparative de la section précédente n'est donc pas directement transposable, bien que ce soit une perspective ouverte. En l'attente de travaux supplémentaires sur la base de ces deux théorèmes généraux, nous présentons deux développements pour des cas particuliers.

1.3.3 Hétérogénéité unidimensionnelle

Nous limitons le modèle précédent aux usages a et n, ce qui revient à supposer $\omega_u = 0$. Pour proposer des résultats analytiques, nous supposons des rendements agricoles distribués selon une densité log-normale dont la moyenne est le seul paramètre variable dans le temps. Ainsi :

$$\ln(\theta_a) \sim \mathcal{N}\big(\mu_a(t), \sigma_a^2\big), \tag{1.35}$$

avec $\mu_a, \sigma_a > 0$. Nous notons alors $\phi(\cdot)$ la fonction de densité de la normale standard[14] et $\Phi(\cdot)$ la fonction de répartition.[15] L'hétérogénéité agricole se modifie au cours du temps par le biais de la moyenne de son logarithme. Une telle spécification de la marge intensive entraîne une neutralité vis-à-vis de l'hétérogénéité. L'ensemble des unités de terre connaissent un taux de croissance identique de leurs contributions individuelles à la fonction agricole.

En reprenant les résultats des théorèmes 1 et 2, l'allocation en équilibre optimal se trouve

14. La formule de la densité log-normale est (Mood et al., 1974) :

$$h(\theta)\,\mathrm{d}\theta = \frac{1}{\theta}\,\phi\left(\frac{\ln\theta - \mu_a}{\sigma_a}\right)\frac{\mathrm{d}\theta}{\sigma_a} \quad \text{avec} \quad \phi(x) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}}\,e^{-\frac{x^2}{2}},\ \forall x \in \mathbb{R}. \tag{1.36}$$

15. Avec les propriétés classiques d'une distribution log-normale, la moyenne des rendements si toutes les unités de terre sont en usage agricole est : $\mathbb{E}_t(\theta_a) = \exp(\mu_a(t) + \sigma_a^2/2)$, voir Heckman and Sedlacek (1985).

décrite par un rendement agricole marginal (noté θ_a^*) en deçà duquel les unités de terre sont en usage n et en usage a au-delà. Nous avons $\theta_a^* = \pi_n^*/p_a^*$, également égal au rapport des bien-être marginaux évalués à l'optimum. Ce rendement marginal varie dans le temps en fonction de l'évolution des poids de la fonction bien-être et des rendements agricoles. Les surfaces en usage naturel sont telles que :

$$L_n^* = \overline{L} \int_0^{\theta_a^*} \frac{1}{\theta}\, \phi\left(\frac{\ln(\theta) - \mu_a}{\sigma_a}\right) \frac{\mathrm{d}\theta}{\sigma_a} = \overline{L} \cdot \Phi\left(\frac{\ln(\theta_a^*) - \mu_a}{\sigma_a}\right) \equiv \overline{L} \cdot \Phi\big(\widetilde{\theta}_a^*\big), \tag{1.37}$$

avec $\widetilde{\theta}_a^*$ le logarithme du rendement marginal centré-réduit. Cette valeur n'a plus d'unité physique et la quantité totale de terre en n peut être définie au travers de la fonction de répartition d'une loi normale standard (c'est-à-dire centrée-réduite). De la même manière, nous pouvons écrire la forme réduite pour les surfaces en usage agricole comme suit :

$$L_a^* = \overline{L}\left[1 - \Phi\big(\widetilde{\theta}_a^*\big)\right] = \overline{L} \cdot \Phi\big(-\widetilde{\theta}_a^*\big), \tag{1.38}$$

en utilisant une propriété des distributions symétriques sur la fonction de répartition d'une normale standard : $1 - \Phi(x) = \Phi(-x)$, $\forall x \in \mathbb{R}$. La possibilité d'une écriture en formes réduites est fondamentale, elle va nous permettre de retrouver les quantités de terre comme variables de contrôle dans le bien-être social. Remarquons que le logarithme centré-réduit du rendement marginal est une fonction des surfaces respectives :

$$\widetilde{\theta}_a^* = \Phi^{-1}\big(L_n^*/\overline{L}\big) = -\Phi^{-1}\big(L_a^*/\overline{L}\big). \tag{1.39}$$

L'inverse de la fonction de répartition est appelée la fonction quantile dans la littérature statistique, notée Φ^{-1} pour une distribution normale. L'utilisation de cette fonction va permettre d'écrire Y_a en fonction de L_a pour ainsi obtenir un programme d'optimisation avec une structure identique à la section où la terre était homogène. En effet,

$$\begin{aligned}
Y_a &= \overline{L} \int_{\theta_a^*}^{\infty} \phi\left(\frac{\ln(\theta) - \mu_a}{\sigma_a}\right) \frac{\mathrm{d}\theta}{\sigma_a} && (1.40)\\
&= \overline{L} \int_{\widetilde{\theta}_a^*}^{\infty} \exp\left(\mu_a + \sigma_a \cdot x\right) \phi(x)\, \mathrm{d}x && (1.41)\\
&= \overline{L} \cdot \exp\left(\mu_a + \sigma_a^2/2\right) \cdot \Phi\big(\sigma_a - \widetilde{\theta}_a^*\big) && (1.42)\\
&= \overline{L} \cdot \exp\left(\mu_a + \sigma_a^2/2\right) \cdot \Phi\big(\sigma_a + \Phi^{-1}\big(L_a/\overline{L}\big)\big). && (1.43)
\end{aligned}$$

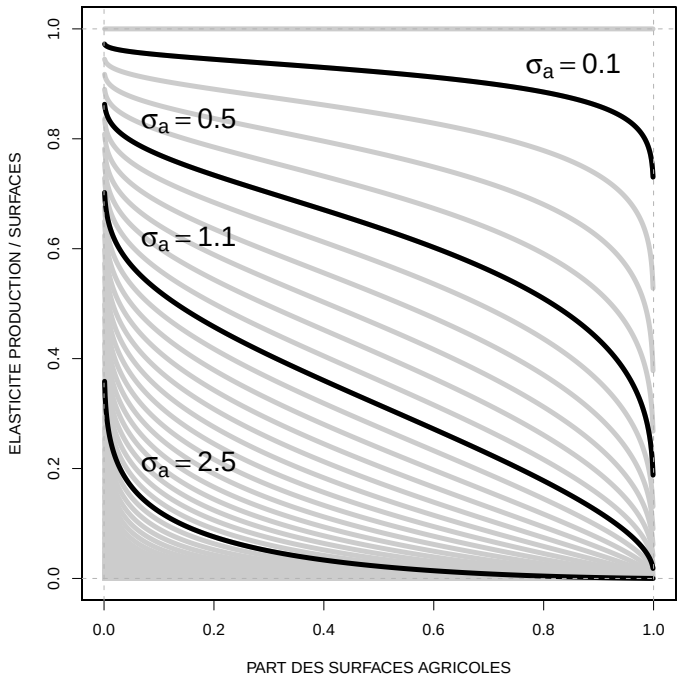
La fourniture agrégée issue de l'usage a est une espérance tronquée avec une formule au calcul assez fastidieux. Cependant, ce résultat est classique dans la littérature sur les modèles de Roy (1951) en économie du travail (Heckman and Sedlacek, 1985; Heckman and Honore, 1990; Ohnsorge and Trefler, 2007). Le rendement marginal étant source de troncature dans l'agrégation des contributions, nous connaissons depuis Heckman (1979) l'intérêt de l'inverse du ratio de

Mills pour les distributions normales tronquées, que nous notons $\eta(x) := \phi(x)/\Phi(x), \forall x \in \mathbb{R}$. Nous notons par ailleurs $\widetilde{R}_a := \mathbb{E}(\theta_a)$ le rendement agricole moyen qui serait obtenu si toute la terre disponible était en usage agricole, voir la note 15 en bas de la page 31 pour l'écriture explicite. Dans (1.43), deux éléments sont variables dans le temps : μ_a et L_a. En différenciant par rapport au temps pour exprimer en taux de croissance, nous avons :

$$G_{Y_a} = G_{\widetilde{R}_a} + \frac{\eta(\sigma_a + \Phi_a^{-1})}{\eta(\Phi_a^{-1})}\, G_{L_a} \tag{1.44}$$

où la part des surfaces totales en usage agricole $(L_a/\overline{L})$, argument des fonctions quantiles, est remplacée par l'indice a pour garder une écriture concise. La différenciation de la fonction quantile par rapport à L_a s'effectue selon la formule classique de la dérivation des fonctions inverses. Par rapport à (1.1), où nous avions $G_{Y_a} = G_{R_a} + G_{L_a}$, l'introduction de l'hétérogénéité produit des relations différenciées entre L_a et Y_a. Le rapport des ratios de Mills présent dans (1.44) est faiblement compris entre 0 et 1 et est décroissant en σ_a et en $L_a/\overline{L}$. La Figure 1.1 suivante représente les valeurs de ce rapport qui est également l'élasticité de la production agricole par rapport aux surfaces allouées à a.

FIGURE 1.1 – Le rapport des inverses des ratios de Mills de (1.44) **:** *Les formes fonctionnelles de la densité, la répartition et la quantile de la loi normale standard sont générées à partir de fonctions programmées dans le logiciel R, package* `MASS`*. Les courbes correspondent aux valeurs du rapport lorsque σ_a est compris entre 0 et 5 avec un pas de 0,1.*



Le cas à terre homogène se retrouve comme un cas particulier lorsque $\sigma_a = 0$, une hausse de 1% des surfaces entraîne une hausse de 1% de la production. À l'opposé, lorsque σ_a tend vers l'infini l'élasticité tend vers 0, quelle que soit la part de la terre allouée à l'agriculture.[16]

16. Pour donner un ordre de grandeur, lorsque $\sigma_a = 0,1$ l'effet de la hausse des surfaces agricoles sur la pro-

Cette décroissance de l'élasticité s'explique par des terres mises en production qui présentent des contributions de moins en moins importantes. Ainsi, la distribution log-normale fournit une illustration des rendements (marginaux) décroissants cohérente avec une allocation optimale de la terre, c'est-à-dire issue de la maximisation de la fonction bien-être.

Cet effet des rendements décroissants est un classique de l'analyse économique (Ricardo, 1817) mais la Figure 1.1 en fournit, à notre connaissance, la première présentation avec une hétérogénéité explicite de la terre. Cette représentation permet de faire apparaître le rôle déterminant de la variabilité des rendements pour ces effets Ricardiens, un résultat également original dans la littérature. Il en effet intuitif que plus l'hétérogénéité est marquée et plus les effets Ricardiens sont importants, les résultats présents en apporte la confirmation (ce qui est vrai pour l'agriculture l'est également pour l'urbain ou la nature). Toujours d'un point de vue intuitif, la présence de rendements décroissants *devrait* signifier que la rareté de la terre pour l'usage agricole augmente relativement plus que dans le cas à terre homogène. Nous pouvons en effet penser *a priori* que les rendements décroissants diminuent la marge extensive relativement au cas à terre homogène. Nous étudions désormais la validité de cette conjecture.

Avec la distribution log-normale de l'hétérogénéité agricole, nous pouvons réécrire le programme du planificateur (ou du consommateur représentatif) pour faire apparaître explicitement les choix en terme de surfaces :

$$\max_{L_a, L_n} \left\{ \omega_a \cdot V_a\big(Y_a\big) + \omega_n \cdot V_n\big(L_n\big) \right\} \quad \text{s.c.q} \quad L_a + L_n = \overline{L}, \tag{1.45}$$

avec Y_a tel que (1.43). En notant λ_2 le multiplicateur associé à la contrainte, nous obtenons une équivalence en terre hétérogène des conditions du premier ordre (1.5) de la section précédente[17] :

$$\lambda_2^* = \omega_a \times \theta_a^* \times \left(Y_a^*\right)^{-\frac{1}{\gamma_a}} = \omega_n \times \left(L_n^*\right)^{-\frac{1}{\gamma_n}}. \tag{1.46}$$

En termes décentralisés (Théorème 2), la rente foncière issue du rendement agricole marginal est égal à la valeur duale de la quantité de terre disponible, car p_a^* doit être égal au bien-être marginal de Y_a^*. La rareté de la terre hétérogène peut donc être mesurée par la rente de la plus mauvaise unité de terre en usage agricole. À la différence de Ricardo (1817), cette rente marginale n'est pas nulle en présence d'un usage alternatif de la terre. Comme pour la section précédente, la maximisation du bien-être constitue le volet "demande" de l'économie. Le découplage entre la demande en fonctions issues de l'usage agricole et la demande en terre agricole – issue de l'introduction de l'hétérogénéité – se manifeste par le fait qu'augmenter la production agricole peut nécessiter des variations significativement différentes en terme de

duction reste à peu près supérieur à 80% du cas à terre homogène. En revanche, il est globalement inférieur à 60% pour un écart-type de 1,1. En France, l'écart-type du logarithme naturel des rendements agricoles départementaux sur la période 1990–2005 s'établit en intra-annuel aux alentours de 0,35. Cette statistique étant calculée sur des rendements agrégés, nous pouvons penser que les rendements à l'unité de terre sont plus variables.

17. $\theta_a^* = \partial Y_a / \partial L_a|_* = \overline{L} \cdot \exp(\mu_a + \sigma_a^2/2) \cdot \phi\big(\sigma_a + \Phi^{-1}\big(L_a^*/\overline{L}\big)\big) / \phi\big(\Phi^{-1}\big(L_a^*/\overline{L}\big)\big)$.

changements d'usage de la terre. À la différence du cas à terre homogène :

Proposition 1.1. *L'introduction de l'hétérogénéité entraîne une élasticité-rente de la demande en terre agricole qui n'est plus constante, à préférences et rendements donnés.*

Nous calculons la nouvelle élasticité de la demande en terre agricole à partir de la demande inverse (1.46), sachant que cette élasticité est l'inverse de l'élasticité de la fonction de demande inverse. En substituant le rendement marginal par sa formule de la note 17 en bas de la page, l'élasticité s'établit à[18] :

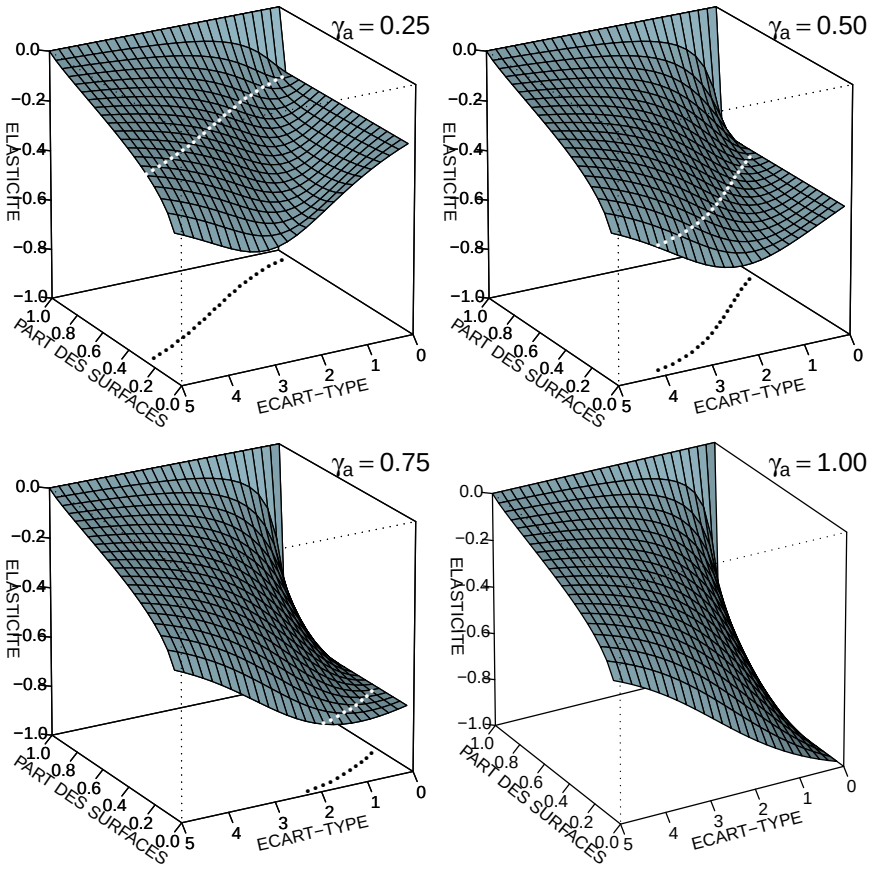
$$\varepsilon_{L_a^d|\lambda_3} = -\frac{\gamma_a}{\Psi_a} \quad \text{avec} \quad \Psi_a := \frac{\sigma_a \cdot \gamma_a}{\eta(\Phi_a^{-1})} + \frac{\eta(\sigma_a + \Phi_a^{-1})}{\eta(\Phi_a^{-1})}. \tag{1.47}$$

On retrouve l'élasticité issue du cas avec terre homogène ($-\gamma_a$) divisée par un nouveau terme : Ψ_a. Les deux élasticités (terre homogène et terre hétérogène) sont égales lorsque ce dernier terme est unitaire, c'est-à-dire lorsque $\sigma_a = 0$. Ce modèle Ricardien est donc plus général que le modèle à terre homogène, qui se réduit au cas où $\sigma_a = 0$. Par contre, si Ψ_a est supérieur (resp. inférieur) à l'unité, l'hétérogénéité de la terre est source de diminution (d'augmentation) de l'élasticité de la demande. La Figure 1.2 représente les valeurs prises par l'élasticité de la demande agricole (1.47) en fonction de γ_a, σ_a et $L_a^*/\overline{L}$.

Les résultats ne nous permettent pas de statuer systématiquement sur le sens de l'effet de l'hétérogénéité, relativement au cas homogène. Ce dernier est représenté par des écart-types nuls, lorsque l'élasticité est respectivement 0,25, 0,5, 0,75 et 1 quelles que soient les parts de surfaces en usage agricole (soient les horizontales à droite des graphiques). La demande en terre est relativement moins élastique lorsque les valeurs prises par l'élasticité sont au-dessus de la ligne d'équi-élasticité, en blanc dans la Figure 1.2. À l'inverse, pour des valeurs inférieures, l'hétérogénéité de la terre est synonyme d'une demande en terre plus élastique. Pour interpréter ces résultats plus en profondeurs, remarquons que Ψ_a est la somme de deux termes dans (1.47). Cette somme détermine la position relative de l'élasticité de la demande en terre hétérogène vis-à-vis de $-\gamma_a$: si la somme est supérieure (resp. inférieure) à l'unité, la nouvelle élasticité est inférieure (supérieure) à l'ancienne. Le deuxième terme de la somme est l'élasticité production/surfaces représentée dans la Figure 1.1. Il est toujours inférieur à l'unité donc entraîne sans ambiguïté une demande en terre plus élastique. Par contre le premier terme peut être inférieur ou supérieur à l'unité. Il est démontrable que ce terme représente le produit de γ_a avec l'élasticité du rendement agricole marginal θ_a^* par rapport à L_a (il faut pour cela utiliser la formule de la note 17 en bas de la page 34). Son effet sur l'élasticité, moins évident à interpréter, peut renverser l'effet précédent et être à l'origine de demandes en terres agricoles moins élastiques qu'au cas à terre homogène. En particulier lorsque $\gamma_a \geqslant 1$, cet effet

18. Nous utilisons également : $\phi'(x) = -x \cdot \phi(x)$, $\forall x \in \mathbb{R}$.

FIGURE 1.2 – L'élasticité-rente de la demande en terre agricole : $-\gamma_a/\Psi_a$.



domine toujours le premier comme nous pouvons le voir dans le graphique en bas à droite de la Figure 1.2.

Des analyses supplémentaires seraient nécessaires pour interpréter de manière plus complète l'effet de l'hétérogénéité sur la demande en terre agricole. Cette interprétation est d'autant plus déterminante que les résultats analytiques obtenus ici nous permettent de retrouver la dynamique de la rareté de la terre. En différenciant les conditions du premier ordre (1.46) par rapport au temps pour les exprimer en taux de croissance, nous obtenons :

$$G_{\lambda_2^*} = G_{\omega_a} - \frac{1-\gamma_a}{\gamma_a} G_{\widetilde{R}_a} - \frac{\Psi_a}{\gamma_a} G_{L_a^*} \tag{1.48}$$

soit l'équivalent en terre hétérogène de la généralisation (1.17), qui se retrouve être un cas particulier lorsque $\sigma_a = 0$. Les marges extensive et intensive restent additives par rapport aux variations des poids de la fonction bien-être. La marge intensive est par ailleurs inchangée avec toujours la condition d'une élasticité de demande inférieure à l'unité pour pouvoir diminuer la capitalisation des variations des préférences dans la rareté. Par contre, l'effet à la marge extensive est modifié avec une dépendance à Ψ_a qui n'était pas présente dans (1.17). Si Ψ_a est supérieur (resp. inférieur) à l'unité alors la marge extensive est plus (moins) importante pour limiter les effets de rareté. Une même variation de surface permet de plus (moins) diminuer

la valeur duale de la terre. Au travers de la Figure 1.2, nous observons que la marge extensive diminue globalement avec la croissance de la part des surfaces agricoles et la croissance des écart-types (des contre-exemples apparaissent dans les deux graphiques du haut pour de faibles parts de surfaces et de faibles écart-types).

En utilisant l'écriture dynamique de la conditions du premier ordre pour l'usage n ($G_{\lambda_2^*} = G_{\omega_n} - (1/\gamma_n) \cdot G_{L_n^*}$), nous pouvons boucler le modèle par les surfaces et obtenir l'équivalent de (1.18) pour le cas à terre hétérogène à deux usages :

$$G_{\lambda_2^*} = \frac{\gamma_a/\Psi_a}{\Gamma_2^*} L_a^* \cdot G_{\omega_a} + \frac{\gamma_n}{\Gamma_2^*} L_n^* \cdot G_{\omega_n} + (\gamma_a - 1)\frac{L_a^*/\Psi_a}{\Gamma_2^*} G_{\widetilde{R}_a} \tag{1.49}$$

avec :

$$\Gamma_2^* = (\gamma_a/\Psi_a)L_a^* + \gamma_n L_n^*. \tag{1.50}$$

Les effets des variations des poids de la fonction de bien-être sur la rareté restent une somme pondérée, sauf que le poids associé à la fonction a de la terre admet Ψ_a comme argument supplémentaire. Une variation du poids pour les fonctions agricoles se répercute d'autant plus dans la rareté que Ψ_a est important. De plus, l'effet de la croissance des rendements (marge intensive) se retrouve ici modifié par rapport au cas à terre homogène. Bien que la condition $\gamma_a < 1$ d'un effet vertueux sur la rareté persiste, la marge intensive admet Ψ_a dans les déterminants de son efficacité. En l'état actuel des résultats, il semble que l'hétérogénéité admet deux conséquences sur la rareté. D'un côté, l'effet intuitif de la Figure 1.1 indique que les unités converties sont de moins en moins productives donc la valeur duale, en tant que rente foncière du rendement marginal (1.46), doit *diminuer* avec l'augmentation de la part de l'usage agricole dans les dotations en terre. Mais à l'inverse, pour une croissance donnée du poids de la fonction a dans le bien-être, les rendements marginaux décroissants impliquent la substitution de plus en plus de surfaces naturelles. Ces quantités de terre converties entraînent des *augmentations* de l'utilité marginale des fonctions naturelles de plus en plus fortes, en rappelant que la valeur duale de la terre est aussi l'utilité marginale de l'usage alternatif à l'optimum. Nous avons donc deux effets opposés sur les relations entre hétérogénéité et rareté de la terre. Néanmoins, des analyses supplémentaires sont nécessaires pour approfondir cet arbitrage.

1.3.4 Hétérogénéité bidimensionnelle

La généralité des théorèmes 1 et 2 permet d'aborder les effets d'une hétérogénéité bidimensionnelle sur les productions agrégées issues de l'usage de la terre. Nous limitons l'analyse à deux gradients d'hétérogénéité (θ_a et θ_n) dans une allocation de la ressource entre l'agriculture et la nature. Chacune des fonctions admet son propre gradient d'hétérogénéité.[19] Cela revient

19. L'hétérogénéité de la terre pour remplir des fonctions naturelles est à relier à la qualité des paysages, les richesses faunistiques et floristiques ou la capacité des sols à fournir des services écosystémiques.

à maintenir la restriction $\omega_u = 0$ alors que la distribution de l'hétérogénéité est désormais une log-normale bivariée :

$$\begin{bmatrix} \ln(\theta_a) \\ \ln(\theta_n) \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}_2 \left(\begin{bmatrix} \mu_a(t) \\ \mu_n \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_a^2 & \rho\sigma_a\sigma_n \\ \rho\sigma_a\sigma_n & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \right),$$

avec μ_a, μ_n, σ_a, $\sigma_n > 0$ et $|\rho| < 1$. Une telle distribution jointe de l'hétérogénéité conserve la distribution marginale des rendements agricoles de la sous-section précédente. Les contributions des unités de terre aux fonctions naturelles ont également une distribution marginale log-normale, avec une moyenne μ_n et un écart-type σ_n constants dans le temps. Via le nouveau paramètre ρ, cette spécification admet comme cas particuliers des relations statistiques positives, négatives ou nulles entre les deux gradients d'hétérogénéité. En cas de relation positive ($\rho > 0$) les unités de terre qui présentent des contributions à la fonction agricole supérieures à la moyenne présentent également des contributions à la fonction naturelle supérieures à la moyenne. L'inverse est vrai pour une relation négative ($\rho < 0$).

Par l'utilisation des théorèmes 1 et 2,[20] l'allocation optimale est telle que les unités de terre en usage n remplissent la condition suivante :

$$\frac{\theta_a}{\theta_n} \leqslant \frac{p_n^*}{p_a^*} = \frac{\omega_n}{\omega_a} \times \frac{Y_a^{*1/\gamma_a}}{Y_n^{*1/\gamma_n}}, \tag{1.51}$$

et inversement pour l'usage a. Nous retrouvons la logique des avantages comparatifs dans les choix d'allocation. Dès lors, la quantité de terre en usage naturel s'écrit[21] :

$$L_n^* = \overline{L} \int_0^{\infty} \int_0^{\frac{p_n^*}{p_a^*}\theta_n} \frac{1}{\theta_n \theta_a} \phi\left(\frac{\ln(\theta_a) - \mu_a}{\sigma_a}, \frac{\ln(\theta_n) - \mu_n}{\sigma_n} \right) \frac{\mathrm{d}\theta_a}{\sigma_a} \frac{\mathrm{d}\theta_n}{\sigma_n}. \tag{1.52}$$

Une différence importante par rapport au modèle de la sous-section précédente est la présence de θ_n sur la borne de la deuxième intégrale, une conséquence directe des avantages comparatifs. L'espace de l'hétérogénéité est partitionné à l'optimum par une diagonale du même type que celle qui sépare l'usage u de l'usage a dans la Figure 1.6, annexe 1.C (p. 49). Malgré cette complication, une forme réduite peut être établie. La variable $h := \ln(\theta_a) - \ln(\theta_n)$ traduit en terme d'avantages absolus la logique (1.51) des avantages comparatifs.[22] En effet, les unités de terre en usage naturel sont telles que : $\exp(h) \leqslant p_n^*/p_a^*$. L'allocation d'équilibre optimal est alors décrite par une valeur marginale de h, notée h^* et égale au rapport des prix. Cette constante sépare les dotations en terre (c'est-à-dire l'espace de l'hétérogénéité) entre l'usage agricole et l'usage naturel. En substituant θ_a par la variable h centrée-réduite et θ_n par son

20. L'usage n remplace l'usage u qui était le second usage hétérogène dans les théorèmes précédents.
21. L'expression analytique de la densité d'une normale bivariée (Mood et al., 1974) se trouve en annexe 1.B.
22. Cette variable présente une moyenne $\mu_h = \mu_a - \mu_n$ et une variance $\sigma_h^2 = \sigma_a^2 + \sigma_n^2 - 2 \cdot \rho\sigma_a\sigma_n$.

logarithme centré-réduit dans (1.52), nous avons :

$$L_n^* = \overline{L} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\widetilde{h}^*} \phi\left(\frac{\sigma_h}{\sigma_a} z + \frac{\sigma_n}{\sigma_a} w, w\right) \frac{\sigma_h}{\sigma_a} \, \mathrm{d}z \, \mathrm{d}w \tag{1.53}$$

$$= \overline{L} \int_{-\infty}^{\widetilde{h}^*} \phi(z) \int_{-\infty}^{\infty} \phi\left(\frac{\sigma_h \cdot w + z(\sigma_n - \rho\sigma_a)}{\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}}\right) \frac{\sigma_h \, \mathrm{d}w \, \mathrm{d}z}{\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}} \tag{1.54}$$

$$= \overline{L} \int_{-\infty}^{\widetilde{h}^*} \phi(z) \; \mathrm{d}z = \overline{L} \cdot \Phi\big(\widetilde{h}^*\big), \tag{1.55}$$

avec l'équivalent pour a :

$$L_a^* = \overline{L} \cdot \Phi\left(-\frac{h^* - \mu_h}{\sigma_h}\right). \tag{1.56}$$

Des formes réduites s'obtiennent également pour les contributions agrégées, lorsque l'allocation suit la logique des avantages comparatifs (le détails des calculs est disponible en annexe 1.B, p. 44) :

$$Y_a^* = \overline{L} \times \widetilde{R}_a \times \Phi\big(\sigma_a\rho_a + \Phi^{-1}\big(L_a^*/\overline{L}\big)\big), \tag{1.57}$$

$$Y_n^* = \overline{L} \times \widetilde{R}_n \times \Phi\big(\sigma_n\rho_n + \Phi^{-1}\big(L_n^*/\overline{L}\big)\big). \tag{1.58}$$

Deux nouveaux paramètres sont définis (ρ_a et ρ_n) pour écrire de manière concise les corrélations que la variable h admet avec les logarithmes des gradients d'hétérogénéité initiaux.[23] Ils sont tels que :

$$\rho_n := \frac{\rho\sigma_a - \sigma_n}{\sigma_h} \quad \text{et} \quad \rho_a := \frac{\sigma_a - \rho\sigma_n}{\sigma_h}. \tag{1.59}$$

Les deux formes réduites pour Y_a^* et Y_n^* admettent des formes analytiques proches de celle représentant la contribution agrégée de l'usage agricole de la sous-section précédente : (1.43). Pour (1.57), la seule différence provient du terme ρ_a qui apparaît multiplicatif de σ_a comme argument dans la fonction de répartition. Le cas à hétérogénéité unidimensionnelle pour l'usage agricole se retrouve lorsque $\rho_a = 1$, ce qui est équivalent à :

$$(1-\rho^2)\,\sigma_n^2 = 0, \tag{1.60}$$

et correspond à trois conditions suffisantes sur l'hétérogénéité : $\sigma_n = 0$, $\rho = -1$ et $\rho = 1$. Lorsque la variabilité de l'hétérogénéité naturelle est nulle, la terre est homogène pour cette fonction et nous revenons à la sous-section précédente : $Y_n^* = L_n^* \times \widetilde{R}_n$, par (1.58). Lorsque la corrélation entre les deux gradients d'hétérogénéité est parfaite (positive ou négative), la contribution de l'usage naturel s'écrit d'une manière similaire à (1.43) car $\rho_n\sigma_n = -\sigma_n$ si $\rho = -1$ et $\rho_n\sigma_n = \sigma_n$ si $\rho = 1$. Par transitivité, le cas à terre homogène de la section 1.2 se retrouve lorsque $\sigma_a = \sigma_n = 0$, simultanément.

Les formes réduites précédentes permettent de faire apparaître les relations dynamiques

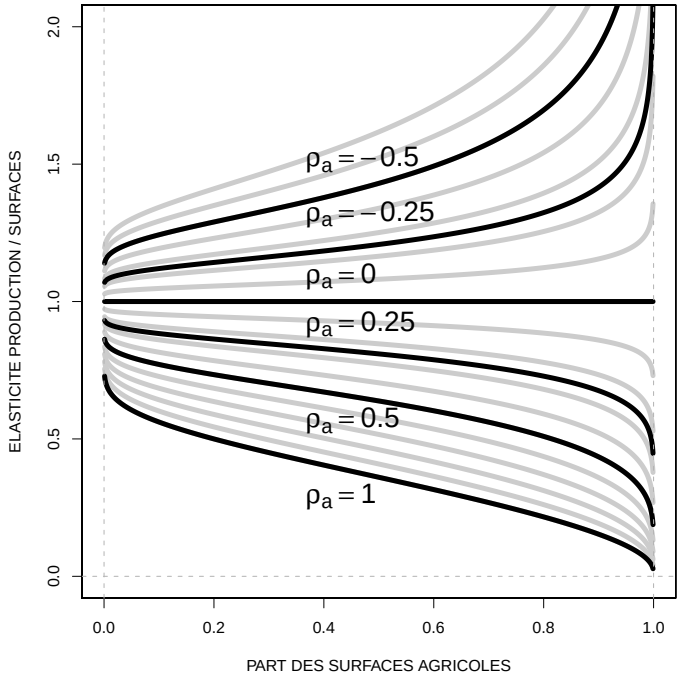
23. Par exemple : $\rho_n = \frac{cov(\ln(\theta_n),h)}{\sigma_h\cdot\sigma_n} = \frac{\mathbb{E}(\ln(\theta_n)(\ln(\theta_a)-\ln(\theta_n)))}{\sigma_h\cdot\sigma_n} = \frac{cov(\ln(\theta_n),\ln(\theta_a))-var(\ln(\theta_n))}{\sigma_h\cdot\sigma_n} = \frac{\rho\sigma_a-\sigma_n}{\sigma_h}$.

entre l'allocation de la terre et les contributions agrégées. Cela s'obtient en différenciant (1.57) et (1.58) par rapport au temps pour les exprimer en taux de croissances. Soient :

$$G_{Y_a^*} = G_{\widetilde{R}_a} + \frac{\eta(\rho_a \cdot \sigma_a + \Phi_a^{-1})}{\eta(\Phi_a^{-1})}\, G_{L_a^*} \quad \text{et} \quad G_{Y_n^*} = \frac{\eta(\rho_n \cdot \sigma_n + \Phi_a^{-1})}{\eta(\Phi_a^{-1})}\, G_{L_n^*}. \tag{1.61}$$

Des rapports de ratio de Mills décrivent également les élasticités des contributions au bien-être en fonction des surfaces allouées aux usages respectifs. Ces deux équations se réfèrent à des effets de statique comparative, toutes choses égales par ailleurs, qui nécessiteraient d'être bouclées par les surfaces totales pour être plus pertinents. Nous pouvons néanmoins représenter graphiquement les valeurs prises par ces élasticités, sachant qu'elles sont faiblement comprises entre zéro et un. Elles correspondent aux équivalents des effets Ricardiens de la Figure 1.1 pour le cas à hétérogénéité bidimensionnelle. La Figure 1.3 suivante représente l'élasticité-surface de la production agricole, soit le rapport des ratios de Mills de la première équation de (1.61).

FIGURE 1.3 – Le rapport des inverses des ratios de Mills en bidimensionnel : *les mêmes valeurs de ρ_a représentées peuvent correspondre à des combinaisons différentes des paramètres structurels de l'hétérogénéité : σ_a, σ_n et ρ, voir sa définition formelle dans* (1.59).



Le signe de ρ_a détermine la position de l'élasticité-surface par rapport à l'unité. Si ρ_a est négatif (resp. positif) alors la variation de la production agricole sera plus (moins) que proportionnelle à la variation des surfaces agricoles. Il apparaît ainsi que :

Proposition 1.2. *L'hétérogénéité bidimensionnelle peut être source de rendements marginaux croissants, lorsque $\rho_a < 0$ ce qui est équivalent à $\rho > \sigma_a/\sigma_n$.*

Dans ce cas précis, toute augmentation des surfaces agricoles au voisinage de l'optimum s'établit sur des terres qui présentent des contributions supérieures à la fonction agricole. Ce

phénomène est associé à une corrélation ρ relativement forte entre les deux gradients d'hétérogénéité. L'intuition est qu'en présence d'une telle corrélation, les substitutions dans l'allocation de la terre entre a et n s'établissent sur des unités de fortes valeurs relatives pour les deux usages. Il est en particulier notable que les rendements croissants de la marge extensive agricole correspondent à des coûts d'opportunités naturels importants, ce qui permet de comprendre l'influence de σ_n sur la condition d'apparition des rendements croissants. Lorsque $\rho_a = 1$ dans la Figure 1.3, la dépendance de l'élasticité de la production à σ_a et $L_a^*/\overline{L}$ est identique à la sous-section précédente, soit le modèle Ricardien. Nous remarquons qu'il s'agit de la situation qui présente les rendements marginaux les plus décroissants, pour l'ensemble des valeurs σ_a, σ_n et ρ possibles et quel que soit le rapport $L_a^*/\overline{L}$.

Une représentation symétrique de l'élasticité production-surfaces peut être produite pour les contributions de la terre aux fonctions naturelles, en représentant le deuxième rapport des ratios de Mills de (1.61) en fonction de $L_n^*/\overline{L}$ et ρ_n. Il apparaît alors que la condition pour l'apparition de rendements marginaux naturels croissants est $\rho_n > 0$, soit $\rho > \sigma_n/\sigma_a$. Cette dernière condition est mutuellement incompatible avec la condition d'apparition des rendements croissants pour la fonction agricole, car la valeur absolue de la corrélation est toujours inférieure à l'unité. Autrement dit :

Proposition 1.3. *La coexistence de rendements marginaux croissants pour les deux usages n'apparaît jamais. Lorsque l'usage agricole (resp. naturel) progresse sur de meilleurs unités de terre, cela se fait aux dépends des meilleurs unités de terre pour l'usage naturel (agricole).*

Les conditions sur σ_a, σ_n et ρ pour l'apparition des rendements croissants sont représentées dans la Figure 1.7 de l'annexe 1.C, p. 49. Une condition nécessaire pour l'apparition de rendements marginaux agricoles (resp. naturels) croissants est : $\sigma_n > \sigma_a$ ($\sigma_a > \sigma_n$). Pour quelle soit suffisante, il faut de surcroît que la corrélation entre les hétérogénéités soit positive et supérieure à une certaine valeur seuil égale au rapport des variabilités marginales. La Figure 1.7 représente ces valeurs. Au-delà des deux propositions précédentes, le bouclage du modèle est possible – pour retrouver une dynamique de la rareté proche de (1.49) – mais le nombre de paramètres qui définissent la direction des effets (en particulier les élasticités de demande) rendent les interprétations difficiles. Le chapitre 2 reprend la spécification bidimensionnelle de l'hétérogénéité de la terre dans un cadre aux prix exogènes, ce qui permettra d'approfondir les interprétations.

1.4 Conclusion

La première section de ce chapitre a proposé un modèle d'allocation optimale de la terre lorsqu'elle est homogène. La modélisation abstraite du problème nous a permis de définir formellement la rareté de la terre et de la relier à une rente foncière absolue. Les conditions de

décentralisation ont été présentées, de même que les effets d'adaptation à la marge extensive et à la marge intensive. Ces derniers peuvent, sous les conditions qui ont été explicitées, permettre de limiter les effets de rareté suite à une modification des préférences. Le modèle permet également de discuter les conditions nécessaires à l'observation d'un *land sparing* suite à une croissance des rendements agricoles, une considération d'intérêt pour une certaine littérature empirique.

La seconde section a introduit une hétérogénéité bidimensionnelle de la terre pour établir les caractéristiques d'une allocation optimale et les conditions pour sa décentralisation. Malgré un changement qualitatif important (l'allocation doit suivre les avantages comparatifs), les conditions de décentralisations restent invariantes dans leur principe. Les rentes foncières d'équilibre doivent s'égaliser aux utilités marginales *de la terre* et les prix des *productions de la terre* à leurs utilités marginales. Une rente foncière différentielle s'est additionnée à la rente absolue qui a été décrite comme la rente de la plus mauvaise unité de terre en production à chaque instant t.

D'autres résultats ont été obtenus sur l'effet de l'hétérogénéité. Lorsqu'elle est unidimensionnelle, la loi des rendements marginaux décroissants apparaît à la marge extensive. Une spécification log-normale de l'hétérogénéité a débouché sur un rôle déterminant pour la variabilité de l'hétérogénéité : plus l'hétérogénéité est marquée, plus la loi présente des conséquences négatives sur les relations entre les surfaces allouées et la production agrégée. Contrairement à ce qui aurait pu être pensé *a priori*, l'impact de l'hétérogénéité sur la rareté s'est révélé ambigu. Selon les dotations en terre et les parts de la surface totale que représente l'usage agricole, l'hétérogénéité peut diminuer ou augmenter l'effet de la marge extensive sur la capitalisation d'une hausse de la demande dans la rareté de la terre. Sur ce dernier point, des recherches supplémentaires doivent être conduites pour identifier plus précisément les origines de ce résultat.

Pour une hétérogénéité bidimensionnelle de la terre, l'utilisation de la distribution lognormale bivariée a permis de présenter des résultats analytiques sur l'effet de la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité. Il apparaît ainsi que la loi des rendements décroissants correspond à un cas défavorable sur les dotations en terre et que toute distribution alternative entraîne des élasticités production-surfaces moins négatives. Le modèle fait également apparaître la possibilité de rendements croissants, uniquement sur la base de conditions sur la distribution de l'hétérogénéité. Toute choses égales par ailleurs, ce cas de figure a d'autant plus de chance de se produire que la corrélation est positive.

ANNEXES

1.A Possibilités de substitution entre usages de la terre

Soient i et j, $i \neq j$, deux utilisations de la terre pour lesquelles nous voulons faire apparaître l'élasticité de substitution sous-jacente à une fonction bien-être de type $\mathbf{W_1}$, voir (1.2). La formule générique pour calculer l'élastiticité de substitution est :

$$ES_{ij} = -\frac{\mathbf{W_1'}(L_i)\mathbf{W_1'}(L_j)\left[L_i\mathbf{W_1'}(L_i) + L_j\mathbf{W_1'}(L_j)\right]}{L_iL_j\left[\mathbf{W_1''}(L_j)\mathbf{W_1'}(L_i)^2 + \mathbf{W_1''}(L_i)\mathbf{W_1'}(L_j)^2\right]}\,, \tag{1.62}$$

où $\mathbf{W_1'}(L_i)$ représente la dérivée de la fonction bien-être par rapport aux surfaces en usage i. Cette élasticité s'interprète comme la difficulté (en terme de bien-être) à substituer des surfaces i par des surfaces j. Si $ES_{ij} = 1$ alors allouer relativement plus de surfaces à j implique une variation relative du bien-être identique, autrement dit une substituabilité de type Cobb-Douglas. Lorsque l'élasticité est inférieure (resp. supérieure) à l'unité, les usages de la terre sont peu (plutôt) substituables. En utilisant (1.2) et (1.3), nous obtenons :

$$ES_{ij} = \frac{\omega_i \cdot L_i^{\frac{\gamma_i-1}{\gamma_i}} + \omega_j \cdot L_j^{\frac{\gamma_j-1}{\gamma_j}}}{\frac{\omega_i}{\gamma_j} \cdot L_i^{\frac{\gamma_i-1}{\gamma_i}} + \frac{\omega_j}{\gamma_i} \cdot L_j^{\frac{\gamma_j-1}{\gamma_j}}}\,. \tag{1.63}$$

En comparant le numérateur et le dénominateur, nous pouvons *partiellement* déterminer des ordres de grandeur à l'élasticité de substitution :

- Si $\gamma_i, \gamma_j < 1$ alors l'élasticité de substitution est inférieure à l'unité,
- Si $\gamma_i, \gamma_j > 1$ alors l'élasticité de substitution est supérieure à l'unité,
- Si $\gamma_i = \gamma_j$ alors l'élasticité de substitution est constante et égale à cette valeur.

Le dernier cas est le seul permettent d'obtenir une élasticité de substitution constante dans le temps (lorsque l'allocation de la terre se modifie). Le premier cas semble le plus probable du point de vue de l'intuition sur les valeurs γ_i et γ_j, voir dans le texte principal. Lorsque les deux paramètres ne sont pas du même côté de l'unité, nous ne pouvons pas fournir d'ordre de grandeur à cette élasticité. Si nous substituons l'égalité des utilités marginales à l'optimum (1.5) dans la formule (1.63), elles se simplifient :

$$ES_{ij}^* = \gamma_i\gamma_j\,\frac{L_i^* + L_j^*}{\gamma_iL_i^* + \gamma_jL_j^*} \tag{1.64}$$

décrivant l'élasticité de substitution évaluée à l'optimum. En interprétant $-1/\gamma_i$ comme le degré de décroissance du bien-être marginal en i (voir texte), nous avons :

$$\frac{\partial ES_{ij}^*}{\partial \gamma_i} = \frac{\gamma_j^2 L_j^*(L_i^* + L_j^*)}{(\gamma_i L_i^* + \gamma_j L_j^*)^2} > 0, \tag{1.65}$$

ce qui signifie que plus un usage de la terre va présenter un bien-être marginal décroissant (γ_i proche de zéro) et moins il va être possible de le substituer par un autre usage. Nous voyons avec (1.64) que les élasticités de substitution bilatérales ne sont pas constantes dans le temps. Cela est attribuable au fait qu'elles dépendent de l'allocation instantanée de la terre. Cette dépendance est par ailleurs non triviale :

$$\frac{\partial ES_{ij}^*}{\partial L_i^*} = \frac{(\gamma_i \gamma_j)^2}{(\gamma_i L_i^* + \gamma_j L_j^*)^2} \left(\frac{L_i^*}{\gamma_i} - \frac{L_j^*}{\gamma_j} \right) \lesseqgtr 0 \quad \text{selon} \quad \frac{L_i^*}{\gamma_i} \lesseqgtr \frac{L_j^*}{\gamma_j} \tag{1.66}$$

Bien que les élasticités de substitution ne soient pas triviales avec une telle représentation (originale) des préférences sociales, ce point ne sera pas d'un intérêt fondamental dans ce travail. En effet, les élasticités bilatérales de substitution ne feront pas l'objet d'interprétations importantes, sachant que nous savons depuis Uzawa (1962) que des fonctions (d'utilité ou de production) à plus de deux arguments n'ont des élasticités de substitution constantes qu'au prix de restrictions importantes sur les autres paramètres.

1.B Écriture de la forme réduite des productions agricoles

Cette annexe présente le détails des calculs des formes réduites pour les contributions agrégées en a et n lorsque l'hétérogénéité est bidimensionnelle, sous-section 1.3.4. Par la logique d'allocation de la terre en terme d'avantages comparatifs, les unités de terre sont allouées à l'agriculture ssi : $\theta_a/\theta_n > p_n^*/p_a^* \equiv \exp(h^*)$. Nous avons donc la contribution agrégée à la fonction a à l'équilibre optimal qui s'écrit :

$$Y_a^* = \overline{L} \int_0^\infty \int_{\frac{p_n^*}{p_a^*}\theta_n}^\infty \frac{1}{\theta_n} \, \phi\left(\frac{\ln(\theta_a) - \mu_a}{\sigma_a}, \frac{\ln(\theta_n) - \mu_n}{\sigma_n} \right) \frac{\mathrm{d}\theta_a}{\sigma_a} \frac{\mathrm{d}\theta_n}{\sigma_n}$$

Soient les variables suivantes :

$$\begin{aligned} w &= \big(\ln(\theta_n) - \mu_n\big)/\sigma_n \\ z &= \big(h - \mu_h\big)/\sigma_h \end{aligned}$$

qui permettent d'écrire :

$$\begin{aligned} \theta_n &= \exp\big(\mu_n + \sigma_n \cdot w\big) \\ \theta_a &= \exp\big(\mu_a + \sigma_h \cdot z + \sigma_n \cdot w\big) \end{aligned}$$

que nous substituons dans Y_a^* :

$$Y_a^* = \overline{L} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{\frac{h^* - \mu_h}{\sigma_h}}^{\infty} \exp\left(\mu_a + \sigma_h \cdot z + \sigma_n \cdot w\right) \phi\left(\frac{\sigma_h}{\sigma_a} z + \frac{\sigma_n}{\sigma_a} w, w\right) \frac{\sigma_h}{\sigma_a} \, \mathrm{d}z\mathrm{d}w$$

avec la densité bivariée de l'équation précédente qui est telle que :

$$\frac{\exp}{2\pi \cdot \sqrt{1-\rho^2}} \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{\sigma_h^2}{\sigma_a^2} z^2 + 2\frac{\sigma_h \sigma_n}{\sigma_a^2} zw + \frac{\sigma_n^2}{\sigma_a^2} w^2 - 2\rho \frac{\sigma_h}{\sigma_a} zw - 2\rho \frac{\sigma_n}{\sigma_a} w^2 + w^2 \right) \right\}$$

Nous utilisons alors la formule des faux carrés sur w pour simplifier la parenthèse à l'intérieur de l'exponentiel (σ_a^2 est mis en facteur avec $1 - \rho^2$) :

$$Ax^2 + Bx + C = \frac{4AC - B^2}{4A} + \left(\sqrt{A}\left(x + B/2A\right)\right)^2$$

donc :

$$\begin{aligned} A &= \sigma_n^2 - 2\rho\sigma_n\sigma_a + \sigma_a^2 = \sigma_h^2 \\ B &= 2z\sigma_h(\sigma_n - \rho\sigma_a) \\ C &= \sigma_h^2 z^2 \end{aligned}$$

$$-\frac{1}{2(1-\rho^2)\sigma_a^2} \frac{4AC - B^2}{4A} = -\frac{1}{2} z^2$$

$$-\frac{1}{2(1-\rho^2)\sigma_a^2} \left(\sqrt{A}\left(x + B/2A\right)\right)^2 = -\frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_h w + z(\sigma_n - \rho\sigma_a)}{\sigma_a \sqrt{1-\rho^2}} \right)^2$$

et ainsi :

$$Y_a^* = \overline{L} \cdot \exp\left(\mu_a\right) \int_{\widetilde{h}^*}^{\infty} \exp\left(\sigma_h \cdot z\right) \phi(z) \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(\sigma_n \cdot w\right) \phi\left(\frac{\sigma_h w + z(\sigma_n - \rho\sigma_a)}{\sigma_a \sqrt{1-\rho^2}} \right) \frac{\sigma_h \, \mathrm{d}w\mathrm{d}z}{\sigma_a \sqrt{1-\rho^2}}$$

Nous utilisons alors la variable b telle que :

$$\begin{aligned} b &= \frac{\sigma_h w + z(\sigma_n - \rho\sigma_a)}{\sigma_a \sqrt{1-\rho^2}} \\ w &= \frac{\sigma_a \sqrt{1-\rho^2}}{\sigma_h} b + \frac{\rho\sigma_a - \sigma_n}{\sigma_h} z \end{aligned}$$

pour obtenir :

$$Y_a^* = \overline{L} \cdot \exp\left(\mu_a\right) \int_{\widetilde{h}^*}^{\infty} \exp\left\{ \left(\sigma_h + \frac{\sigma_n(\rho\sigma_a - \sigma_n)}{\sigma_h} \right) z \right\} \phi(z) \mathrm{d}z \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(\frac{\sigma_n \sigma_a \sqrt{1-\rho^2}}{\sigma_h} b \right) \phi(b) \, \mathrm{d}b$$

Les deux intégrales sont séparées. Nous les traitons donc de manière différenciée :

$$\begin{aligned}
\exp\left\{\left(\sigma_h + \frac{\sigma_n(\rho\sigma_a - \sigma_n)}{\sigma_h}\right) z\right\} \phi(z) &= \frac{\exp}{\sqrt{2\pi}} \left\{ -\frac{1}{2}\left[z^2 - 2z\left(\sigma_h + \frac{\sigma_n(\rho\sigma_a - \sigma_n)}{\sigma_h}\right)\right]\right\} \\
&= \frac{\exp}{\sqrt{2\pi}} \left\{ -\frac{1}{2}\left[z^2 - 2z\sigma_a \frac{\sigma_a - \rho\sigma_n}{\sigma_h}\right]\right\} \\
&= \frac{\exp}{\sqrt{2\pi}} \left\{ -\frac{1}{2}\left[\left(z - \sigma_a \frac{\sigma_a - \rho\sigma_n}{\sigma_h}\right)^2 - \sigma_a^2 \frac{(\sigma_a - \rho\sigma_n)^2}{\sigma_h^2}\right]\right\} \\
&= \exp\left(\frac{\sigma_a^2(\sigma_a - \rho\sigma_n)^2}{2\sigma_h^2}\right) \phi\left(z - \sigma_a \frac{\sigma_a - \rho\sigma_n}{\sigma_h}\right)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\exp\left(\sigma_n \cdot w\right) \phi\left(\frac{\sigma_h w + z(\sigma_n - \rho\sigma_a)}{\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}}\right) &= \frac{\exp}{\sqrt{2\pi}} \left(-\frac{1}{2}\left[b^2 - 2b\frac{\sigma_n\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}}{\sigma_h}\right]\right) \\
&= \frac{\exp}{\sqrt{2\pi}} \left(-\frac{1}{2}\left[\left(b - \frac{\sigma_n\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}}{\sigma_h}\right)^2 - \frac{\sigma_n^2\sigma_a^2(1-\rho^2)}{\sigma_h^2}\right]\right) \\
&= \exp\left(\frac{\sigma_n^2\sigma_a^2(1-\rho^2)}{2\sigma_h^2}\right) \phi\left(b - \frac{\sigma_n\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}}{\sigma_h}\right)
\end{aligned}$$

On substitut les deux termes dans la valeur agrégée :

$$\begin{aligned}
Y_a^* = \overline{L} \cdot \exp\left(\mu_a + \frac{\sigma_a^2(\sigma_a - \rho\sigma_n)^2}{2\sigma_h^2} + \frac{\sigma_n^2\sigma_a^2(1-\rho^2)}{2\sigma_h^2}\right) \int_{\widetilde{h}^*}^{\infty} \phi\left(z - \sigma_a\frac{\sigma_a - \rho\sigma_n}{\sigma_h}\right) \mathrm{d}z... \\
... \int_{-\infty}^{\infty} \phi\left(b - \frac{\sigma_n\sigma_a\sqrt{1-\rho^2}}{\sigma_h}\right) \mathrm{d}b \\
= \overline{L} \cdot \exp\left(\mu_a + \frac{\sigma_a^2}{2}\right) \left[1 - \Phi\left(\widetilde{h}_m^* - \sigma_a\frac{\sigma_a - \rho\sigma_n}{\sigma_h}\right)\right]
\end{aligned}$$

avec un dernier changement de variable qui a été opéré pour réduire les intégrales restantes. Nous obtenons donc la formule du texte (1.57) :

$$Y_a = \overline{L} \times \widetilde{R}_a \times \Phi\left(\sigma_a\rho_a - \widetilde{h}^*\right)$$

Par symétrie, nous avons :

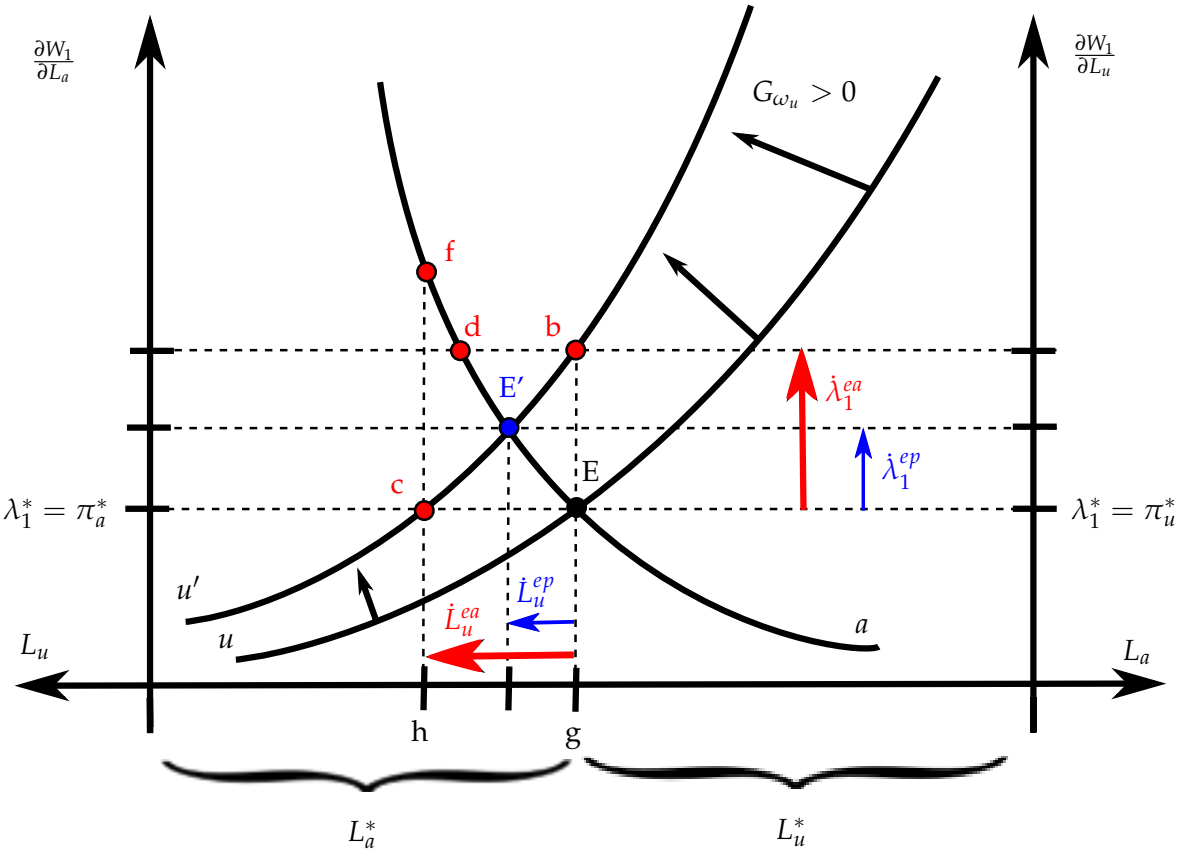
$$Y_n^* = \overline{L} \int_0^{\infty} \int_{\frac{p_a^*}{p_n^*}\theta_a}^{\infty} \frac{1}{\theta_a}\, \phi\left(\frac{\ln(\theta_a) - \mu_a}{\sigma_a}, \frac{\ln(\theta_n) - \mu_n}{\sigma_n}\right) \frac{\mathrm{d}\theta_n}{\sigma_n} \frac{\mathrm{d}\theta_a}{\sigma_a}$$

$$\Leftrightarrow \quad Y_n^* = \overline{L} \times \widetilde{R}_n \times \Phi\left(\sigma_n\rho_n + \widetilde{h}^*\right)$$

qui se retrouve également dans le texte principal, (1.58).

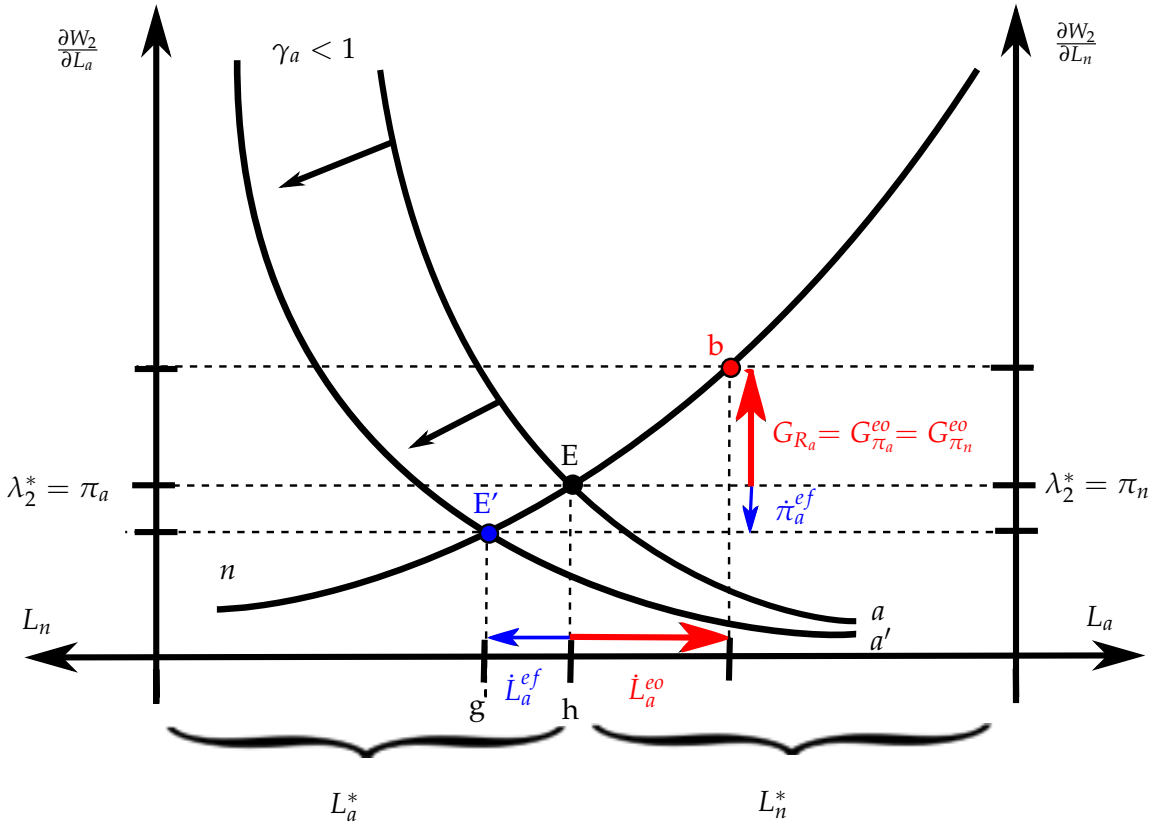
1.C Figures supplémentaires

FIGURE 1.4 – Marge extensive : effets *ex ante* et *ex post*.



Commentaires : *Les courbes a et u représentent les demandes inverses en terre, avec les utilités marginales de la terre (en ordonnées) par rapport aux surfaces (en abscisses). Le graphique est construit de manière à ce que l'axe des abscisses représente la quantité totale de terre disponible* ($L_a^* + L_u^* = \overline{L}$). *La situation initiale est représentée par le point E. Cet équilibre implique des rentes foncières unitaires égales à* λ_1^*. *La courbe de demande inverse en usage urbain se déplace vers la gauche suite à un changement des préférences sociales* (u'). *Nous distinguons alors deux types d'effets* ex ante *: un effet à rente foncière constante (point c) et un effet à usage de la terre constant (point b). Pour le premier, les surfaces en u augmentent comme* (1.11), *soit* $g \to h$. *Ce déplacement n'est pas optimal car l'utilité marginale de l'usage agricole* (f) *est supérieure à celle de l'urbain. En c la société est prête à payer un montant supérieur à* λ_1^* *et donc à* π_u^* *pour obtenir une unité de terre en usage agricole. Pour le deuxième cas* ex ante *(b), l'intégralité de la variation des préférences se capitalise dans la rente de rareté. À ce niveau de rente, la demande optimale en terre agricole s'établit au point d, ce qui signifie qu'il y a un excès d'offre en terre agricole. Nous ne sommes pas à l'équilibre puisque certaines unités de terre ne sont pas utilisées (le segment d–b) et que les propriétaires de ces terres sans usages sont prêts à accepter toute rente positive. Après tâtonnement du marché, l'équilibre* ex post *s'établit en* E' *avec des variations amorties dans la rente et les surfaces, comme* (1.12).

FIGURE 1.5 – Marge intensive : *économie ouverte* et *économie fermée*.



Commentaires : *Ce graphique présente les demandes inverses en terre pour un usage agricole (a) et un usage naturel (n). L'équilibre initial est représenté par E puis l'économie connaît une croissance des rendements agricoles. Face à une demande mondiale parfaitement élastique (*économie ouverte*), cette croissance n'a pas d'effet sur le prix p_a mais se capitalise dans la rente foncière agricole, ce qui entraîne une conversion d'unité de terre préalablement en n : $E \rightarrow b$. La région considérée présente un excès d'offre en productions agricoles qui est, par hypothèse, exporté sans coûts sur les marchés mondiaux. Par contre, lorsque l'exportation est impossible ou que la demande n'est pas parfaitement élastique, la hausse de la production va diminuer le prix p_a selon l'élasticité de la demande agricole. Le graphique ci-dessus représente le cas d'une demande relativement inélastique $\gamma_a < 1$, de manière à ce que la demande inverse en terre agricole se décale vers la gauche. L'équilibre passe donc de b à E′. La rétroaction de prix provoque une diminution de la rente foncière, de la rareté de la terre et des surfaces agricoles : $h \rightarrow g$. Dans le cas alternatif d'une demande agricole relativement élastique, la courbe se décale vers la droite pour entraîner une augmentation des surfaces agricoles (toutefois inférieure à la situation en* économie ouverte*) et augmenter la rente foncière et la rareté de la terre. En cas d'élasticité unitaire, la hausse des rendements est neutre sur l'usage de la terre et le niveau des rentes foncières.*

FIGURE 1.6 – Allocation optimale de la terre avec double hétérogénéité : *Les deux unités de terre représentées illustrent la logique des avantages comparatifs. L'unité θ' présente deux avantages absolus par rapport à θ'' mais cette dernière possède un avantage comparatif pour l'usage agricole.*

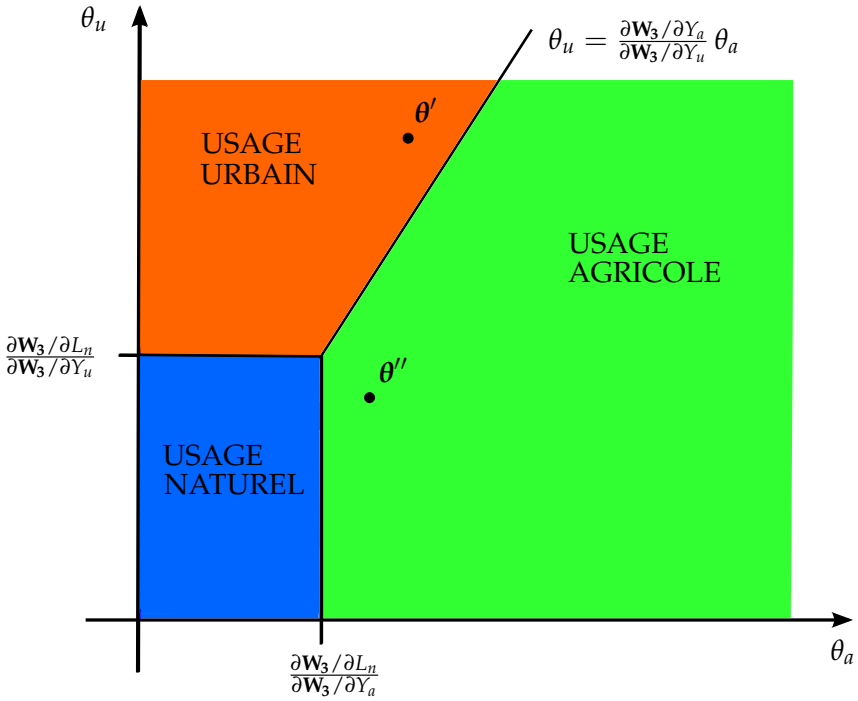
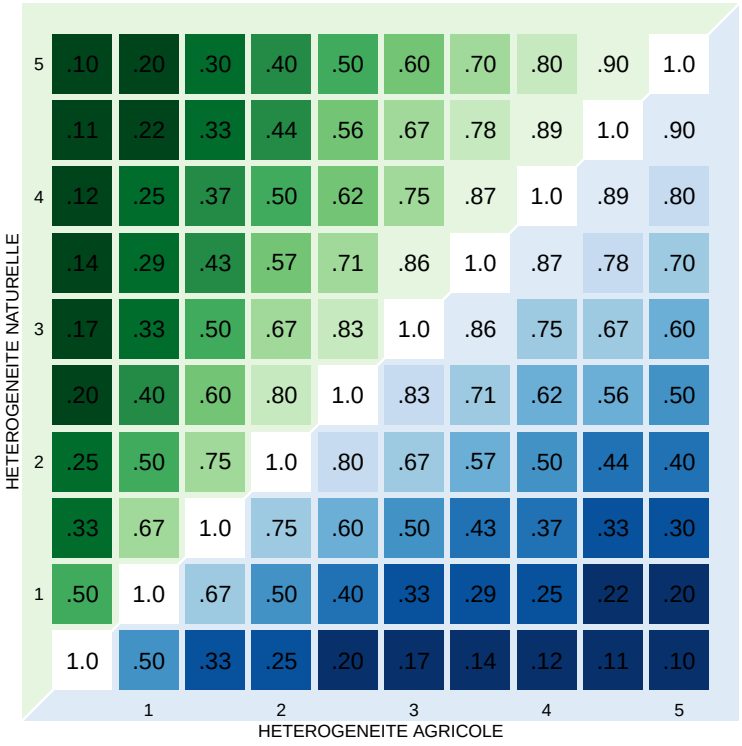


FIGURE 1.7 – Corrélations seuils pour des rendements croissants à la marge extensive : *pour des configurations de l'hétérogénéité à droite de la première diagonale, les rendements agricoles sont nécessairement décroissants. À gauche, l'inverse est vrai pour les rendements naturels. Sur cette diagonale $\sigma_a = \sigma_n$, et il faut une corrélation supérieure à 1 pour obtenir des rendements croissants, ce qui n'est jamais le cas. Par contre, pour une variabilité naturelle (resp. agricole) relativement supérieure, des rendements agricoles (naturels) croissants peuvent apparaître. Dans ces deux cas-là, respectivement à gauche et à droite de la première diagonale, la figure reporte les corrélations ρ minimums qui conditionnent cet apparition. **Lecture :** si $\sigma_a = 3$ (abscisses) et $\sigma_n = 2$ (ordonnées) toute corrélation supérieure à 0,67 produit des rendements naturels croissants.*



CHAPITRE 2

La Régulation Publique

INTERVENTION SUR LE FONCIER AGRICOLE POUR CONTRIBUER À LA GESTION DE L'EAU

RÉSUMÉ

CE CHAPITRE ÉTUDIE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ de la terre dans ses effets sur les coûts et les bénéfices associés à la gestion d'une externalité environnementale. L'intervention sur les marchés fonciers pour la gestion de l'eau, un cas concret et typique des interactions entre agriculture et environnement, est utilisée comme illustration. Nous appréhendons l'hétérogénéité autant du point de vue des différentiels de valeur pour l'agriculture, des différentiels pour la gestion de l'eau que des relations entre ces deux dimensions. Le retrait de l'usage agricole est supposé être l'unique levier d'action pour augmenter les fonctions épuratoire de la terre. Pour chaque unité de terre ainsi préservée, la valorisation agricole représente un coût et l'amélioration de l'état de l'eau un bénéfice. Ces simplifications nous permettent alors d'analyser plusieurs stratégies d'intervention sur les marchés fonciers, en faisant varier l'information disponible et les objectifs assignés à la régulation. Nous obtenons qu'une information partielle ne permet pas toujours de faire de meilleurs choix comparativement à l'absence d'information. Elle n'a donc pas systématiquement une valeur économique positive. Les paramètres de la distribution de l'hétérogénéité de la terre (moyennes, variances et corrélation) se révèlent déterminants et souvent robustes pour anticiper les conséquences, autant économiques qu'environnementales, de ces interventions foncières.

2.1 Introduction

La terre est une ressource naturelle détenue majoritairement par des agents privés. Elle remplit pourtant des fonctions sociales quelquefois externes aux intérêts des propriétaires (biodiversité, qualité de l'eau, stockage du carbone). Pour obtenir la fourniture adéquate en fonctions sociales, une intervention sur le foncier peut se révéler nécessaire via des contraintes sur l'usage, des servitudes ou l'achat direct de parcelles[1] (Babcock et al., 1997; Wu et al., 2001; Ferraro and Simpson, 2002; Messer, 2006). Dans ce chapitre, une théorie de l'intervention foncière est développée en présence d'une hétérogénéité complexe car multidimensionnelle de la terre. Cette théorie s'appuie sur le cas d'une défaillance de marché qui conduit à une fourniture sous-optimale de la fonction épuratoire des terres agricoles pour la gestion de la quantité et de la qualité de l'eau. En d'autres termes, les choix d'usage de la terre par les propriétaires ne répondent qu'aux prix de la production agricole et n'intègrent pas les effets sur la gestion de l'eau (Shortle and Horan, 2001). Les résultats généraux restent néanmoins valables à l'extérieur de cette illustration.[2]

L'utilisation de la terre est un élément central pour l'état physico-chimique de l'eau (de surface et de profondeur, Dudley and Stolton, 2003; Hutchins et al., 2010). Le secteur agricole, en tant qu'utilisateur principal de la ressource foncière, se présente en position d'offreur de services liés à l'épuration de l'eau. Les exemples d'intervention sur l'activité agricole afin de limiter ses effets négatifs (ou encourager ses effets positifs) sur l'eau ne manquent pas. Au sein de l'Union Européenne et à échéance 2015, la directive-cadre introduit comme objectif explicite l'amélioration de l'état des masses d'eau sur l'*ensemble* du territoire (Bateman et al., 2006). Dans les plans de gestion élaborés localement pour remplir cet objectif, l'intervention foncière (ou *appropriation d'espaces*, Barnaud and Fustec, 2007, p.190) est inclue au sein de la batterie des outils envisageables. En France, le Grenelle de l'environnement prévoit l'acquisition de 20 000 ha de zones humides potentielles d'ici 2015 à des fins de préservation (mesure 112, Aoubid and Gaubert, 2010). Ces deux faits stylisés illustrent une rupture avec la structure traditionnelle de l'usage de la terre agricole qui va être analysée ici. Les attributs – principalement naturels – de la terre valorisés pour la gestion de l'eau différent de ceux valorisés pour les productions agricoles. Par conséquent, la définition de la qualité de la terre est potentiellement divergente selon la fonction, alimentaire ou hydrologique, qui est attribuée à la ressource.

La littérature économique regroupe une quantité relativement importante de travaux sur l'intégration de considérations environnementales dans les choix privés d'usage de la terre. En particulier, il est acquis que l'hétérogénéité de la terre (ou des propriétaires) et l'information

1. La sensibilisation des propriétaires ou la négociation entre les différents agents sont d'autres possibilités également utilisées dans la réalité.

2. Nous pouvons en particulier penser à des interventions foncières pour augmenter la biodiversité (Newburn et al., 2005; Naidoo and Iwamura, 2007) – chapitre 5 de la thèse – ou pour fournir d'autres services écosystémiques liés à l'usage de la terre (Costanza et al., 1997; Naidoo and Ricketts, 2006; Dale and Polasky, 2007).

dont le régulateur dispose sont des éléments qui structurent l'efficience des interventions foncières (Just and Antle, 1990; Lichtenberg, 2002). Intégrer l'hétérogénéité revient à admettre que les coûts et les bénéfices issus de la sélection des parcelles ou des propriétaires sont variables (Babcock et al., 1996; Wu et al., 2001; Ferraro, 2003; Antle and Stoorvogel, 2006; Naidoo and Iwamura, 2007). Les questions informationnelles découlent souvent de cette hétérogénéité que les propriétaires connaissent mieux que le régulateur (Bourgeon et al., 1995; Sheriff, 2009). C'est ainsi que la mise en œuvre d'enchères (Kirwan et al., 2005; Claassen et al., 2008), de contrats individualisés (Wu and Babcock, 1996; Ferraro, 2004; Crépin, 2005) ou d'autres mécanismes incitatifs (Shortle and Horan, 2001; Lichtenberg, 2002; Sheriff, 2009) va permettre de limiter les coûts d'information sans avoir à l'acquérir. À l'inverse, l'acquisition de l'information (souvent via le financement d'études de terrain) permet de mieux cibler les parcelles et les propriétaires (Wu and Babcock, 1999). La valeur de l'information dépend donc de la capacité à effectuer de meilleurs choix (Borisova et al., 2005; Bouma et al., 2009; Magesan and Turner, 2010). La gestion de la qualité de l'eau par une régulation de l'activité agricole tient une bonne place dans cette littérature, tant du point de vue théorique qu'empirique (Ribaudo, 1989; Segerson and Opaluch, 1991; Wu and Segerson, 1995; Ferraro, 2004; Bontemps et al., 2005).

Le présent travail se concentre sur l'analyse de différentes stratégies de sélection des unités de terre agricole qui peuvent être mobilisées pour contribuer à la gestion de l'eau. L'hétérogénéité de la terre est considérée naturelle, au sens où elle ne peut pas être modifiée. L'originalité de l'approche provient de l'utilisation d'une distribution explicite (et multivariée) de l'hétérogénéité qui va représenter la distribution des coûts et des bénéfices dans l'espace, et ainsi guider les choix du régulateur.[3] La connaissance de cette distribution statistique permet de prévoir les conséquences, autant économiques qu'environnementales, d'un large éventail d'interventions foncières. De plus, la robustesse des résultats à l'hypothèse sur la distribution appuie leur généralité.

La prochaine section présente le modèle utilisé avec, en particulier, la répartition de l'hétérogénéité entre les unités de terre et l'intervention foncière optimale. La section 3 traite des niveaux d'informations dont le régulateur peut disposer : agrégée, agricole, hydrologique et parfaite. Ces quatre éventualités vont correspondre à quatre logiques de sélection des parcelles : sélection aléatoire, des moindres coûts agricoles, des bénéfices hydrologiques maximaux et des moindres rapports coûts sur bénéfices. Hormis dans le cas d'une information agrégée où la politique optimale sera indéterminée, les trois autres niveaux permettent d'établir les meilleures interventions foncières (en termes de surfaces concernées, de coûts agricoles et de bénéfices hydrologiques). La section 4 reprendra les différentes logiques de sélection pour préciser les résultats en présence de contraintes sur les surfaces à acquérir, le budget disponible ou l'objectif sur l'état de l'eau. La section 5 contient une analyse de sensibilité à l'hypothèse sur la

3. Souvent insuffisante pour décrire la pertinence de nombreux choix, l'analyse coût/bénéfice n'en est pas moins un passage obligé pour toute évaluation économique (Arrow et al., 1996; Naidoo and Iwamura, 2007).

distribution de l'hétérogénéité. Pour une classe relativement importante de distributions bivariées, les résultats restent généralement valides. La section 6 conclue.

2.2 Modèle

Considérons la fonction de rendement agricole $f : \mathbb{R}^N \mapsto \mathbb{R}_+^*$ qui met en relation un vecteur $\mathbf{z}$ de N attributs de la terre avec une production y à l'unité de surface d'un bien agricole composite, disons en kg.ha^{-1} :

$$y = f(\mathbf{z}). \tag{2.1}$$

Les autres *inputs* (capital, travail) sont supposés choisis uniquement sur la base des attributs de la terre et indépendamment pour chaque unité de terre, afin de faciliter l'analyse spatiale et en particulier la structure des bénéfices et des coûts.[4] Les choix en *inputs* n'étant que fonction de $\mathbf{z}$, ils sont implicitement présents dans la fonction de rendement (2.1). Cette hypothèse a pour but de limiter les effets d'intensification afin de centrer l'analyse sur l'allocation de la terre, c'est-à-dire la marge extensive. Dès lors, une unité produite du bien y représente une marge nette (des coûts de production à l'hectare) de p_y unités monétaires. Les producteurs sont preneurs de prix,[5] ce qui correspond au cas d'une petite région de type bassin versant. Le profit retiré de la mise en culture de l'unité de terre caractérisée par $\mathbf{z}$ est :

$$\pi_y(y) = p_y \cdot y. \tag{2.2}$$

Ce profit à l'unité de surface va déterminer les choix de production pour l'agriculture, l'unité $\mathbf{z}$ étant cultivée ssi $\pi_y(\mathbf{z}) \geqslant 0$. Les rendements d'échelle à l'unité de terre cultivée sont supposés constants. Ils peuvent cependant apparaître croissants ou décroissants selon que l'usage agricole se retire ou progresse sur des terre à plus forts rendements (Lichtenberg, 1989). Le prix est supposé positif de manière à ce qu'en l'absence d'une demande en foncier pour la régulation de l'eau, la totalité de la terre de la région ($\overline{L}$ hectares) soit en usage agricole.

Les attributs non modifiables du foncier disponible, en plus de déterminer la distribution des rendements agricoles, déterminent les contributions à la gestion de l'eau (par exemple $\mathbf{z}$ peut contenir la distance au cours d'eau le plus proche ou l'hydromorphie du sol). Cette contribution est représentée par le scalaire x :

$$x = g(\mathbf{z}) \quad \text{avec} \quad g : \mathbb{R}^N \mapsto \mathbb{R}_+^* \tag{2.3}$$

qui représente les gains en termes de gestion de l'eau (par exemple en mg.L^{-1} de nitrates en

4. Le chapitre 4 de la thèse revient sur cette hypothèse pour présenter explicitement des exploitations et les coûts (d'opportunité) liés au retrait de l'activité agricole.

5. Un modèle plus général – marge extensive et intensive – avec prix endogènes est présenté au chapitre 1.

moins) issus du retrait de l'activité agricole d'une unité de terre aux attributs $\mathbf{z}$. Tout comme pour l'usage agricole, les rendements d'échelle sont constants à l'unité de terre retirée de la production.[6] Une telle diminution de la concentration de l'eau en nitrates se valorise comme suit :

$$\pi_x(x) = p_x \cdot x, \tag{2.4}$$

avec $p_x > 0$ exogène. Ce gain évalué en monnaie pour la gestion de l'eau peut représenter des coûts de retraitement évités ou un consentement des consommateurs à payer pour une eau de meilleure qualité.

2.2.1 Dotations en terre

Se pose désormais la question de la distribution des rendements agricoles (les y) et des contributions à la gestion de l'eau (les x) au sein de la région considérée. Dans la continuité des traitements mathématiques du modèle de Roy (1951) – Heckman and Sedlacek (1985); Heckman and Honore (1990); Ohnsorge and Trefler (2007) – les variables x et y sont supposées distribuées selon une loi log-normale bivariée. Une analyse de la sensibilité des résultats à cette hypothèse centrale sera présentée à la section 2.5.

$$\begin{bmatrix} \ln(x) \\ \ln(y) \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}_2 \left(\begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y \\ \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 \end{bmatrix} \right). \tag{2.5}$$

La distribution log-normale bivariée est continue, dérivable et entièrement définie par cinq paramètres : deux moyennes marginales (μ_x et μ_y), deux variances marginales (σ_x^2 et σ_y^2) et un coefficient de corrélation (ρ_{xy} tel que $|\rho_{xy}| < 1$). Une telle hypothèse sur la distribution, par rapport au cas gaussien plus classique, se justifie par le fait que x et y représentent des variables positives. Les paramètres μ_i $(i = x, y)$ ne sont pas les moyennes de x et y à l'échelle de la région. Ils représentent les moyennes de leurs logarithmes naturels. Les moyennes en volumes sont respectivement $\mathbb{E}(i) = \exp(\mu_i + \sigma_i^2/2)$ $(i = x, y)$.[7] La présence des variances dans les moyennes tient du fait que ces valeurs n'ont pas une distribution symétrique. Vis-à-vis du vecteur $\mathbf{z}$ des attributs naturels de la terre, une corrélation ρ_{xy} positive signifie qu'en général les dérivées partielles de $f(\cdot)$ sont du même signe que les dérivées partielles de $g(\cdot)$ correspondantes. Par exemple, si les unités de terre ne se différencient que par leurs capacités de stockage de l'eau ($n = 1$) et que cet attribut est valorisé positivement à la fois par l'usage agricole et l'usage naturel ($f'(z) > 0$ et $g'(z) > 0$) alors la corrélation sera positive et unitaire

6. Pour les spécialistes, cela revient globalement à négliger le ruissellement et supposer que toute l'eau captée s'infiltre pour alimenter la même nappe phréatique.

7. Le modèle présenté ici est déterministe, cependant l'opérateur espérance est utilisé pour caractériser des valeurs moyennes de l'hétérogénéité. Cette utilisation de la théorie statistique pour décrire des distributions d'hétérogénéité est classique dans la théorie économique. Pour l'hétérogénéité de la terre, les précurseurs sont Caswell and Zilberman (1986); Lichtenberg (1989); Just and Antle (1990); Stavins and Jaffe (1990).

($\rho_{xy} = 1$). Le chapitre 3 de la thèse présente une méthode d'estimation d'une fonction $f(\cdot)$ pour le département français de la Côte d'Or.

Cette distribution statistique définit donc les quantités de terre disponibles en fonction de leurs rendements agricoles et de leurs contributions à la gestion de l'eau. En notant $L(x, y)$ la quantité de terre contribuant potentiellement à hauteur de x à la gestion de l'eau (si elle est protégée) et produisant potentiellement y (si elle est mise en culture), nous avons (indépendamment de son utilisation) :

$$L(x,y)\,\mathrm{d}x\,\mathrm{d}y = \overline{L} \times \phi\left(\frac{\ln(x)-\mu_x}{\sigma_x}, \frac{\ln(y)-\mu_y}{\sigma_y}; \rho_{xy}\right) \frac{\mathrm{d}\ln(x)}{\sigma_x} \frac{\mathrm{d}\ln(y)}{\sigma_y}. \tag{2.6}$$

ϕ est la fonction de densité d'une loi normale standard (de moyenne nulle et de variance unitaire). Sa primitive Φ représente la fonction de répartition associée. Les notations utilisées ici ne différencient pas les densités et cumulatives univariées (marginales) de la distribution bivariée (jointe), le nombre d'arguments permettant d'identifier la fonction en question.[8] La quantité totale de terre disponible au sein de la région ($\overline{L}$) est exogène et sa multiplication par une densité ϕ comprise entre 0 et 1 permet d'exprimer la quantité de terre ayant exactement les caractéristiques x et y.

2.2.2 Programme

L'allocation optimale de la terre est définie comme le programme d'un régulateur bienveillant qui arbitre entre deux usages exclusifs : l'agriculture et la préservation. Le risque, les rétroactions de prix issus de la préservation et le coût de l'argent public ne sont pas intégrés (voir respectivement Stavins, 1996; Wu, 2000; Alston and Hurd, 1990 pour des formalisations possibles). La situation initiale correspond à la condition $\pi_y(\mathbf{z}) \geqslant 0$ qui implique que toutes les terres sont utilisées pour l'agriculture. Le profit agricole agrégé s'écrit alors :

$$\Pi_y\left(\overline{L}\right) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\left(\pi_y(y) \,|\, \overline{L}\right) = \overline{L} \times p_y \times \exp\left(\mu_y + \sigma_y^2/2\right). \tag{2.7}$$

Cette équation représente le poids économique du secteur agricole sans politique de préservation de la terre pour la gestion de l'eau. De la même manière, dans le cas où l'intégralité de $\overline{L}$ est protégée, le gain économique total est :

$$\Pi_x\left(\overline{L}\right) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\left(\pi_x(x) \,|\, \overline{L}\right) = \overline{L} \times p_x \times \exp\left(\mu_x + \sigma_x^2/2\right). \tag{2.8}$$

Il est intéressant pour la suite de remarquer que ces valeurs agrégées, lorsqu'elles sont rapportées à l'hectare ($\Pi_i\left(\overline{L}\right)/\overline{L}$, $i = y, x$) représentent respectivement une espérance de profit agricole et une espérance de gain pour la gestion de l'eau. En considérant que la préserva-

8. Le chapitre 1 de la thèse présente explicitement ces fonctions, présentes dans Mood et al. 1974.

tion des terres agricoles à des fins de gestion de l'eau est un tirage aléatoire (*one shot*) dans les dotations totales en terre, le coût agricole moyen et le bénéfice hydrologique moyen sont respectivement $\mathbb{E}\big(\pi_y(y)\big)$ et $\mathbb{E}\big(\pi_x(x)\big)$, toutes deux égales aux espérances conditionnées par $\overline{L}$ dans (2.7) et (2.8).

Sur la base de ces deux fonctions d'agrégation, le programme du régulateur est la maximisation des gains issus de l'usage de la terre par l'agriculture et de sa protection pour la gestion de l'eau. L'hypothèse d'une préservation *one shot* permet une modélisation en statique.[9] Considérons le scalaire $q(x,y)$ faiblement compris entre 0 et 1, il représente la *part* protégée des unités de terre de type (x,y) qui prend la valeur 1 si l'ensemble des unités de terre aux caractéristiques (x,y) sont protégées et la valeur 0 si aucune de ces unités n'est protégée. La quantité totale de terre protégée s'écrit :

$$L_x = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\big(q(x,y)\big). \tag{2.9}$$

La quantité de terre en usage agricole est alors $L_y = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\big(1 - q(x,y)\big)$, car $\overline{L} = L_x + L_y$. Sur la base de ces fonctions entre le continuum des variables de décision $\{q(x,y)\}_{x,y}$ et l'allocation de la terre (L_x et L_y), le programme d'optimisation est spécifié comme suit :

$$\max_{\{q(x,y)\}} \Big\{ \Pi_y\big(L_y\big) + \Pi_x\big(L_x\big) \Big\} \quad s.c.q. \;\; 0 \leqslant q(x,y) \leqslant 1, \;\; (\forall x, y). \tag{2.10}$$

Le continuum des variables de choix est implicitement présent dans l'équation objectif via L_x et L_y comme l'indique (2.9) et son équivalent pour y. Le chapitre 1 de la thèse (p. 28) présente un problème proche – bien que plus général – qui admet une infinité de variables de décision et une infinité de contraintes. Après l'écriture et l'annulation des dérivées partielles du Lagrangien, les unités de terre préservées à l'optimum décrivent un sous-ensemble borné de l'espace des hétérogénéités. La règle de décision optimale consiste à préserver une unité de terre si et seulement si :

$$\frac{y}{x} \leqslant \frac{p_x}{p_y}. \tag{2.11}$$

L'annexe 2.A (p. 79) présente l'essence de la résolution du programme avec une forte analogie avec les modèles dynamiques de contrôle optimal. La solution est globalement de type *bang-bang* où $q(x,y)$ passe de 0 à 1 en fonction du couple (x,y). En effet, une convention est que la probabilité d'avoir une solution intérieure est négligeable pour des distributions non-dégénérées telles que les lois normales ou log-normales (Heckman and Sedlacek, 1985). Cette règle optimale est un cas particulier du théorème 1 du chapitre 1, p.29.

Une unité de terre est préservée à l'optimum si elle présente un rapport de son coût agricole sur son bénéfice hydrologique (tous deux exprimés en valeur) inférieur à un. Pour chaque unité de terre, la connaissance de son coût d'acquisition et de son bénéfice induit pour la ges-

9. Des raffinements issus d'une acquisition séquentielle des unités de terre sont possibles (Costello and Polasky 2004, Newburn et al. 2006) mais nous les laissons pour de la recherche future.

tion de l'eau permet de déterminer si elle doit être retirée de la production. Cette règle optimale présente une logique en avantages comparatifs[10] (Chakravorty and Krulce, 1994; Chakravorty et al., 2005). Cette structure de l'intervention foncière optimale néglige une série d'éléments qui sont mentionnés dans la littérature comme pouvant changer la solution. La présence d'effets de seuils dans les bénéfices (Wu and Skelton, 2002; Wu et al., 2000; Barbier et al., 2008) ou de gains à la connectivité spatiale (Williams, 2008; Lewis et al., 2009) pourraient être intégrés dans un modèle plus réaliste.

Cette mise en œuvre optimale de la préservation possède deux caractéristiques qui sont distinguées. D'une part, seule la connaissance des deux gradients d'hétérogénéité permet au régulateur de faire des gains sur les avantages comparatifs. Lorsque l'information sur l'hétérogénéité de la terre se réduit à une seule dimension (agricole ou hydrologique) seuls des avantages absolus pourront être valorisés, au coût d'une perte d'efficacité économique. D'autre part, l'optimalité (2.11) décrit implicitement des quantités agrégées optimales (surfaces protégées, coûts agricoles et bénéfices hydrologiques) qui dépendent des prix relatifs, en plus de l'ensemble des paramètres de la distribution.

La distinction de ces deux attributs de l'optimalité – la méthode de sélection et les *outputs* agrégés – va rendre possible l'implémentation de règles de sélections potentiellement efficaces pour des quantités de terre préservée, des coûts totaux ou des bénéfices totaux sous-optimaux. Lorsque la question de l'information est analysée, le régulateur va être libre d'atteindre des quantités agrégées optimales compte tenu de l'information à sa disposition. Mais les logiques de sélection des parcelles seront également différentes, ce qui va empêcher de bien identifier les effets respectifs. Cette identification sera alors effectuée dans la section 2.4 où les logiques de sélection des unités de terre seront comparées pour des *outputs* agrégés constants (surfaces protégées, coûts totaux et bénéfices totaux). Ces objectifs exogènes, potentiellement sous-optimaux, seront d'écrits comme issus du contexte institutionnel.

2.3 Information disponible

L'allocation optimale nécessite l'observation gratuite et pour chaque unité de terre des valeurs x et y. Trois structures alternatives d'information sont étudiées, sachant que les prix p_y et p_x ainsi que la quantité totale de terre $\overline{L}$ sont supposés être toujours observables :

10. Une unité de terre i de caractéristiques (x_i, y_i) peut être préservée alors qu'elle présente une contribution à la gestion de l'eau inférieure à une unité de terre i' : $x_i < x_{i'}$. En effet, il existe au moins un rapport des prix permettant l'apparition de cette situation si :

$$\frac{x_i}{y_i} > \frac{x_{i'}}{y_{i'}}.$$

Dans ce cas précis, l'unité de terre i' possède un avantage absolu pour la gestion de l'eau ($x_i < x_{i'}$) alors que l'unité de terre i possède un avantage comparatif pour cet usage. Cela implique nécessairement que l'unité i' possède un avantage absolu pour l'agriculture ($y_i < y_{i'}$).

1 - Information agrégée : Le régulateur connaît les rendements moyens et les contributions moyennes à la gestion de l'eau, soient $\exp\left(\mu_i + \sigma_i/2\right)$ $(i = x, y)$. Il ne connaît pas les lois marginales de répartition et ne connaît pas ρ_{xy}.

2 - Information agricole : Le régulateur observe la valeur agricole $\pi_y(\mathbf{z})$ et donc la distribution marginale des rendements y. Il ne connaît que la valeur moyenne des contributions à la gestion de l'eau et n'a pas connaissance de ρ_{xy}.

3 - Information hydrologique : Le régulateur observe pour chaque unité de terre sa valeur hydrologique $\pi_x(\mathbf{z})$ et donc la distribution marginale de x. Il ne connaît que la moyenne des rendements agricoles et n'a pas connaissance de ρ_{xy}.

4 - Information parfaite : Le régulateur dispose de l'intégralité des paramètres du problème. Il connaît donc simultanément les deux distributions marginales et ρ_{xy}.

La première possibilité possède surtout une valeur comparative (*benchmark*). Les trois autres sont spécifiées pour leur ressemblance avec des règles de sélection réelles. La connaissance des y pour cibler les terres ayant les profitabilités agricoles les plus faibles ressemble (dans ses conséquences) à une politique de retrait volontaire de l'activité agricole qui possède des points communs avec le volet gel (*set-aside*) de la réforme de la politique agricole commune en 1992 (voir Bourgeon et al., 1995; Fraser, 2009, chapitre 4). Avec uniquement de l'information hydrologique, l'intervention foncière peut sélectionner les parcelles qui ont le plus grand intérêt pour la gestion de l'eau. Cette logique s'apparente à certaines mesures de conditionnalité de l'agenda 2000 de la politique agricole commune, et en particulier aux bandes enherbées qui ciblent les unités de terre proches des cours d'eau de manière obligatoire. Cette règle se retrouve également dans la préservation de la biodiversité où les joyaux de la couronne (*crown jewels*) sont souvent ciblés sans prendre en compte les coûts d'opportunités agricoles (Babcock et al., 1997). Le cas à information parfaite représente une sélection intermédiaire qui s'assimile à l'arbitrage coût/bénéfice (ou avantages comparatifs). La mise en œuvre de la stratégie fédérale de conservation des sols aux États-Unis (le *Conservation Reserve Program*[11]) peut être vu comme une implémentation heuristique de ce principe.

2.3.1 Information agrégée

À ce niveau d'information le plus faible (parmi les quatre analysés), la politique de préservation est considérée comme un tirage aléatoire dans l'ensemble des terres agricoles.[12] Préser-

11. Les autorités établissent un gradient environnemental pour toutes les unités de terre et effectuent une sélection selon les enchères formulées par les propriétaires (Kirwan et al., 2005; Claassen et al., 2008).

12. Ce cas extrême suppose l'impossibilité de mettre en œuvre un système d'incitations pour sélectionner des parcelles à relativement plus faible valeur agricole. De même, nous pouvons penser à des variables *proxies* observées sans coût. Ces variables peuvent fournir une indication imparfaite sur les x et/ou les y afin de faire de moins mauvais choix que la sélection aléatoire. Ces variables peuvent être la distance au cours d'eau le plus proche pour x ou les usages agricoles (grandes cultures ou prairies) présents pour y.

ver aléatoirement une unité de terre coûte en moyenne

$$CM_1 = p_y \cdot \exp\left(\mu_y + \sigma_y^2/2\right) \tag{2.12}$$

pour rapporter

$$BM_1 = p_x \cdot \exp\left(\mu_x + \sigma_x^2/2\right). \tag{2.13}$$

Cette structure des coûts et des bénéfices est équivalente à préserver un échantillon représentatif de terre. Elle peut donc être mise en lien avec une utilisation heuristique de l'analyse coût/bénéfice qui consiste à comparer des coûts moyens à des bénéfices moyens jugés représentatifs, sans reconnaître l'hétérogénéité dont ils sont issus. À titre d'exemple, Aoubid and Gaubert (2010) s'intéressent à la préservation de 20 000 hectares de zones humides potentielles, actuellement utilisées par l'agriculture. Le Grenelle de l'environnement présentant cet objectif sans mentionner de localisation, les auteurs comparent les prix fonciers moyens nationaux à une méta-analyse de la valeur des zones humides (en termes d'effets sur la qualité de l'eau mais aussi sur la biodiversité, les aménités récréatives, etc.) Ces valeurs sont ensuite utilisées pour statuer sur l'acceptabilité économique de l'intervention, sous l'hypothèse que le coût (resp. bénéfice) espéré d'une telle politique va être la quantité de terre cible multipliée par CM_1 (BM_1). Il est ici montré qu'une connaissance des paramètres de l'hétérogénéité permet de prédire la direction du biais associé à cette estimation, voir sous-section 2.3.5 de synthèse.

2.3.2 Information agricole

Le régulateur peut ici observer sans coût la distribution des marges nettes agricoles (coûts) associées à chaque unité de terre. Cela revient au cas où, en présence de marchés fonciers concurrentiels, le régulateur connaît l'intégralité des valeurs prises par le vecteur $\mathbf{z}$ et le modèle hédonique qui permet d'estimer la fonction $f(\cdot)$. Le chapitre 3 propose une méthodologie empirique pour obtenir ce type d'information. Par contre, le régulateur ne connaît pas la fonction $g(\cdot)$ et ne peut par conséquent pas déterminer les x associés. Il ne peut utiliser qu'une information agrégée pour anticiper les effets de la préservation sur la gestion de l'eau : $\exp\left(\mu_x + \sigma_x^2/2\right)$.

Une utilisation de l'information agricole consiste à préserver les terres qui présentent un coût agricole inférieur au bénéfice moyen pour la gestion de l'eau. La règle de sélection revient alors à préserver les unités de terre telles que :

$$y \leqslant \frac{p_x}{p_y} \times \mathbb{E}(x) \equiv K_2, \tag{2.14}$$

avec $K_2 = (p_x/p_y) \times \exp(\mu_x + \sigma_x^2/2)$. Cette valeur positive, connue par le régulateur, est le rendement agricole en deçà duquel il est (en moyenne) préférable pour lui d'acheter la terre

pour contribuer à la gestion de l'eau. À défaut de pouvoir observer x, cette règle s'éloigne de l'optimalité en information parfaite puisqu'elle conduit à l'acquisition d'unités de terre ayant un coût agricole supérieur aux bénéfices en termes de gestion de l'eau. La règle (2.14) permet de définir la quantité optimale de terre à préserver :

$$L_x^{(2)} = \overline{L} \cdot \Phi\left(\frac{\ln(K_2) - \mu_y}{\sigma_y}\right) \equiv \overline{L} \cdot \Phi(\widetilde{K}_2), \tag{2.15}$$

avec $\widetilde{K}_2$ le logarithme centré réduit de la valeur seuil K_2 par rapport à la distribution marginale des rendements agricoles. Toutes choses égales par ailleurs, la quantité de terre préservée est croissante avec la valeur marginale associée à l'amélioration de l'eau p_x, avec la contribution moyenne des unités de terre à la gestion de l'eau (μ_x et σ_x) et décroissante avec la marge nette issue de la production agricole p_y, avec la moyenne et l'écart type du logarithme des rendements agricoles : μ_y et σ_y. Les coûts totaux issus de la préservation de $L_x^{(2)}$ hectares de terre par la règle (2.14) sont :

$$CT_2\left(L_x^{(2)}\right) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\left(\pi_y(y)\right) \cdot \Phi\left(\widetilde{K}_2 - \sigma_y\right), \tag{2.16}$$

alors que les bénéfices sont :

$$BT_2\left(L_x^{(2)}\right) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\left(\pi_x(x)\right) \cdot \Phi\left(\widetilde{K}_2 - \rho_{xy}\sigma_x\right), \tag{2.17}$$

voir annexe 2.B, p. 80 pour les calculs. Les termes de droite de (2.16) et (2.17) dépendent des surfaces préservées car $\widetilde{K}_2 = \Phi^{-1}\left(L_x^{(2)}/\overline{L}\right)$, voir (2.15). Les autres déterminants des coûts totaux et des bénéfices totaux sont des valeurs exogènes vis-à-vis des choix du régulateur (les prix et l'hétérogénéité) et déterminent de manière intuitive ces valeurs agrégées. Pour pouvoir comparer cette structure d'information à celle de la sous-section précédente, les coûts et les bénéfices moyens à l'unité de terre (CM_2 et BM_2) sont calculés en divisant (2.16) et (2.17) par la quantité de terre préservée (2.15) pour ensuite faire apparaître :

$$\frac{CM_2}{CM_1} = \frac{\Phi\left(\widetilde{K}_2 - \sigma_y\right)}{\Phi\left(\widetilde{K}_2\right)} \quad \text{et} \quad \frac{BM_2}{BM_1} = \frac{\Phi\left(\widetilde{K}_2 - \rho_{xy}\sigma_x\right)}{\Phi\left(\widetilde{K}_2\right)}. \tag{2.18}$$

À la différence de celles issues d'une information agrégée, les valeurs moyennes CM_2 et BM_2 dépendent des surfaces protégées, présentes dans $\widetilde{K}_2$. Par ailleurs, la fonction cumulative d'une variable quelconque (*a fortiori* d'une normale standardisée) est une fonction positive et croissante. Cela implique donc :

Proposition 2.1. *La connaissance des rendements agricoles à l'unité de terre permet d'avoir une stratégie de préservation (i) moins coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire et (ii) respectivement moins, autant ou plus bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire selon que la corrélation entre les gradients*

d'hétérogénéité est positive, nulle ou négative.

Démonstration. (i) CM_2<CM_1 ssi $\sigma_y > 0$, ce qui est toujours vrai. (ii) $BM_2 \gtreqless BM_1$ selon $\rho_{xy} \lesseqgtr 0$ car $\sigma_x > 0$. □

Disposer de l'information agricole permet toujours d'obtenir un coût à l'hectare préservé inférieur à la sélection aléatoire. Ce gain est croissant avec la variabilité des rendements agricoles car plus l'hétérogénéité est forte, plus le régulateur peut s'éloigner des coûts moyens d'acquisition, toutes choses égales par ailleurs. Du point de vue des bénéfices, le résultat dépend de ρ_{xy}. En l'absence de corrélation entre les gradients d'hétérogénéité, l'information agricole conduit à un bénéfice à l'hectare identique à celui de la sélection aléatoire. Lorsque les unités de terre moins productives que la moyenne contribuent plus que la moyenne à la gestion de l'eau ($\rho_{xy} < 0$), l'information agricole produit un bénéfice moyen à l'hectare supérieur à la sélection aléatoire. Dans ce cas, cibler les bas coûts d'acquisition conduit à sélectionner les parcelles les plus bénéfiques pour la gestion de l'eau. En cas de corrélation positive entre les gradients d'hétérogénéité ($\rho_{xy} > 0$), la sélection aléatoire entraîne un bénéfice à l'hectare supérieur. Cibler les faibles coûts agricoles revient à choisir des unités de terre qui contribuent moins que la moyenne à la gestion de l'eau. Si l'objectif est de maximiser le bénéfice à l'hectare de terre préservée, indépendamment des coûts, il vaut mieux pour le régulateur ne pas utiliser l'information agricole et sélectionner les parcelles au hasard. Bien que le signe de la corrélation soit suffisant pour déterminer quelle stratégie présente le plus gros bénéfice moyen, le différentiel entre les deux règles est amplifié par la variabilité σ_x.

Minimiser le coût moyen ou maximiser le bénéfice moyen à l'hectare de terre préservée ne sont que rarement des objectifs optimaux du point de vue économique (Ando et al., 1998; Naidoo and Iwamura, 2007). Pour statuer sur l'efficacité économique associée à l'utilisation de l'information agricole, il faut comparer ces deux stratégies selon le rapport coût/bénéfice qu'elles permettent d'obtenir *in fine* (Wu and Babcock, 1996). L'information agricole permet en effet de contribuer à la gestion de l'eau pour un coût moyen inférieur mais avec des conséquences contrastées sur les bénéfices. Le résultat s'établit comme suit :

$$\frac{CM_2}{BM_2} \gtreqless \frac{CM_1}{BM_1} \quad \Leftrightarrow \quad \rho_{xy} \gtreqless \frac{\sigma_y}{\sigma_x}, \tag{2.19}$$

Proposition 2.2. *Il est en moyenne plus efficace pour le régulateur d'ignorer l'information agricole si et seulement si $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$.*

Il peut donc être optimal pour le régulateur de ne pas utiliser l'information agricole pour sélectionner les unités de terre à préserver. Toutes choses égales par ailleurs, plus la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est positive ou plus les contributions à la gestion de l'eau sont variables relativement aux rendements agricoles et plus la sélection aléatoire présente un

avantage sur l'utilisation de l'information agricole. La Figure 1.7 du chapitre 1 (p. 49) présente les valeurs des paramètres σ_x, σ_y et ρ_{xy} pour lesquels la proposition 2.2 est valable. Cette dernière permet d'émettre un doute sur un mécanisme du type *land set-aside* pour améliorer la qualité de l'eau ou tout autre objectif social (aménités vertes, biodiversité) lorsque les contributions individuelles des unités de terre sont positivement corrélées aux rendements agricoles et relativement plus variables que ceux-ci.

2.3.3 Information hydrologique

La structure de l'information analysée dans cette sous-section est la symétrique de la précédente. Le régulateur observe sans coût l'intégralité de la distribution des x, pour chaque unité de terre, mais n'observe que la moyenne des rendements agricoles. Les unités préservées sont celles qui présentent un bénéfice observé supérieur au coût agricole moyen, soit :

$$x \geqslant \frac{p_y}{p_x} \times \mathbb{E}(y) \equiv K_3, \tag{2.20}$$

ce qui revient à préserver une surface totale équivalente à[13] :

$$L_x^{(3)} = \overline{L} \cdot \Phi\left(-\frac{\ln(K_3) - \mu_x}{\sigma_x} \right) \equiv \overline{L} \cdot \Phi\big(-\widetilde{K}_3 \big), \tag{2.21}$$

pour un coût et un bénéfice agrégés respectivement égaux à :

$$CT_3\big(L_x^{(3)}\big) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\big(\pi_y(y)\big) \cdot \Phi\big(-\widetilde{K}_3 + \rho_{xy}\sigma_y \big), \tag{2.22}$$

$$BT_3\big(L_x^{(3)}\big) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\big(\pi_x(x)\big) \cdot \Phi\big(-\widetilde{K}_3 + \sigma_x \big). \tag{2.23}$$

La quantité de terre protégée est croissante en p_x, μ_x et σ_x et décroissante en p_y, μ_y et σ_y. Cette structure de l'information est comparée avec celle de la sélection aléatoire en évaluant les coûts et les bénéfices moyens à l'unité de terre. Cela revient à diviser (2.22) et (2.23) par (2.21) pour obtenir :

$$\frac{CM_3}{CM_1} = \frac{\Phi\big(-\widetilde{K}_3 + \rho_{xy}\sigma_y \big)}{\Phi\big(-\widetilde{K}_3 \big)} \quad \text{et} \quad \frac{BM_3}{CM_1} = \frac{\Phi\big(-\widetilde{K}_3 + \sigma_x \big)}{\Phi\big(-\widetilde{K}_3 \big)}, \tag{2.24}$$

Proposition 2.3. *La connaissance des contributions à la gestion de l'eau à l'unité de terre permet d'avoir une stratégie de préservation (i) respectivement plus, autant ou moins coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire selon que la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est positive, nulle ou négative et (ii) toujours plus bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire.*

Démonstration. (i) $CM_3 \gtreqless CM_1$ selon $\rho_{xy} \gtreqless 0$ car $\sigma_y > 0$. (ii) $BM_3 > BM_1$ ssi $\sigma_x > 0$, ce qui est toujours vrai. □

13. La symétrie de la loi normale est utilisée de manière à ce que $1 - \Phi(K) = \Phi(-K)$, pour tout K réel.

Une utilisation de l'information hydrologique revient à cibler les unités de terre ayant les bénéfices les plus importants et permet d'aboutir à un bénéfice moyen à l'unité de terre supérieur à la sélection aléatoire. Si ces bénéfices sont positivement (resp. négativement) corrélés avec les coûts agricoles alors l'utilisation de l'information entraîne un coût moyen supérieur (inférieur) à la sélection aléatoire. Dans le cas d'une corrélation nulle, cibler les meilleurs bénéfices est équivalent en termes de coûts à choisir au hasard. La valeur absolue de l'écart entre les coûts moyens selon ces deux types d'information dépend positivement de σ_y et l'écart des bénéfices dépend positivement de σ_x. L'utilisation de cette information est source d'efficacité économique selon que :

$$\frac{CM_3}{BM_3} \gtreqless \frac{CM_1}{BM_1} \quad \Leftrightarrow \quad \rho_{xy} \lesseqgtr \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \tag{2.25}$$

Proposition 2.4. *Il est plus efficace pour le régulateur d'ignorer l'information hydrologique si et seulement si* $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$.

Lorsque la corrélation est positive au point d'être supérieure à la variabilité relative des bénéfices hydrologiques, cibler les unités de terre uniquement en fonction de leur contribution à la gestion de l'eau conduit à un rapport coût/bénéfice agrégé inférieur à la sélection aléatoire. L'information hydrologique n'a alors aucune valeur économique. La condition sur les paramètres de la proposition 2.4 est le complémentaire de la condition de la proposition 2.2. Il est donc impossible que ces deux sources d'information soient simultanément dominées par la sélection aléatoire. En effet, ρ_{xy} ne peut pas être à la fois supérieur à σ_y/σ_x et à σ_x/σ_y car il est compris entre -1 et 1. Si le régulateur a le choix entre l'utilisation de l'information agricole ou hydrologique, il a toujours la possibilité de faire mieux que la sélection aléatoire.

2.3.4 Information parfaite

Lorsque le régulateur dispose d'une information parfaite, la règle de sélection optimale est utilisable. Son utilisation consiste à préserver une unité de terre si et seulement si :

$$y \leqslant \frac{p_x}{p_y} \times x \equiv K_4 \times x, \tag{2.26}$$

avec K_4 défini comme le rapport des prix. L'écriture en formes réduites des surfaces, coûts totaux et bénéfices totaux nécessite l'introduction d'une variable $h := \ln(y) - \ln(x)$. Le passage en logarithme de l'équation (2.26) permet de faire apparaître l'interprétation de cette nouvelle variable. Dans les deux sous-sections précédentes, la préservation était basée sur des valeurs seuils d'hétérogénéité : un rendement agricole seuil, K_2, dans la sous-section 2.3.2 et une contribution seuil à la qualité de l'eau, K_3, dans la sous-section 2.3.3. En information parfaite les choix se font toujours selon un seuil, exprimé cette fois en termes de coûts de la préservation à l'unité de bénéfice hydrologique via h. Il est par ailleurs établi que la différence de deux variables

distribuées selon des lois normales suit une loi normale (Heckman and Sedlacek, 1985). La variable h admet donc pour moyenne $\mu_h = \mu_y - \mu_x$ et pour variance $\sigma_h^2 = \sigma_x^2 + \sigma_y^2 - 2 \cdot \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y$. La règle de sélection (2.26) devient :

$$h \leqslant \ln\big(K_4\big). \tag{2.27}$$

Cette nouvelle variable forme également une normale bivariée avec les logarithmes des gradients d'hétérogénéité de la terre (Heckman and Sedlacek, 1985). En conséquence, les corrélations de h avec les logarithmes des gradients d'hétérogénéité initiaux[14] sont :

$$\rho_{xh} = \frac{\rho_{xy}\sigma_y - \sigma_x}{\sigma_h} \quad \text{et} \quad \rho_{yh} = \frac{\sigma_y - \rho_{xy}\sigma_x}{\sigma_h}. \tag{2.28}$$

Les détails des calculs pour les formes réduites sont présentés en annexe 1.B du chapitre 1, p. 44. La quantité totale de terre préservée apparaît telle que :

$$L_x^{(4)} = \overline{L} \cdot \Phi\left(\frac{\ln(K_4) - \mu_h}{\sigma_h}\right) \equiv \overline{L} \cdot \Phi\big(\widetilde{K}_4\big). \tag{2.29}$$

pour un coût total et un bénéfice total respectivement égaux à :

$$CT_4\big(L_x^{(4)}\big) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\big(\pi_y(y)\big) \cdot \Phi\big(\widetilde{K}_4 - \rho_{yh}\sigma_y\big), \tag{2.30}$$

$$BT_4\big(L_x^{(4)}\big) = \overline{L} \cdot \mathbb{E}\big(\pi_x(x)\big) \cdot \Phi\big(\widetilde{K}_4 - \rho_{xh}\sigma_x\big). \tag{2.31}$$

Les surfaces protégées sont croissantes en p_x, μ_x et σ_x et décroissantes en p_y, μ_y et σ_y. Une différenciation partielle indique que la variabilité des coûts (resp. bénéfices) influence négativement (positivement) les coûts (bénéfices) agrégés. Toutes choses égales par ailleurs, la corrélation est source d'augmentation des coûts et de diminution des bénéfices. L'effet de l'information parfaite en termes de coûts et de bénéfices moyens par rapport à la sélection aléatoire est :

$$\frac{CM_4}{CM_1} = \frac{\Phi\big(\widetilde{K}_4 - \rho_{yh}\sigma_y\big)}{\Phi\big(\widetilde{K}_4\big)} \quad \text{et} \quad \frac{BM_4}{BM_1} = \frac{\Phi\big(\widetilde{K}_4 - \rho_{xh}\sigma_x\big)}{\Phi\big(\widetilde{K}_4\big)}. \tag{2.32}$$

Proposition 2.5. *La connaissance des deux gradients d'hétérogénéité à l'unité de terre permet d'avoir une stratégie de préservation (i) respectivement moins, autant, plus coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire selon que ρ_{yh} est positif, nul ou négatif et (ii) respectivement plus, autant, moins bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire selon que ρ_{xh} est négatif, nul ou positif.*

Démonstration. (i) $CM_4 \gtreqless CM_1$ selon $\rho_{yh} \lesseqgtr 0$ car $\sigma_y > 0$. (ii) $BM_4 \gtreqless CM_1$ selon $\rho_{xh} \lesseqgtr 0$ car $\sigma_x > 0$. □

Les unités de terre présentant les plus faibles valeurs de h sont ici sélectionnées d'abord.

14. $\rho_{xh} = \frac{cov(\ln(x),h)}{\sigma_x \cdot \sigma_h} = \frac{\mathbb{E}(\ln(x)(\ln(y) - \ln(x)))}{\sigma_x \cdot \sigma_h} = \frac{cov(\ln(x),\ln(y)) - var(\ln(x))}{\sigma_x \cdot \sigma_h} = \frac{\rho_{xy}\sigma_y - \sigma_x}{\sigma_h}$.

Elles sont relativement moins bénéfiques pour la gestion de l'eau si ρ_{xh} est positif et relativement plus coûteuses pour l'agriculture si ρ_{yh} est négatif. Par (2.28), la sélection aléatoire présente des coûts (resp. bénéfices) à l'hectare de terre préservée inférieurs (supérieurs) à la règle de sélection optimale lorsque :

$$\text{resp.} \quad \rho_{xy} > \frac{\sigma_y}{\sigma_x} \quad \text{et} \quad \rho_{xy} > \frac{\sigma_x}{\sigma_y}. \tag{2.33}$$

Ces deux inégalités représentent les cas les plus défavorables où la sélection aléatoire peut dominer partiellement la règle optimale. Elles correspondent aux conditions des propositions 2.2 et 2.4 où l'utilisation des informations agricoles ou hydrologique est dominée par la sélection aléatoire. Lorsqu'il est plus efficace d'ignorer l'information agricole (resp. hydrologique), l'utilisation de la totalité de l'information entraîne des coûts moyens supérieurs (bénéfices moyens inférieurs) à la sélection aléatoire (Figure 1.7 du chapitre 1, p. 49). L'utilisation optimale de la totalité de l'information ne permet donc pas d'assurer, pour certaines structures de l'hétérogénéité, des coûts moyens ou des bénéfices moyens inférieurs à la sélection aléatoire. Par contre, du point de vue de l'efficacité économique globale, l'utilisation de la totalité de l'information permet toujours de faire mieux que la sélection aléatoire :

$$\frac{CM_4}{BM_4} < \frac{CM_1}{BM_1} \quad \text{car} \quad \rho_{yh} \cdot \sigma_y > \rho_{xh} \cdot \sigma_x \quad \text{et} \quad \sigma_h^2 > 0 \tag{2.34}$$

Proposition 2.6. *Il est toujours optimal pour le régulateur d'utiliser la totalité de l'information lorsqu'elle est disponible.*

L'efficacité relative de la sélection en information parfaite sur le choix aléatoire est croissante en σ_h donc croissante avec la variabilité des deux gradients d'hétérogénéité et décroissante avec la corrélation entre x et y. Ce résultat signifie que plus la corrélation entre les gradients d'hétérogénéité est forte, moins le régulateur a d'intérêt à adopter une sélection optimale relativement à la sélection aléatoire, toutes choses égales par ailleurs.

2.3.5 Synthèse

L'évaluation moyenne *ex ante* – sur un échantillon représentatif – du rapport coût/bénéfice global associé à une intervention du type « *protéger 20 000 ha de zones humides* » (Grenelle de l'environnement, Aoubid and Gaubert, 2010) produit les effets suivants, selon la règle de sélection implémentée[15] :

Sélection des moindres coûts agricoles :

15. Rappelons que les différentes règles de sélection sont issues de l'acquisition d'information, de mécanismes incitatifs ou de contrats en direction des usagers de la terre. Ces méthodes peuvent présenter des coûts supplémentaires qu'il conviendrait d'évaluer, mais cela dépasse les objectifs du présent travail.

- le coût moyen est toujours surestimé,
- le bénéfice moyen est sous-estimé (resp. surestimé) si $\rho_{xy} < 0$ ($\rho_{xy} > 0$),
- le rapport coût moyen sur bénéfice moyen est surestimé (resp. sous-estimé) si $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$ ($\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$).

Sélection des meilleurs bénéfices hydrologiques :

- le coût moyen est surestimé (resp. sous-estimé) si $\rho_{xy} < 0$ ($\rho_{xy} > 0$),
- le bénéfice moyen est toujours sous-estimé,
- le rapport coût moyen sur bénéfice moyen est surestimé (resp. sous-estimé) si $\rho_{xy} < \sigma_x/\sigma_y$ ($\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$).

Sélection des moindres coûts par unité de bénéfice :

- le coût moyen est surestimé (resp. sous-estimé) si $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$ ($\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$),
- le bénéfice moyen est sous-estimé (resp. surestimé) si $\rho_{xy} < \sigma_x/\sigma_y$ ($\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$),
- le rapport coût moyen sur bénéfice moyen est toujours surestimé.

Globalement, baser l'évaluation économique sur des valeurs moyennes tend à être trop conservateur relativement à une sélection des parcelles prenant en compte l'hétérogénéité. Il est toujours possible de faire mieux que la sélection aléatoire, à condition d'avoir une idée des paramètres afin de choisir l'information appropriée. Posséder un intervalle de valeurs probables des paramètres, sans aller jusqu'à l'information à l'unité de terre, peut permettre de définir la meilleure la règle de sélection (en fonction des objectifs).

Les surfaces de terre préservée, les coûts totaux et les bénéfices totaux possèdent de nombreux déterminants (en particulier les valeurs seuils $\widetilde{K}_2$, $\widetilde{K}_3$ et $\widetilde{K}_4$) qui se mélangent avec les effets relatifs étudiés par comparaison à la sélection aléatoire. De ce fait, l'interprétation des résultats analytiques précédents entre les différentes règles de sélection n'est pas aisée. Par exemple, les conditions selon lesquelles le cas à information agricole aboutit à plus de terre protégée que le cas avec l'information hydrologique peuvent être établies mais le résultat dépend de la différence des prix, de la différence des moyennes des logarithmes de x et y ainsi que de la différence des moments d'ordres supérieurs. Elles ne sont donc pas d'un grand intérêt pratique. Cette constatation est une conséquence de l'imbrication déjà mentionnée de deux caractéristiques de l'optimalité. Raisonner les structures informationnelles à objectifs constants va permettre de les comparer. Les objectifs de la préservation ne sont alors plus choisis librement par le régulateur, ils proviennent du contexte institutionnel.

2.4 Contexte institutionnel

Les objectifs associés à une intervention foncière peuvent s'exprimer de nombreuses manières. Le Grenelle de l'environnement fixe un objectif en termes de surfaces préservées, une intervention est souvent contrainte par les budgets disponibles alors que la directive-cadre com-

munautaire sur l'eau mentionne un objectif de résultat. L'optimalité économique n'est que rarement explicite dans les objectifs des régulateurs qui doivent agir sous ce type de contraintes vis-à-vis des objectifs à atteindre. Les deux lemmes suivants permettent de présenter cette analyse de manière plus concise (démonstrations en annexe 2.C, p. 81) :

Lemme 2.1.

$$\rho_{xy} > \rho_{xh}\,. \tag{2.35}$$

Corollaire 2.1.

$$\rho_{xy} > -\rho_{yh}\,. \tag{2.36}$$

Lemme 2.2.

$$\frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_x} < 0\,,\quad \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_y} > 0 \quad et \quad \frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \rho_{xy}} \lessgtr 0 \quad selon \quad \rho_{xy} \lessgtr \frac{\sigma_x}{\sigma_y}\,. \tag{2.37}$$

Corollaire 2.2.

$$\frac{\partial \rho_{xh}}{\partial \sigma_x} < 0\,,\quad \frac{\partial \rho_{xh}}{\partial \sigma_y} > 0 \quad et \quad \frac{\partial \rho_{xh}}{\partial \rho_{xy}} \lessgtr 0 \quad selon \quad \rho_{xy} \gtrless \frac{\sigma_y}{\sigma_x}\,. \tag{2.38}$$

Le premier lemme et son corollaire illustrent une propriété importante des modèles à hétérogénéité bidimensionnelle. Étant acquis qu'une corrélation ρ_{xy} positive favorise les positions conservatrices sur l'acceptabilité économique de la préservation (l'unité de bénéfice coûte en moyenne relativement plus), la sélection par le biais de h minorera toujours cet effet. Le principe économique sous-jacent est relativement simple : une préservation est d'autant plus acceptable qu'elle est bien implémentée. Le deuxième lemme et son corollaire seront utiles pour exprimer les résultats en termes des paramètres initiaux de l'hétérogénéité.

2.4.1 Contrôle des surfaces

Les trois règles de sélection (n° 2 : moindres coûts, n° 3 : bénéfices maximum et n° 4 : moindres rapports coûts sur bénéfices) sont ici utilisées pour atteindre un objectif exogène en termes de surfaces agricoles préservées. Cela revient à poser $L_x^{(2)} = L_x^{(3)} = L_x^{(4)}$ pour que, par les équations (2.15), (2.21), (2.29), nous puissions définir :

$$K_S := \widetilde{K}_2 = -\widetilde{K}_3 = \widetilde{K}_4. \tag{2.39}$$

K_S peut alors être substitué dans les valeurs agrégées de la section 2.3 pour obtenir :

Proposition 2.7. *Pour une même quantité de surface préservée, la hiérarchie des coûts totaux est la suivante :*

$$CT_2 < CT_4 < CT_3 \tag{2.40}$$

Démonstration. $\Phi\big(K_S - \sigma_y\big) < \Phi\big(K_S - \rho_{yh}\sigma_y\big) < \Phi\big(K_S + \rho_{xy}\sigma_y\big)$ car, par l'utilisation du corollaire 2.1 : $\sigma_y > \rho_{yh}\sigma_y > -\rho_{xy}\sigma_y$. □

Les règles de sélection s'ordonnent donc sans ambiguïté en fonction de leurs coûts totaux d'acquisition de la terre. La sélection des moindres coûts agricoles est moins coûteuse que la sélection des moindres rapports coûts-bénéfices, elle-même moins coûteuses que la sélection des bénéfices maximaux. La proposition 2.7 fait également apparaître les déterminants des écarts. La règle 2 est d'autant moins coûteuse que la variabilité des rendements agricoles est forte. L'écart de coût total entre la 2 et la 4 dépend négativement de ρ_{yh}, donc est croissant en σ_y, décroissant en σ_x et la relation avec ρ_{xy} dépend de l'inégalité $\rho_{xy} \lessgtr \sigma_x/\sigma_y$ (lemme 2.2). L'écart de coût entre la règle 2 et la règle 3 dépend de ρ_{xy} (en plus de σ_y qui a un effet multiplicatif). Lorsque les faibles rendements agricoles correspondent à de fortes contributions à la qualité de l'eau ($\rho_{xy} \to -1$) les coûts issus des sélections 3 et 4 tendent vers ceux de la sélection 2. À l'inverse, les écarts s'amplifient lorsque la corrélation s'approche de 1. La variabilité des bénéfices, enfin, rapproche les coûts de la sélection 4 vers ceux de la 2, en les éloignant donc de la règle 3.

Toujours à surfaces préservées constantes, les bénéfices totaux s'ordonnent comme suit :

Proposition 2.8. *Pour une même quantité de surface préservée, la hiérarchie des bénéfices totaux est la suivante :*

$$BT_3 < BT_4 < BT_2 \tag{2.41}$$

Démonstration. $\Phi\big(K_S + \sigma_x\big) > \Phi\big(K_S - \rho_{xh}\sigma_x\big) > \Phi\big(K_S - \rho_{xy}\sigma_x\big)$ car, par l'utilisation du lemme 2.1 : $\sigma_x > -\rho_{xy}\sigma_x > -\rho_{xy}\sigma_x$. □

La hiérarchie des bénéfices est inversée par rapport à celle des coûts et la variabilité des bénéfices sert d'échelle (multiplicative) aux écarts entre les règles de sélection. L'écart des bénéfices entre les règles 2 et 3 est indépendant de la variabilité des rendements agricoles, il dépend positivement de la corrélation entre les coûts et les bénéfices. La sélection 4 se rapproche d'autant plus de la sélection 3 que la variabilité des rendements agricoles est faible, que la variabilité des contributions à la gestion de l'eau est forte et que la corrélation est négative (resp. positive) si $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$ ($\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$). Ces interprétations sont directement issues du corollaire 2.2. Le résultat le plus contre-intuitif de l'utilisation du corollaire est l'apparition de gains relatifs (pour la règle 4) issues d'une croissance de la corrélation lorsque $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$. Il est donc possible qu'une forte corrélation entre les coûts et les bénéfices rapproche les bénéfices totaux issus de la règle 4 de ceux de la règle 3.

Les résultats précédents permettent d'ordonner les règles selon leurs coûts moyens et leurs bénéfices moyens. Cependant, ils ne déterminent pas directement une hiérarchie de l'efficacité économique (en termes de bénéfices totaux rapportés aux coûts totaux). La règle qui permet d'obtenir les coûts les plus (resp. moins) avantageux est celle qui produit les bénéfices les plus faibles (forts). Le résultat sera établi plus indirectement dans les sous-sections suivantes.

2.4.2 Contrôle du budget disponible

Considérons désormais que les trois règles de sélection sont utilisées pour un budget donné, soit : $CT_2 = CT_3 = CT_4$. Le contexte institutionnel correspond à une régulation par le budget accordé à l'organisme en charge de la gestion de l'eau. Ce cas correspond à ce qu'étudient Wu et al. (2001) et des résultats semblables sont retrouvés ici. De plus, la spécification d'une distribution log-normale permet d'identifier les paramètres qui sont à la base d'écarts entre les différentes stratégies. En utilisant (2.16), (2.22), (2.30), l'égalité des budgets entre les trois logiques d'intervention implique :

$$K_C := \widetilde{K}_2 - \sigma_y = -\widetilde{K}_3 + \rho_{xy}\sigma_y = \widetilde{K}_4 - \rho_{yh}\sigma_y, \tag{2.42}$$

Proposition 2.9. *Pour un même budget, la hiérarchie des surfaces préservées est :*

$$L_2 > L_4 > L_3 \tag{2.43}$$

Démonstration. $\Phi\big(K_C + \sigma_y\big) > \Phi\big(K_C + \rho_{yh}\sigma_y\big) > \Phi\big(K_C - \rho_{xy}\sigma_y\big)$ car, par l'utilisation du corollaire 2.1 : $\sigma_y > \rho_{yh}\sigma_y > -\rho_{xy}\sigma_y$. □

La hiérarchie est inversée par rapport à la proposition 2.7. La stratégie 2, qui permettait de préserver une même quantité de surface à moindre coût, permet également de préserver le plus de surfaces pour un coût donné. Les effets des paramètres de la distribution sur les différentiels entre règles sont identiques à ceux décrits dans l'interprétation de la proposition 2.7. La variabilité des rendements agricoles augmente les gains relatifs aux règles 2 et 4, la variabilité des bénéfices influe sur la position de la règle 4 entre les deux autres et la corrélation éloigne la 3 de la 2 et a un effet ambigu sur la position relative de la 4. Par contre, des différences apparaissent lorsque l'on considère les différentiels de bénéfices agrégés.

Proposition 2.10. *Pour un même budget, la hiérarchie des bénéfices atteints est :*

$$BT_4 > BT_2 \lesseqgtr BT_3 \tag{2.44}$$

Démonstration. $\Phi\big(K_C + \sigma_h\big) > \Phi\big(K_C + \rho_{yh}\sigma_h\big) \lesseqgtr \Phi\big(K_C - \rho_{xh}\sigma_h\big)$ car, par les ensembles de définition des corrélations : $\sigma_h > \rho_{yh}\sigma_h \lesseqgtr \rho_{xh}\sigma_h$. □

Pour un budget quelconque, la règle 4 de sélection des unités de terre permet toujours de présenter des bénéfices supérieurs aux deux alternatives. La différence est d'autant plus importante que σ_h est important. Pour remonter aux paramètres structurels de la distribution, les inégalités $\rho_{xy} \lesseqgtr \sigma_y/\sigma_x$ et $\rho_{xy} \lesseqgtr \sigma_x/\sigma_y$ se révèlent déterminantes (voir la preuve du lemme 2.2 en annexe 2.C). Dans les cas les plus probables (respectivement $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$ et $\rho_{xy} < \sigma_x/\sigma_y$) les variabilités des coûts agricoles et des bénéfices hydrologiques influencent positivement l'écart

entre la règle 4 et les deux autres. Ces effets ne sont plus vérifiés lorsque les inégalités sont renversées. La présence d'un forte variabilité des coûts va alors, par exemple, rapprocher les bénéfices de la règle 3 de ceux de la règle 4.

Les contributions à la gestion de l'eau issues des règles 2 et 3 ne peuvent pas être hiérarchisées sans ambiguïté. Ce résultat, qui était déjà obtenu par Wu et al. (2001) (p. 337), est ici plus précis. L'inégalité qui permet de statuer entre 2 et 3 sur la règle la plus efficace à budget donné ($\rho_{yh} \lesseqgtr \rho_{xh}$) se ramène à une comparaison des variabilités relatives ($\sigma_y \lesseqgtr \sigma_x$). Si les coûts (resp. bénéfices) sont plus variables alors la règle 2 (3) produit des bénéfices hydrologiques supérieurs à la règle 3 (2). La proposition 2.10, couplée au lemme 2.2 et à son corollaire, permet d'expliquer les sources d'écarts entre les différentes règles. Les règles 2 et 4 permettent d'obtenir les mêmes bénéfices lorsque $\rho_{xy} = \sigma_x/\sigma_y$ alors que l'équivalence avec la règle 3 s'établit lorsque $\rho_{xy} = \sigma_y/\sigma_x$. La règle 2 s'éloigne de la règle 4 lorsque $\rho_{yh} \to -1$, ce qui est d'autant plus probable que la variabilité des coûts est faible et que la variabilité des bénéfices est forte (lemme 2.2). La règle 3 s'éloigne de la règle optimale lorsque $\rho_{xh} \to 1$, ce qui est d'autant plus probable que la variabilité des coûts est forte et que la variabilité des bénéfices est faible. La corrélation est globalement source de divergence des règles 2 et 3 par rapport à la 4 même si des situations inverses peuvent survenir pour 2 lorsque $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$ ou pour 3 lorsque $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$.

Cette dernière proposition compare des bénéfices à coûts constants, ce qui permet de conclure sur l'efficience économique totale. La règle 4 se révèle ainsi toujours plus efficiente alors que la hiérarchie entre les deux autres dépend des variabilités relatives. L'implémentation de la sélection optimale permet donc d'atteindre le bénéfice maximum quel que soit le budget accordé. Par contre, sur la base des propositions 2.9 et 2.10, il n'est pas possible de hiérarchiser les trois règles selon leurs bénéfices moyens à l'unité de terre préservée.

2.4.3 Contrôle de la gestion de l'eau

Considérons désormais que le contexte institutionnel impose à l'organisme en charge de l'intervention foncière un objectif en termes de contribution à la gestion de l'eau. La contrainte $BT_2 = BT_3 = BT_4$ entre les équations (2.17), (2.23) et (2.31) se traduit comme suit :

$$K_B := \widetilde{K}_2 - \rho_{xy}\sigma_x = -\widetilde{K}_3 + \sigma_x = \widetilde{K}_4 - \rho_{xh}\sigma_x, \tag{2.45}$$

Proposition 2.11. *Pour un même objectif en termes de bénéfices, la hiérarchie des surfaces préservées est :*

$$L_2 > L_4 > L_3 \tag{2.46}$$

Démonstration. $\Phi\big(K_B + \rho_{xy}\sigma_x\big) > \Phi\big(K_B + \rho_{xh}\sigma_x\big) > \Phi\big(K_B - \sigma_x\big)$ car, par l'utilisation du lemme 2.1 :

$\rho_{xy}\sigma_x > \rho_{xh}\sigma_x > -\sigma_x$. □

La hiérarchie des règles sur les quantités de surfaces préservées de la proposition 2.9 est maintenue, cibler les moindres coûts représente le cas où les surfaces préservées sont les plus importantes à la fois pour un objectif de budget et pour un objectif de bénéfice. Lorsque le bénéfice est exogène, la variabilité des x amplifie les écarts de surfaces entre les différentes règles de sélection. Les surfaces préservées dans le cas d'une sélection 4 oscillent entre les surfaces préservées dans la règle 2 lorsque $\rho_{xh} \to \rho_{xy}$ et les surfaces préservées dans la règle 3 lorsque $\rho_{xh} \to -1$. La règle 4 se rapproche d'autant plus de la 3 que la variabilité des coûts (resp. bénéfices) est faible (forte) alors que l'effet de la corrélation est ambigu (corollaire 2.2). Toutes choses égales par ailleurs, la variabilité des bénéfices est source d'écarts dans les surfaces préservées entre les trois règles.

Proposition 2.12. *Pour un même objectif en termes de bénéfices, la hiérarchie des coûts totaux est :*

$$CT_4 < CT_2 \lesseqgtr CT_3 \tag{2.47}$$

Démonstration. $\Phi\big(K_B - \sigma_h\big) < \Phi\big(K_B - \rho_{yh}\sigma_y\big) \lesseqgtr \Phi\big(K_B + \rho_{xh}\sigma_h\big)$ car, par les ensembles de définition des corrélations : $\sigma_y < -\rho_{yh}\sigma_y \lesseqgtr \rho_{xh}\sigma_y$. □

La règle de sélection la moins coûteuse est toujours la 4. Son efficacité relative dépend de σ_h, c'est-à-dire positivement de σ_y lorsque $\rho_{xy} < \sigma_y/\sigma_x$ et négativement sinon. L'effet de la variabilité des coûts dépend également du signe de ρ_{yh} avec des effets contre-intuitifs (i.e. une hausse de la variabilité diminue les gains relatifs de 4) lorsque $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$. La même chose apparaît au sujet des bénéfices lorsque $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$. Plus les bénéfices sont variables relativement aux coûts et plus la règle 2 est coûteuse relativement à la 3. Ce sont respectivement ρ_{yh} et ρ_{xh} qui représentent l'écart avec la règle 4. Ils indiquent que la sélection par les coûts (resp. bénéfices) est d'autant plus éloignée (proche) de la règle 4 que la variabilité des coûts est forte (la variabilité des bénéfices faible). La corrélation ρ_{xy} est globalement source de divergence des règles 2 et 3 par rapport à la 4, même si ce résultat s'inverse pour des corrélations relativement fortes.

Lorsque les différentes règles de sélection sont comparées pour des mêmes objectifs en termes de surfaces, coûts et bénéfices, les paramètres de la distribution des hétérogénéités se révèlent déterminants sur les conséquences économiques et hydrologiques d'une intervention foncière. Cela nous permet en outre de retrouver et de préciser certains résultats de la littérature. Les hiérarchies et les ordres de grandeurs relatifs qui émergent sont valables quels que soient les niveaux des objectifs à atteindre. Deux résultats principaux émergent : l'apparition de situations relatives défavorables pour la règle 4 lorsque $\rho_{xy} > \sigma_x/\sigma_y$ ou $\rho_{xy} > \sigma_y/\sigma_x$ et la dépendance de l'efficacité entre les règles 2 et 3 sur la variabilité relative des gradients d'hété-

rogénéité (indépendamment de la corrélation).

2.5 Analyse de sensibilité

L'objectif de cette section est d'illustrer et de tester la robustesse des propositions du chapitre à la log-normalité de la distribution jointe de l'hétérogénéité. L'analyse est basée sur la simulation de distributions statistiques alternatives au moyen d'un générateur de variables aléatoires. Pour chaque distribution jointe étudiée, la simulation consiste en un tirage de 10 000 réalisations où chaque couple (x, y) généré est considéré comme une unité de terre en utilisation agricole avant l'intervention foncière. Sur la base de ces dotations en terre simulées, les quatre règles de sélection des parcelles préalablement étudiées sont implémentées. La comparaison des résultats simulés aux propositions théoriques est effectuée par interprétation graphique.

2.5.1 Principe

Afin de spécifier un ensemble large de distributions bivariées, la simulation utilise la théorie statistique des fonctions copules (Nelson, 2006) dont les applications en théorie économique se développent (Frees and Valdez, 1998; Li, 2000; Smith, 2003; Neto, 2006). Une copule permet de coupler plusieurs distributions marginales classiques (univariées) en une distribution jointe (multivariée). L'utilisation de fonctions copules permet en particulier de spécifier des dépendances plus larges que la dépendance linéaire des normales multivariées. Cette possibilité est déterminante pour vérifier les propriétés attribuées à la corrélation (mesure linéaire de la dépendance). Le simulateur utilisé ici est décrit dans Kojadinovic and Yan (2010) et programmé pour le logiciel R. Les distributions simulées se regroupent en trois catégories dont les résultats sont présents dans l'annexe 2.D, p. 83 : les distributions log-normales bivariées (Figure 2.1, Figure 2.2, Figure 2.3), les distributions issues de copules gaussiennes (Figure 2.4, Figure 2.5) et une distribution issue d'une copule alternative (Figure 2.6).[16] Les six cas décrits en détail dans cette section ont été sélectionnés pour la diversité des spécifications et la représentativité des résultats.

L'analyse de sensibilité repose sur des courbes de Lorenz généralisées par une adaptation des méthodologies de Babcock et al. (1996); Ferraro (2003); Messer (2006), obtenues en multipliant les courbes de Lorenz par l'espérance de la variable que l'on considère (Shorrocks, 1983). Ce sont des sommes cumulatives au sein d'un échantillon préalablement trié. Pour notre application, la méthode consiste à trier les unités de terre simulées selon les différentes règles de sélection pour calculer les sommes cumulatives en termes de nombres de réalisations (qui

16. Les simulations effectuées sont plus nombreuses que celles reportées ici avec des résultats disponibles sur demande.

sont les surfaces préservées) et des valeurs de x et y (qui seront respectivement les bénéfices et les coûts agrégés). Les valeurs cumulées sont ensuite représentées dans trois repères : les coûts totaux en fonction des surfaces préservées, les bénéfices totaux en fonction des surfaces préservées et les bénéfices totaux en fonction des coûts totaux. Les figures de l'annexe 2.D (p. 83) décrivent ainsi l'ensemble des possibilités offertes à l'intervention foncière. Cela permet de vérifier si les principes théoriques précédents, qui veulent que les hiérarchisations en termes de surfaces, de coûts et de bénéfices soient invariants à l'objectif de l'intervention, restent valables.

Chaque figure de l'annexe 2.D correspond à une distribution de l'hétérogénéité, avec pour chacune quatre graphiques associés. Les graphiques A représentent les distributions des 10 000 unités de terre avec leurs courbes d'équiprobabilité pour illustrer la structure de l'hétérogénéité. Pour chacune des figures B, C et D, les quatre règles de sélection, relatives aux quatre types d'informations disponibles, sont représentées. Le choix aléatoire est décrit par une diagonale car les espérances de coûts et de bénéfices sont constantes, voir (2.12) et (2.13). Une autre propriété de telles courbes cumulatives est qu'elles se rencontrent en deux points (en bas à gauche et en haut à droite des graphiques), qui correspondent aux situations extrêmes pour lesquelles, soit aucune unité de terre n'est préservée, soit toutes les terres sont préservées. Pour ces deux situations, il est clair que les surfaces, les coûts et les bénéfices agrégés sont indépendants de la règle de sélection des parcelles.

Pour simplifier l'interprétation des graphiques, deux remarques sur les relations entre l'ordonnancement des courbes de Lorenz et les hiérarchies des règles de sélection doivent être formulées. D'une part, il est connu que le coefficient de Gini représente le double de l'aire entre la courbe de Lorenz et la diagonale qui correspond ici à la sélection aléatoire (Ferraro, 2003). D'autre part, lorsqu'une variable positive i est distribuée selon une loi log-normale, son coefficient de Gini s'écrit (Aitchison and Brown, 1957) :

$$G_i = 2 \times \Phi\big(\sigma_i/2\big) - 1. \tag{2.48}$$

L'inégalité d'une distribution log-normale augmente avec son écart-type. La distribution est égalitaire lorsque $\sigma_i = 0$. Dans ce cas, le coefficient de Gini est nul ($\Phi(0) = 1/2$) et la courbe de Lorenz se confond avec la diagonale. Pour l'analyse de sensibilité, deux modifications à cette interprétation seront effectuées. D'une part, les surfaces entre nos courbes de Lorenz généralisées et les diagonales s'interprètent comme des gains ou des pertes (selon qu'elles se situent à droite ou à gauche) relativement à la sélection aléatoire. D'autre part, il existe une relation entre les aires sous ou sur les courbes de Lorenz généralisées et les paramètres de la distribution de l'hétérogénéité tels qu'ils sont présentés dans les propositions 2.1–2.12. La ressemblance analytique entre la formule du coefficient de Gini et les formules des coûts et bénéfices agrégés n'est pas anodine. Nous ne rentrons pas plus dans les détails des relations entre les valeurs agrégées

(surfaces, coûts, bénéfices) et les coefficients de Gini pour le cas log-normal, le but étant ici de vérifier la validité de ces résultats pour des distributions alternatives.

2.5.2 Cas log-normaux

La distribution de l'hétérogénéité dans la Figure 2.1 (p.83) constitue une sorte de situation de référence. Les moyennes des logarithmes des coûts et des bénéfices sont égaux à l'unité et les bénéfices admettent une variabilité supérieure aux coûts ($\widehat{\sigma}_x = 1,2$ et $\widehat{\sigma}_y = 0,75$). La corrélation est simulée positive avec un coefficient de $0,3$. Les coûts et les bénéfices en fonction des surfaces préservées (1B et 1C) illustrent les résultats de la section 2.3. Les règles de sélection 2 et 4 permettent, pour n'importe quelle surface préservée, d'obtenir un coût inférieur à la sélection aléatoire et les règles 3 et 4 permettent d'atteindre un bénéfice à l'unité plus important. La corrélation positive entraîne que la sélection 3 (resp. la sélection 2) soit plus coûteuse (moins bénéfique) à l'hectare que la sélection 1. La variabilité supérieure des bénéfices permet de présenter la hiérarchie suivante : 4 mieux que 3 mieux que 2 mieux que 1 (1D). Ce résultat, directement issu des propositions 2.10 et 2.12, est valable quels que soient les bénéfices ou les coûts atteints.

La Figure 2.2 garde les mêmes paramètres pour les distributions marginales des x et y mais introduit une corrélation négative ($\widehat{\rho}_{xy} = -0.45$). Les hiérarchies entre les règles 2, 3 et 4 restent les mêmes, par contre la sélection 2 (resp. 3) devient plus bénéfique (moins coûteuse) que la sélection aléatoire (car corrélation négative, propositions 2.1 (ii) et 2.3 (i)). En conséquence de la diminution de la corrélation et des propositions 2.9 et 2.11, les gains issus des sélections 2 et 3 se rapprochent de la sélection optimale. Le bénéfice de l'information parfaite diminue et donc l'intérêt de l'acquérir. Les propositions 2.5 et 2.6 sont vérifiées car la diminution de la corrélation augmente $\widehat{\sigma}_h$ et donc les gains absolus issus de la règle 4.

Dans la Figure 2.3, les paramètres sont choisis de manière à obtenir $\widehat{\rho}_{xy} > \widehat{\sigma}_y/\widehat{\sigma}_x$, une paramétrisation qui était source de résultats contre-intuitifs. Par rapport aux distributions précédentes, cela revient à augmenter la corrélation à 0,6 et diminuer la variabilité des coûts à 0,5. Pour garder une même moyenne des coûts, la diminution de l'écart-type est compensée par une augmentation de la moyenne de leurs logarithmes : $\widehat{\mu}_y = 1,16$. Visuellement, cette distribution de l'hétérogénéité ne semble pas atypique. Pourtant, la règle optimale est plus coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire, quelles que soient les surfaces préservées. Elle reste cependant moins coûteuse que la règle 3 qui présente encore plus d'écart avec la diagonale. L'élément contre-intuitif est que la règle 2 devient moins efficace que la sélection aléatoire (la courbe de Lorenz est à droite de la diagonale, proposition 2.2). Dans ce cas là, l'information agricole n'a pas de valeur économique pour l'intervention foncière.

2.5.3 Copules bivariées

Les trois simulations suivantes dévient de l'hypothèse de log-normalité. Pour les figures 2.4 et 2.5, les logarithmes des bénéfices sont supposés suivre des distributions exponentielles, couplées à des distributions toujours log-normales des coûts au moyen d'une copule gaussienne (Kojadinovic and Yan, 2010). Les deux distributions exponentielles ont un paramètre λ égal à 2 de manière à ce que leur moyenne soit égale à $1/2$ (par les propriétés classiques de la distribution exponentielle).

Dans la Figure 2.4, relativement aux cas log-normaux, une quantité plus importante d'unités de terre présente des bénéfices faibles. La corrélation est fixée à 0,28 donc la règle 3 (resp. 2) est plus coûteuse (moins bénéfique) à l'hectare que la règle 1 ce qui est conforme à nos propositions 2.1 et 2.3, malgré un relâchement des hypothèses qui ont conduit à les établir. La forme des relations entre les surfaces protégées et les coûts cumulés ne semble pas dépendante de la distribution des bénéfices, y compris lorsque ces bénéfices servent de règle de sélection. À l'inverse, les relations entre les bénéfices cumulés et les surfaces sont modifiées quelle que soit la règle de sélection. Les gains (par rapport à la sélection aléatoire) de la règle 3 croissent plus rapidement pour de faibles surfaces protégées qu'ils ne décroissent pour des surfaces protégées importantes. Cette asymétrie apparaît également pour les courbes des bénéfices en fonction des surfaces pour les règles 2 et 4. La règle de sélection par les coûts se révèle systématiquement préférée à la sélection des bénéfices, ce qui permet de valider la robustesse des propositions 2.10 et 2.12. La forme des courbes de Lorenz associées aux règles 2 et 4 ne semble pas modifiée par le changement de la distribution des bénéfices, à la différence de la courbe de la règle 3 qui maintient son asymétrie dans le repère pertes cumulées-gains cumulés.

Pour la Figure 2.5, la structure de la distribution jointe est identique (bénéfices exponentiels, coûts log-normaux et copule gaussienne) sauf que la variabilité des coûts et la corrélation augmentent. L'échantillon généré est tel que $\widehat{\rho}_{xy} > \widehat{\sigma}_x/\widehat{\sigma}_y$. Les résultats de l'hypothèse log-normale restent valables. La courbe de la règle 4 est très proche de la courbe 2 que ce soit en termes de coût à l'unité de terre préservée ou de bénéfices par unité de coût (respectivement propositions 2.3 (i) et 2.7). Par symétrie à la simulation log-normale n° 3, l'information sur les bénéfices n'a pas de valeur économique puisque la règle 3 est moins bénéfique par unité de coût que la sélection aléatoire, proposition 2.4.

Dans la figure 2.6, la structure de la dépendance est modifiée pour passer d'une dépendance gaussienne à une dépendance dite de Clayton (Kojadinovic and Yan, 2010). Pour la comparaison, les distributions marginales redeviennent log-normales. La dépendance *à la* Clayton admet pour particularité d'avoir une corrélation supérieure pour de faibles réalisations, alors qu'elle diminue pour des valeurs importantes. Malgré la présence de distributions marginales identiques (log-normales), les coûts cumulés issus des règles 3 et 4 sont modifiés tout comme

les bénéfices cumulés des règles 2 et 4. La comparaison avec les figures précédentes permet de faire apparaître des effets différenciés entre des modifications dans les distributions marginales et la copule qui représente la dépendance entre elles. Un changement dans la distribution des bénéfices modifie les courbes de bénéfices en fonction des surfaces pour les trois règles de sélection, alors qu'un changement dans la dépendance modifie les courbes de bénéfice uniquement pour les règles 2 et 4.

Un changement dans la dépendance entraîne un rejet d'une certaine partie des propositions 2.10 et 2.12 qui concernent l'écart entre l'efficacité de la règle 2 et celle de la règle 3. La dépendance de type Clayton[17] fait qu'il est impossible de statuer, indépendamment des objectifs, sur la meilleure règle entre 2 et 3. Dans ce cas où les variabilités sont identiques $\widehat{\sigma}_x = \widehat{\sigma}_y = 1$, le modèle théorique prévoit une indifférence entre les deux règles de sélection. Cette indifférence est maintenue si l'on compare les aires sous les courbes de Lorenz. Par contre, selon la quantité de terre préservée, il existe une meilleure règle. En particulier, la règle de sélection 3 se retrouve plus efficace pour de faibles quantités de terre préservée et inversement pour la sélection 2. Il y a donc un risque à utiliser l'information agrégée sur la distribution pour sélectionner les règles de sélection, y compris lorsque chaque gradient d'hétérogénéité est log-normal.

2.6 Conclusion

Le modèle présenté ici se concentre sur les coûts et les bénéfices issus du retrait de l'usage agricole (c'est-à-dire une préservation) de la terre pour augmenter la production d'une fonction environnementale particulière : l'épuration de l'eau. Il permet d'articuler les effets de l'information disponible et du contexte institutionnel avec l'hétérogénéité de la terre. Les résultats présentent un intérêt sur deux aspects pratiques.

(i) Sur la valeur de l'information, le modèle permet d'en identifier les origines à travers les variabilités et la corrélation des hétérogénéités. Qu'elle soit agricole ou hydrologique, l'information a d'autant plus de valeur pour le régulateur (permet de faire de meilleurs choix) qu'elle est variable. En considérant qu'une information plus variable est plus coûteuse à acquérir et à intégrer dans la pratique, un arbitrage semble se profiler sur une quantité ou une précision optimales. À l'inverse, une corrélation forte entre les hétérogénéités fait diminuer l'intérêt d'une source additionnelle d'information. En considérant que disposer de l'information est nécessaire pour connaître la corrélation, il y a un problème de simultanéité. Il correspond au risque de se rendre compte *a posteriori* que l'information coûteuse n'apporte peu. La présence d'une information imparfaite pour aiguiller les choix est alors déterminante.

La situation où l'organisme en charge de la régulation possède l'information et se questionne sur l'utilité de s'en servir est également intéressante, car il y a souvent plusieurs utili-

17. Ou d'autres qui ont été testées, en particulier la copule de Gumbel.

sations pour l'information sur l'hétérogénéité de la terre. L'information agricole peut être utile pour établir les coûts de fourniture en services écosystémiques mais également pour diminuer l'autosélection associée à la mise en place d'une assurance sur les récoltes ou pour compenser les handicaps naturels. L'information hydrologique peut également être d'intérêt pour les questions d'extension urbaine, de prévention des risques d'inondation ou des volumes prélevables dans un contexte de changement climatique. Ces autres sources de valorisation doivent être additionnées à la valeur de l'information pour l'intervention foncière, telle qu'elle a été décrite ici.

(ii) Sur l'implémentation d'une politique publique, la comparaison entre les contextes institutionnels apporte des éléments sur les différences entre les structures de délégation. Ce point est crucial étant donné le caractère non marchand de la plupart des fonctions environnementales liées à l'usage de la terre et la solution *command and control* souvent utilisée dans la pratique. Comme pour le paragraphe précédent, la préservation de la terre admet d'autres bénéfices sociaux que l'épuration de l'eau. Par exemple, la maximisation des surfaces protégées peut entraîner des gains relatifs en termes de quantités d'habitats naturels pour la biodiversité, ce qui peut justifier de privilégier la sélection par les moindres coûts. À l'inverse, si les bénéfices maximums pour la gestion de l'eau sont localisés loin des habitations humaines, les cibler conduira à des gains relatifs faibles en termes paysagers. Face à des bénéfices joints issus de la préservation de la terre, l'intervention optimale repose sur les mêmes bases en termes de variabilités et de corrélations en ajoutant une dimension supplémentaire aux bénéfices. Les résultats analytiques présentés ici peuvent ainsi être utilisés sur la multifonctionnalité des terres préservées.

Indépendamment de l'information disponible et des politiques publiques, les résultats de la sous-section 2.3.5 ont montré que, toutes choses égales par ailleurs,[18] une corrélation positive forte favorise les positions conservatrices car l'unité de bénéfice coûte relativement plus. Les simulations de la fin du chapitre présentent également des gains relativement supérieurs lorsque la corrélation est faible (et cela quelle que soit la règle de sélection, par exemple entre la Figure 2.1 et la Figure 2.2). Avec une définition de la rareté de la terre en termes de coûts à modifier l'allocation de la terre, la corrélation positive entre les gradients d'hétérogénéité semble source de rareté. Cette intuition sera examinée plus en détails dans le chapitre 5, qui propose par ailleurs une analyse de sensibilité supplémentaire sur données réelles, avec des résultats globalement favorables (voir annexe 5.B, p. 177).

18. En particulier les valeurs moyennes de la distribution bivariée.

ANNEXES

2.A Méthode d'optimisation

Lorsque le régulateur dispose d'une information parfaite, la préservation optimale est la solution du programme (2.10). Le Lagrangien associé s'écrit :

$$\mathscr{L}(\lambda_1, \lambda_2) = \Pi_y(L_y) + \Pi_x(L_x) + \iint \Big(\lambda_1 \cdot q + \lambda_2(1-q)\Big)\, \mathrm{d}x\, \mathrm{d}y$$

où λ_1 et λ_2 sont les multiplicateurs associés aux deux continuums de contraintes à l'inégalité dans (2.2.2). L'écriture explicite de $\Pi_x\big(L_x\big)$ est :

$$\begin{aligned}\Pi_x(L_x) &= L_x \cdot \mathbb{E}\big(\pi_x(x) \mid L_x\big) = \overline{L} \cdot p_x \cdot \mathbb{E}\big(x \cdot q(x,y)\big) \\ &= \overline{L} \cdot p_x \int_0^\infty \int_0^\infty x\, \frac{q(x,y)}{x \cdot y}\, \phi\Big(\frac{\ln(x) - \mu_x}{\sigma_x}, \frac{\ln(y) - \mu_y}{\sigma_y}; \rho_{xy}\Big)\, \frac{\mathrm{d}x}{\sigma_x}\, \frac{\mathrm{d}y}{\sigma_y}.\end{aligned}$$

Alors que, de manière symétrique, $\Pi_y(L_y) = \overline{L} \cdot p_y \cdot \mathbb{E}\big(y\,(1 - q(x,y))\big)$. Le programme admet une infinité de conditions du premier ordre qui s'écrivent :

$$-\frac{p_y}{x}\overline{L}\, \phi\big(\cdot, \cdot\,; \rho_{xy}\big) + \frac{p_x}{y}\overline{L}\, \phi\big(\cdot, \cdot\,; \rho_{xy}\big) + \lambda_1(x,y) - \lambda_2(x,y) = 0\,,\ \forall x, y \tag{2.49}$$

avec les conditions de Kühn et Tucker associées aux deux séries de contraintes :

$$\lambda_1(x,y) \cdot q(x,y) = 0 \quad \text{et} \quad \lambda_1(x,y) \geqslant 0\,,\ \forall x, y \tag{2.50}$$

$$\lambda_2(x,y)\big(1 - q(x,y)\big) = 0 \quad \text{et} \quad \lambda_2(x,y) \geqslant 0\,,\ \forall x, y \tag{2.51}$$

Pour tout couple (x, y), les deux contraintes à l'inégalité ne peuvent être saturées simultanément. Nous distinguons alors trois possibilités qui décrivent des ensembles d'unités de terre accueillant à l'optimum les mêmes usages :

- Soit $q(x,y) = 1$ indique une préservation de l'ensemble des unités de terre ayant les attributs (x, y). Nous avons alors $\lambda_1(x,y) = 0$ et $\lambda_2(x,y) \geqslant 0$ ce qui, combiné avec (2.49), (2.50), (2.51), donne :
$$\frac{p_x}{y} > \frac{p_y}{x}$$
- Soit $q(x,y) = 0$ indique une utilisation agricole de l'ensemble des unités de terre ayant les attributs (x, y). Nous avons alors $\lambda_2(x,y) = 0$ et $\lambda_1(x,y) \geqslant 0$ qui donnent :
$$\frac{p_x}{y} < \frac{p_y}{x}$$

– Soit $0 < q(x,y) < 1$ indique une coexistence de la préservation et de l'agriculture sur des terres ayant les mêmes attributs (x,y). Nous avons alors $\lambda_2(x,y) = \lambda_1(x,y) = 0$ qui donnent :

$$\frac{p_x}{y} = \frac{p_y}{x}$$

Les conditions du premier ordre décrivent donc une partition de l'ensemble des unités de terre disponibles. Le troisième ensemble constitue une frontière entre les deux premiers dans l'espace des (x,y). Par convention, nous considérons cette frontière comme une situation de probabilité négligeable (Heckman and Sedlacek (1985), p. 1081) pour que la condition de préservation soit $y/x \leqslant p_x/p_y$, (2.11) dans le texte.

2.B Troncatures et espérances conditionnelles

Soient U et V deux variables aléatoires distribuées selon une normale bivariée de paramètres $(\mu_U, \mu_V, \sigma_U^2, \sigma_V^2, \rho_{UV})$. Comme les manuels de statistiques le font apparaître (par exemple Mood et al. 1974, chap. 4 p. 164), la fonction génératrice des moments s'écrit :

$$\mathbb{E}\Big(\exp\big(t_1U + t_2V\big)\Big) = \exp\left[t_1\mu_U + t_2\mu_V + \frac{1}{2}\big(t_1^2\sigma_U^2 + 2\,\rho t_1 t_2 \sigma_U\sigma_V + t_2^2\sigma_V^2\big)\right]$$

et donc en tant que cas particulier $t_1 = 1$ et $t_2 = 0$ donnent :

$$\mathbb{E}\Big(\exp(U)\Big) = \exp\big(\mu_U + \sigma_U^2/2\big) \equiv \mathbb{E}(u)$$

qui n'est rien d'autre que l'espérance d'une variable u distribuée selon une loi log-normale ($\ln(u) = U$) comme les rendements agricoles et les contributions à la gestion de l'eau dans le texte. Ce qui est valable pour u l'est également pour $v = \exp(V)$.

La théorie statistique nous indique également qu'une espérance conditionnelle (à l'inégalité) est l'espérance d'une variable aléatoire tronquée. Ainsi, si nous considérons que la variable U est tronquée lorsque $V < K$ (K quelconque sur le support de V) la fonction génératrice des moments de U est alors :

$$\mathbb{E}(\exp(t_1U) \mid V \geqslant K) = \mathbb{E}(\exp(t_1U)) \times \Phi(\widetilde{K} - \rho_{UV}\sigma_V) \;/\; \Phi(\widetilde{K})$$

avec $\widetilde{K} = (K - \mu_V)/\sigma_V$, et donc :

$$\mathbb{E}(u \mid V \geqslant K) = \exp\big(\mu_U + \sigma_U^2/2\big) \times \Phi(\widetilde{K} - \rho_{UV}\sigma_V) \;/\; \Phi(\widetilde{K}). \tag{2.52}$$

Cette dernière écriture correspond au (i) du théorème 2 de Lien (1985) (p. 244). Une preuve plus extensive est présente dans le chapitre 1 de la thèse (p. 44). Les coûts et les bénéfices agrégés

présentés dans le corps du chapitre sont des espérances conditionnelles tronquées dont les formes réduites s'établissent dans la même logique que (2.52). C'est sur cette base que nous dérivons les équations (2.16) – (2.23).

L'application pour la variable h n'est pas différente car nous avons (Koop and Poirier, 1997), p. 218 :

$$\begin{bmatrix} \ln(x) \\ \ln(y) \\ h \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}_3 \left(\begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \\ \mu_h \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y & \rho_{xh}\sigma_x\sigma_h \\ \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 & \rho_{yh}\sigma_y\sigma_h \\ \rho_{xh}\sigma_x\sigma_h & \rho_{yh}\sigma_y\sigma_h & \sigma_h^2 \end{bmatrix} \right),$$

ce qui signifie que la variable h admet une distribution normale jointe avec chacun des logarithmes des gradients d'hétérogénéité et que l'on peut utiliser (2.52) pour obtenir (2.30)–(2.31).

2.C Preuves de la section 2.4

Lemme 1 Soit la fonction : $\gamma(\rho_{xy}) := \rho_{xy} - \rho_{xh} = \rho_{xy} + (\sigma_x - \rho_{xy}\sigma_y)/\sigma_h$, de manière à ce que le lemme soit vérifié si et seulement si $\gamma(\rho_{xy}) > 0$. Par la définition de la corrélation, le support de cette fonction est $(0, 1)$. Nous avons alors (ne pas oublier que σ_h est strictement positif et dépend de ρ_{xy}) :

$$\sigma_h \cdot \gamma(-1) = -(\sigma_x + \sigma_y) + \sigma_x + \sigma_y = 0$$

$$\sigma_h \cdot \gamma(+1) = |\sigma_x - \sigma_y| - \sigma_y + \sigma_x \geqslant 0$$

avec $\gamma(\cdot)$ fonction continue et dérivable. Cette fonction est positive ou nulle sur ses deux extremums du support, il suffit alors de prouver qu'elle est concave pour finir la preuve :

$$\begin{aligned} \gamma'(\rho_{xy}) &= \sigma_h - \sigma_y - \rho_{xy} \cdot \sigma_y \cdot \sigma_x \cdot \sigma_h^{-1} \\ \gamma''(\rho_{xy}) &= -2\sigma_y \cdot \sigma_x \cdot \sigma_h^{-1} - \rho_{xy}(\sigma_y \cdot \sigma_x)^2 \cdot \sigma_h^{-3/2} \\ &= \sigma_y \cdot \sigma_x \left(\sigma_h(-2 - \rho_{xy} \cdot \sigma_x \cdot \sigma_y \cdot \sigma_h^{-1})\right)^{-1} < 0 \end{aligned}$$

car $(-2 - \rho_{xy} \cdot \sigma_x \cdot \sigma_y \cdot \sigma_h^{-1}) < 0$ ssi $|\rho_{xy}| < 1$, ce qui est toujours vrai. Le corollaire s'obtient de la même manière en remplaçant ρ_{xh} par ρ_{yh}.

Lemme 2 Commençons par dériver σ_h par rapport aux paramètres de la distribution de l'hétérogénéité :

$$\frac{\partial \sigma_h}{\partial \sigma_y} = \rho_{yh}\,, \quad \frac{\partial \sigma_h}{\partial \sigma_x} = -\rho_{xh} \quad \text{et} \quad \frac{\partial \sigma_h}{\partial \rho_{xy}} = -\frac{\sigma_x \sigma_y}{\sigma_h}$$

Pour ensuite pouvoir calculer :

$$\frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_y} = \frac{\partial^2 \sigma_h}{\partial \sigma_y^2} = (1 - \rho_{xy}^2)\frac{\sigma_x^2}{\sigma_h^3} > 0$$

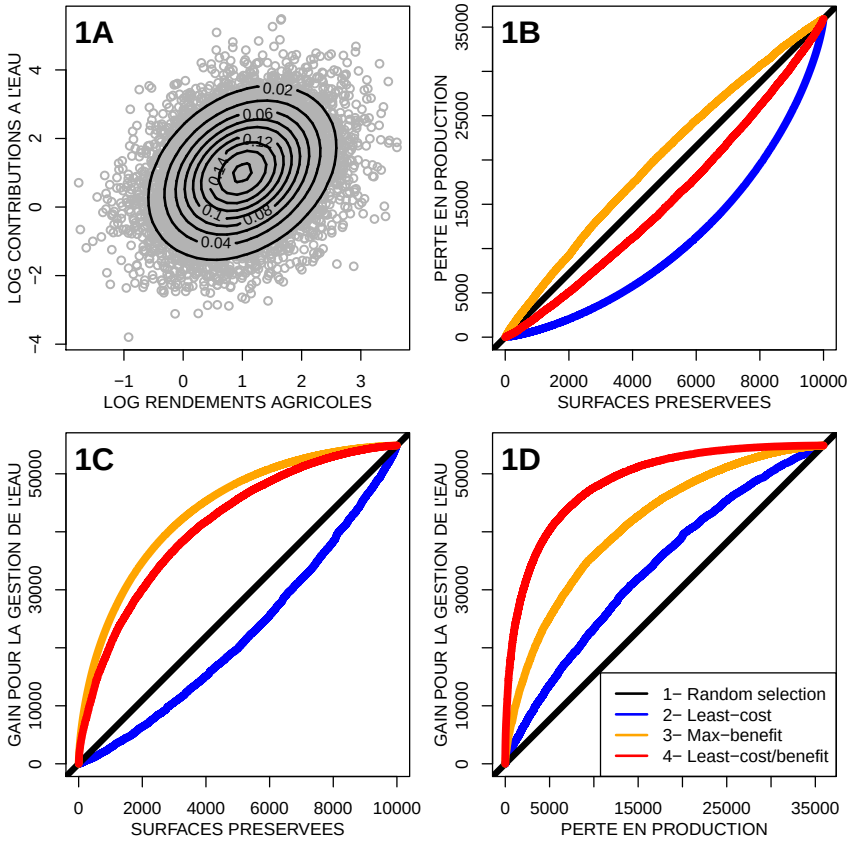
$$\frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \sigma_x} = \frac{\partial^2 \sigma_h}{\partial \sigma_y \, \partial \sigma_x} = (\rho_{xy}^2 - 1)\frac{\sigma_x \sigma_y}{\sigma_h^3} < 0$$

$$\frac{\partial \rho_{yh}}{\partial \rho_{xy}} = \frac{\partial^2 \sigma_h}{\partial \sigma_y \, \partial \rho_{xy}} = (\rho_{xy}\sigma_y - \sigma_x)\frac{\sigma_x^2}{\sigma_h^3} \lesseqgtr 0 \text{ ssi } \rho_{xy} \lesseqgtr \frac{\sigma_x}{\sigma_y}.$$

Pour le corollaire 2, les calculs sont symétriques sur ρ_{xh}.

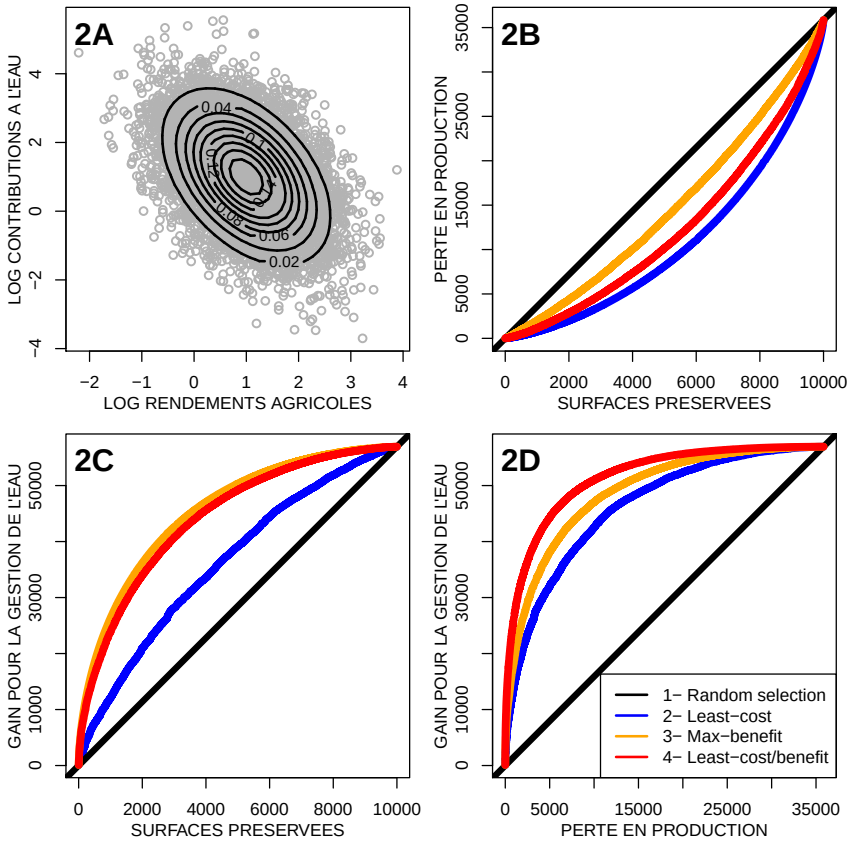
2.D Figures de l'analyse de sensibilité

FIGURE 2.1 – Résultats de la simulation log-normale n° 1 :
$\widehat{\mu}_x = 1$, $\widehat{\mu}_y = 1$, $\widehat{\sigma}_x = 1.2$, $\widehat{\sigma}_y = 0.75$ et $\widehat{\rho}_{xy} = 0.3$



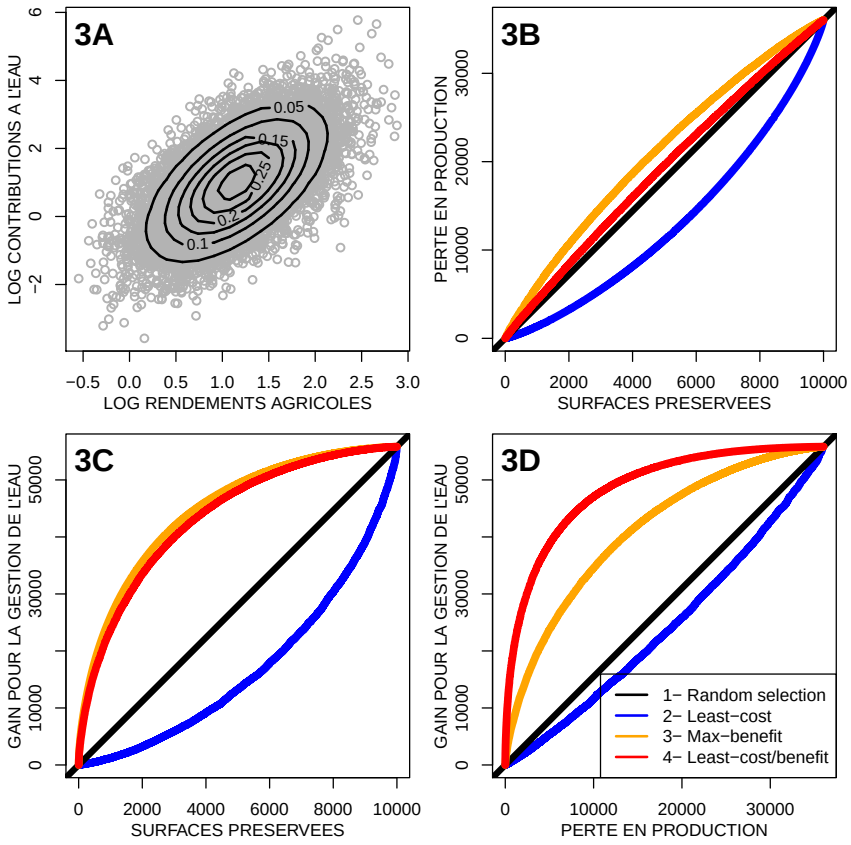
Commentaires : *Dans le graphique **1B**, les deux courbes à droite de la diagonale (issues des règles de sélection 2 et 4) présentent un gain pour le régulateur car il y a, pour une même quantité de surface protégée (en abscisses), des pertes moindres en production agricole. De la même manière, pour une perte identique, les surfaces préservées sont supérieures. À l'inverse, la courbe à gauche de la diagonale indique une perte issue de la sélection des unités de terre uniquement sur la base des bénéfices hydrologiques. Nous vérifions que, à la manière du rôle de σ_i dans le coefficient de Gini, les aires entre la diagonale et les trois courbes de Lorenz généralisées sont des fonctions respectives de σ_y, $\rho_{xy}\sigma_y$ et $\rho_{yh}\sigma_y$, comme l'indiquent les propositions 2.1 (i), 2.2 (i) et 2.3 (i). Dans le graphique **1C**, la corrélation positive explique que la courbe de Lorenz de la sélection 2 soit à droite de la diagonale (proposition 2.2 (i)). Nous observons également que la variabilité supérieure des bénéfices implique une aire sous la règle 3 dans **1C** supérieure à celle sous la règle 2 dans **1B**. Toujours parce que les bénéfices sont plus variables que les coûts, la hiérarchie dans la figure **1D** est systématiquement : 4 mieux que 3 mieux que 2 mieux que 1. Ce résultat, directement issu des propositions 2.10 et 2.12, est valable à bénéfices constants (intersection avec une droite horizontale) ou à coûts constants (intersection avec une droite verticale).*

FIGURE 2.2 – Résultats de la simulation log-normale n° 2 :
$\widehat{\mu}_x = 1, \widehat{\mu}_y = 1, \widehat{\sigma}_x = 1.2, \widehat{\sigma}_y = 0.75$ et $\widehat{\rho}_{xy} = -0.45$



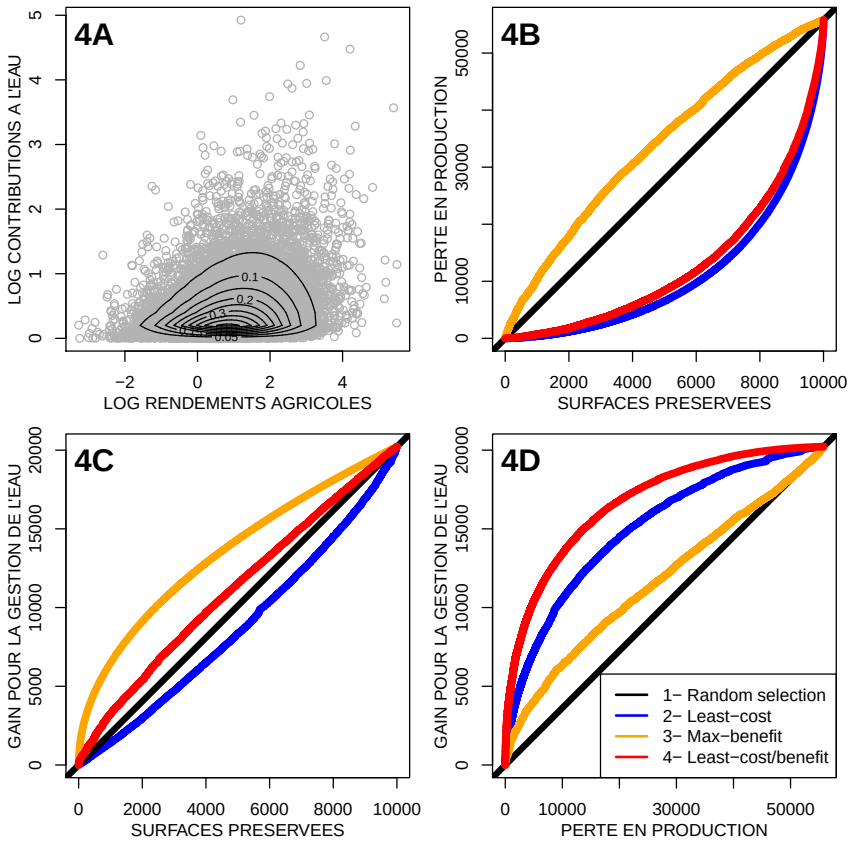
Commentaires : *Dans les graphiques* **2B** *et* **2C**, *toutes les courbes de Lorenz sont du même côté de la diagonale. Les courbes de Lorenz de la règle 4 se rapprochent respectivement de celle de la règle 2 et de celle de la règle 3, relativement à la Figure 2.1. Par contre, ces dernières courbes de Lorenz (règle 2 dans* **2B** *et règle 3 dans* **2C**) *ne sont pas impactées par le changement de la corrélation. Dans le graphique* **2D**, *la hiérarchie des règles n'est pas modifiée (la variabilité des bénéfices reste supérieure à celle des coûts) mais nous observons que les règles 2 et 3 se rapprochent sensiblement de la règle 4. La courbe de Lorenz de la règle 4 est (faiblement) modifiée par rapport à la Figure 2.1 car son aire dépend de* $\widehat{\sigma}_h$ *qui dépend négativement de* $\widehat{\rho}_{xy}$. *Les propositions 2.10 et 2.12 sont vérifiées car la diminution de la corrélation augmente* $\widehat{\sigma}_h$ *et donc l'aire sous la courbe de Lorenz de la règle 4.*

FIGURE 2.3 – Résultats de la simulation log-normale n° 3 :
$\widehat{\mu}_x = 1$, $\widehat{\mu}_y = 1.16$, $\widehat{\sigma}_x = 1.2$, $\widehat{\sigma}_y = 0.5$ et $\widehat{\rho}_{xy} = 0.6$



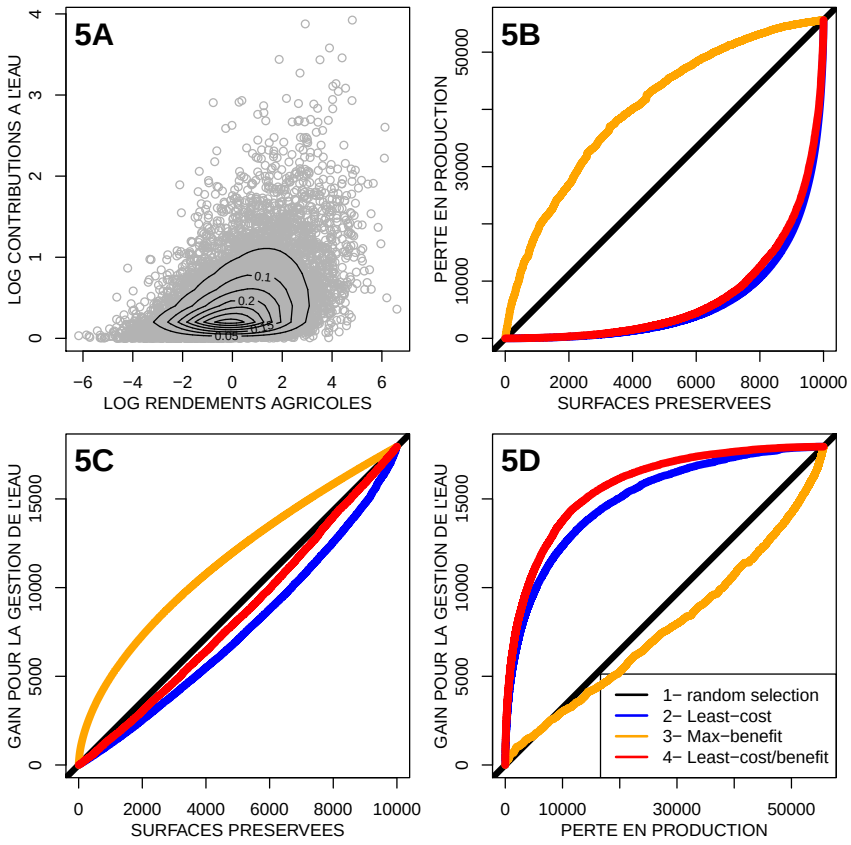
Commentaires : *Dans le graphique **3A**, nous observons que cette distribution de l'hétérogénéité ne semble pas atypique. Pourtant, la règle 4 est plus coûteuse à l'hectare que la sélection aléatoire (graphique **3B**, proposition 2.5 (i)). Elle reste cependant moins coûteuse que la règle 3 qui, du fait d'une corrélation positive, est repassée à gauche de la diagonale. En revanche, la règle 4 permet d'obtenir des bénéfices à l'hectare très proches de la règle 3 (graphique **3C**, propositions 2.9 et 2.11). Les bénéfices à l'unité de coût pour les règles 3 et 4 ne sont pas fondamentalement modifiés par rapport aux deux simulations précédentes. Par contre, la règle 2 devient moins efficace que la sélection aléatoire (la courbe de Lorenz est à droite de la diagonale, proposition 2.2). Dans ce cas là, l'information agricole n'a pas de valeur économique.*

FIGURE 2.4 – Résultats de la simulation copule n° 1 :
$\widehat{\mu}_x = 0.5$, $\widehat{\mu}_y = 1$, $\widehat{\sigma}_x = 0.5$, $\widehat{\sigma}_y = 1.2$ et $\widehat{\rho}_{xy} = 0.28$



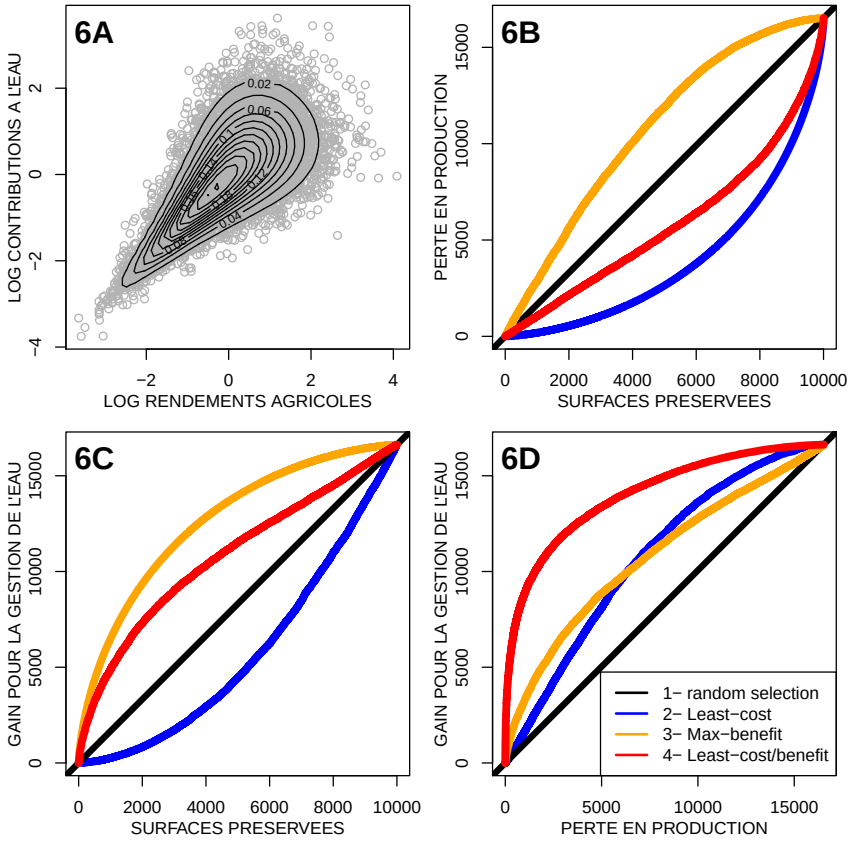
Commentaires : *Étant donné la hausse de σ_y, les aires sur les courbes des sélections 2 et 4 dans le graphique **4B** sont supérieures à celles de la Figure 2.1. Une corrélation plus faible indique qu'elles sont plus proches comme l'indiquent les propositions 2.7 et 2.9, malgré un relâchement de l'hypothèse de log-normalité des bénéfices. Toujours parce que la corrélation est positive, la règle 2 est plus coûteuse à l'hectare. Les formes des courbes dans ce graphique ne sont pas fondamentalement modifiées relativement aux cas précédents. La courbe de Lorenz associée à la règle 3 dans le graphique **4B** ne change pas de forme générale, malgré une distribution des x différentes. Par contre, les courbes du graphique **4C** apparaissent asymétriques et cela quelle que soit la règle de sélection. Par rapport aux trois premiers graphiques, le fait que les coûts présentent une variabilité supérieure se matérialise par un changement dans la hiérarchie des règles dans le graphique **4D**. La sélection des coûts est plus efficace que celle des bénéfices (propositions 2.10 et 2.12).*

FIGURE 2.5 – Résultats de la simulation copule n° 2 :
$\widehat{\mu}_x = 0.5, \widehat{\mu}_y = 0.45, \widehat{\sigma}_x = 0.45, \widehat{\sigma}_y = 1.75$ et $\widehat{\rho}_{xy} = 0.45$



Commentaires : *Les bénéfices sont moins variables que les coûts et la corrélation est positive donc la courbe de Lorenz de la règle 3 est à gauche de la diagonale dans la figure* ***5B****, alors que la courbe de la règle 4 est très proche de la courbe 2 du moindre coût à l'unité de terre préservée (respectivement propositions 2.3 (i) et 2.7). Dans le graphique* ***5C****, la règle de sélection 4 est moins bénéfique à l'hectare que la sélection aléatoire du fait de la condition* $\widehat{\rho}_{xy} > \widehat{\sigma}_x/\widehat{\sigma}_y$ *(proposition 2.5 (ii)). Par symétrie à la simulation log-normale n° 3, l'information sur les bénéfices n'a pas de valeur économique puisque la courbe de Lorenz associée à la règle 3 est à droite de la diagonale dans le graphique* ***5D****, proposition 2.4. Cette situation correspond également à une efficacité forte de la règle 2, car la courbe de Lorenz associée est proche de celle de la règle 4.*

FIGURE 2.6 – Résultats de la simulation copule n° 3 :
$\widehat{\mu}_x = 0, \widehat{\mu}_y = 0, \widehat{\sigma}_x = 1, \widehat{\sigma}_y = 1$ et $\widehat{\rho}_{xy} = 0.69$



Commentaires : *Le graphique **6B** propose des résultats semblables à ceux de la Figure 2.1, dans la hiérarchie entre les règles de sélection et les aires sous ou sur les courbes de Lorenz. Par contre, malgré la présence de distributions marginales identiques (log-normales), la forme des courbes de Lorenz associées aux règles 3 et 4 est modifiée. Les deux courbes de Lorenz apparaissent presque symétriques par rapport à la diagonale. Les écarts de coûts à la sélection aléatoire augmentent avec la quantité de terre préservée sauf que la règle 3 devient relativement plus coûteuse et la 4 relativement moins. Une même asymétrie des courbes de Lorenz associées aux sélections 2 et 4 apparaît dans le graphique **6C**, alors que la forme de la courbe 3 n'est pas modifiée par rapport au cas de référence. À la différence du graphique précédent, les écarts des règles 2 et 4 à la sélection aléatoire diminuent avec la quantité de terre préservée. Le graphique **6D** fait apparaître une limite des propositions 2.10 et 2.12, par un croisement des courbes de Lorenz associées aux règles 2 et 3. La hiérarchie est alors dépendante de l'objectif, la règle 3 est moins coûteuse pour un objectif inférieur à 10 000 alors que pour un objectif supérieur, c'est la règle 2.*

Deuxième partie

ANALYSE EMPIRIQUE

CHAPITRE 3

L'hétérogénéité révélée par le marché

PRIX HÉDONIQUES DES ATTRIBUTS NATURELS DES TERRES AGRICOLES DE CÔTE D'OR [1]

RÉSUMÉ

L'IMPORTANCE ÉCONOMIQUE DES ATTRIBUTS NATURELS DE LA TERRE, sources d'avantages et de contraintes pour l'activité agricole, reste une question empirique ouverte. Elle est pourtant déterminante pour approcher la valeur productive de ce capital naturel. Ce chapitre aborde la question par les relations hédoniques entre ces attributs naturels et les prix observés lors des transactions foncières (Côte d'Or, 1993–2005). Les attributs analysés sont de deux types : pédologiques (réserve en eau utile, hydromorphie, textures de sol, matière organique) et topographiques (altitude, pente, exposition). Leurs effets sur le prix de la terre sont modélisés conjointement aux variables économiques plus classiques (taille du lot, distance au centre urbain le plus proche, mode de faire-valoir précédent). Suite à l'harmonisation et à la fusion des différentes sources d'information, nous obtenons que : (i) les attributs topographiques sont sensiblement plus valorisés que les attributs pédologiques, (ii) les relations empiriques sont non linéaires, avec d'importants effets croisés entre les attributs et (iii) la délimitation de paniers d'attributs qui évoluent de manière jointe entre les unités de terre permet d'obtenir des effets totaux non négligeables, de l'ordre de 35–60% des prix. Les pertes de précision issues de l'harmonisation des données et la multicolinéarité issue d'une grande quantité d'attributs naturels qui évoluent simultanément sont enfin discutées en tant que principales limites de l'exercice.

1. Travail en collaboration avec : Jean-Marc Brayer, Jean Cavailhès, Pierre Curmi, Mohamed Hilal et Marjorie Ubertosi.

3.1 Introduction

La notion de capital désigne en général un stock de matériel ou d'information disponible à un moment donné. Pour être ainsi caractérisé, ce stock doit avoir une valeur économique positive, c'est-à-dire générer – de manière autonome ou jointe – des services qui permettent d'accroître le bien-être humain. Par opposition au capital reproductible, l'évaluation du capital naturel (préexistant à l'homme et non reproductible) présente un regain d'intérêt ces dernières décennies (Barbier et al., 1990; Costanza and Daly, 1992; De Groot et al., 2003; Fenech et al., 2003). En particulier, cette notion est utilisée pour distinguer la soutenabilité faible de la forte (*weak and strong sustainability*) avec en trame de fond la question de la substituabilité entre les deux types de capitaux (Solow, 1974; Hartwick, 1977; Dietz and Neumayer, 2007; Stiglitz et al., 2009).

La valeur économique du capital naturel est également un élément d'intérêt, sachant que la majeure partie des services qu'il rend est hors-marché (Costanza et al., 1997; Bartelmusa, 2009). Le cas de la terre – ressource naturelle, immobile et hétérogène – est de ce point de vue particulier, puisque les fonctions qu'elle remplit font à la fois l'objet de valorisations privées et sociales. Lorsqu'une régulation envisage de favoriser une fonction sociale non représentée dans les prix (les interventions foncières des chapitres 2 et 5 en sont des exemples), la valeur privée de la ressource ne peut pas être négligée. Que ce soit pour connaître les coûts d'opportunités (Zelek and Shively, 2003; Cameron et al., 2008, chapitre 4) ou pour choisir le type d'implémentation de l'action publique (Wu et al., 2001; Newburn et al., 2006, chapitre 2), cette information est déterminante. Nous nous intéressons ici aux attributs naturels de la terre (sources d'hétérogénéité) et leur valeur pour l'utilisation agricole de la ressource. Questionner la dépendance de l'activité agricole aux conditions naturelles fournit une bonne illustration de la valeur privée d'un capital naturel et des relations qu'il entretient avec les autres types de capitaux (Fedoroff et al., 2010).

Nous cherchons donc à révéler les prix associés aux attributs naturels des terres agricoles pour le département de la Côte-d'Or (France). Nous utilisons la méthode hédonique sur des transactions foncières (achat et vente de terre) entre agents privés. Si le marché foncier est concurrentiel, le prix observé est la valeur présente nette du flux infini des rentes foncières. Ces rentes, perçues par le propriétaire de la ressource, sont également le rendement économique net du meilleur usage de la terre (Ricardo, 1817; Mendelsohn et al., 1994). Une telle approche duale possède deux avantages par rapport aux méthodes d'évaluation alternatives, principalement issues des connaissances agronomiques (Cassman, 1999; Andrews and Carrol, 2001; Wiebe, 2003). (i) Elle intègre implicitement les adaptations humaines, autant en terme d'inputs variables (fertilisant, matériel, travail) que de choix dans l'usage du sol (grandes cultures, prairies, forêts) et (ii) elle contient les connaissances que les acteurs locaux ont sur les potentialités de la terre et sur l'avenir de sa rentabilité.

Des relations significatives apparaissent entre les attributs naturels et le prix de la terre, ce qui indique une dépendance rémanente de la production agricole aux conditions naturelles. Nous trouvons en particulier que les attributs topographiques (altitude et pente) ont des effets sensibles sur le prix des terres agricoles (25–30% pour un écart-type) alors que les attributs pédologiques (réserve en eau utile, hydromorphie, texture, épaisseur, teneur en matières organiques) semblent moins déterminants (5–10% pour un écart-type). Ce résultat sur l'importance de la topographie, couplé à l'absence d'effets climatiques significatifs (températures et précipitations), est interprété comme issu de contraintes sur la combinaison du capital naturel avec le capital reproductible. D'un point de vue méthodologique, nous testons la capacité d'une variable synthétique sur les sols (la réserve en eau utile) à capter des relations complexes entre des données issues d'échelles différentes. Ce point est crucial étant données les fortes dépendances statistiques existantes entre les attributs naturels et la nécessité de résumer l'information. Une approche originale est implémentée, qui consiste à utiliser les estimations pour calculer des variations de prix prédits lorsque les attributs de la terre évoluent conjointement. Ces variations sont évaluées à 35% du prix médian lorsqu'elles sont limitées aux attributs pédologiques alors qu'elles atteignent 60% pour l'ensemble des attributs naturels dont nous disposons d'informations. Les modèles estimés permettent enfin de proposer une valeur agrégée (départementale) à ce capital naturel et de cartographier sa distribution entre les communes.

La suite du chapitre s'organise comme suit. La section 3.2 présente brièvement les modèles empiriques et leur interprétation hédonique. La section 3.3 décrit les données utilisées ainsi que leur représentativité par rapport aux dotations foncières départementales. La section 3.4 discute les résultats économétriques et la section 3.5 présente l'approche en terme de prix prédits et de paniers d'attributs naturels. Les conclusions et perspectives que nous pouvons entrevoir à la suite de ce travail sont présentés dans la dernière section.

3.2 Modèles

L'analyse hédonique considère que le prix observé d'un bien est une source d'information sur les fonctions d'offre et de demande qui conduisent à l'équilibre sur son marché. Lorsque le bien échangé présente des combinaisons différentes des mêmes attributs qualitatifs, les variations de prix servent à identifier statistiquement les valeurs marginales de chacun des attributs. Dans la littérature, la méthode hédonique est l'outil privilégié pour étudier la formation du prix des terres agricoles (Miranowski and Hammes, 1984; Ervin and Mill, 1985; Palmquist and Danielson, 1989; Maddison, 2000). Son application à l'hétérogénéité de la terre (modifiable et non modifiable), en tant que facteur de production pour l'agriculture, repose sur les bases théoriques de Palmquist (1989). Les trois points importants ici sont : (i) face à des attributs non reproductibles d'une ressource fixe, les choix optimaux en autres inputs n'ont pas à être

explicités (avec des prix uniques, ce sont des fonctions implicites de l'hétérogénéité), (ii) les valeurs marginales obtenues doivent être contextualisées (par les technologies disponibles, les prix, les politiques agricoles) et (iii) cette théorie économique n'est pas contrainte par la forme des relations statistiques entre les attributs et leurs prix. Sur ce dernier point, Ekeland et al. (2004) présentent des arguments théoriques en faveur de fonctions de régression flexibles.

Notre approche se base sur des modèles semi-logarithmiques estimés par Moindres Carrés Ordinaires (OLS). Sur les mêmes données économiques, Cavailhès et al. (2009) testent une transformation Box-Cox – plus générale – et trouvent une forme fonctionnelle similaire (techniquement, le λ est proche de zéro). La structure empirique de base se note donc :

$$log\big(PRIX_i\big) = \alpha + \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \mathbf{s}_i'\boldsymbol{\delta} + \varepsilon_i\,, \tag{3.1}$$

avec $\mathbf{x}_i$ et $\mathbf{s}_i$ respectivement les vecteurs des variables de contrôle et des attributs naturels pour une transaction i de terre. Les erreurs ε_i sont supposées sphériques pour une estimation OLS efficiente. Lorsqu'elles sont associées à une variable continue, les valeurs de $\boldsymbol{\beta}$ et $\boldsymbol{\delta}$ sont des semi-élasticités représentant des variations en % de $PRIX$ suite à des variations en volumes de la variable explicative. La valeur marginale d'un attribut naturel continu k pour la transaction i est alors obtenue par différenciation, soit $\delta_k \times PRIX_i$.

Pour une variation discrète quelconque d'une autre variable k (un changement de valeur d'une variable *dummy* ou un saut de z unités d'une variable continue), les effets marginaux en % du prix s'écrivent :

$$\Delta^{\%}_{PRIX}(z) = 100 \times \big(\exp(\widehat{\delta}_k \cdot z - \widehat{\sigma}_k^2/2) - 1\big),\ z \in \mathbb{R}^*, \tag{3.2}$$

avec $\widehat{\sigma}_k^2$ l'estimateur OLS de la variance du coefficient associé. Pour les variables discrètes, l'interprétation s'établit en posant $z = 1$. Cette formule est issue de la critique de Halvorsen and Palmquist (1980) et de la solution proposée par Kennedy (1981). Les détails du calcul et des remarques complémentaires sont présentés en annexe 3.A (p. 115), sachant que pour des coefficients estimés proches de zéro ou pour des variations discrètes faibles, les écarts avec une interprétation directe des coefficients sont souvent peu importants. Ces effets sont simples à calculer une fois les coefficients et les écart-types estimés, bien que leurs distributions ne soient pas symétriques et les tests de Student plus appropriés pour l'effet réel (Garderen and Shah, 2002). Face à cette incertitude sur la significativité des effets économiques réels et lorsque les modèles estimés sont plus complexes (avec des effets polynomiaux et des interactions entre variables explicatives) cette approche en terme d'effets individuels va présenter des limites. Cela nous amène à considérer une méthode alternative d'interprétation.

À la suite des recommandations de King and Wittenberg (2000), Fox (2003) a développé une méthodologie (et les fonctions sous R qui permettent de l'implémenter) pour interpréter

des modèles GLM – dont le modèle semi-logarithmique est un cas particulier – sur la base de prédictions et de représentations graphiques. La méthode consiste à simuler des matrices alternatives $\mathbf{X}^*$ et $\mathbf{S}^*$ qui servent à calculer des vecteurs prédits de la variable expliquée. Par exemple, pour le modèle semi-logarithmique (3.1), nous savons qu'un vecteur de prédictions non biaisées s'écrit (van Garderen, 2001) :

$$\widehat{PRIX}^* := \mathbb{E}\left(PRIX|\mathbf{X}^*, \mathbf{S}^*\right) = \exp\left\{\widehat{\alpha} + \mathbf{X}^*\widehat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{S}^*\widehat{\boldsymbol{\delta}} + \widehat{\sigma}_\varepsilon^2 \,/\, 2\right\}, \tag{3.3}$$

avec $\mathbb{E}$ l'opérateur d'espérance conditionnelle. Les deux matrices simulées peuvent contenir les valeurs moyennes ou médianes des explicatives (donc des constantes) excepté pour une ou plusieurs colonnes qui vont décrire de manière incrémentale les supports des variables qu'elles représentent. Les matrices simulées $\mathbf{X}^*$ et $\mathbf{S}^*$ ont le même nombre de colonnes que les matrices empiriques $\mathbf{X}$ et $\mathbf{S}$. Les colonnes variables des matrices simulées vont entraîner des variations dans la prédiction des prix qui vont illustrer, toutes choses égales par ailleurs, les effets des explicatives correspondantes. Lorsque des effets polynomiaux ou d'interaction sont présents, l'ensemble des colonnes de $\mathbf{X}^*$ ou $\mathbf{S}^*$ inclues dans les polynômes ou les interactions sont variables. Le programme de Fox (2003) permet également de calculer des intervalles de confiance locaux aux prédictions, sur la base de la matrice de variance-covariance estimée et de la matrice empirique.

Cette méthode basée sur la prédiction sera importante pour deux points principaux (en plus de faciliter l'interprétation de modèles complexes) : (i) en présence de multicolinéarité, il est connu que les effets marginaux perdent de la précision mais les prédictions restent non biaisées (Belsley, 1991) et (ii) en simulant la matrice $\mathbf{S}^*$ sur la base des variations jointes observées en attributs naturels, nous allons reproduire des paniers d'attributs tels qu'ils sont présents dans les dotations en terre pour prédire leurs effets globaux sur les prix.

3.3 Données

3.3.1 Transactions foncières

Les données sur les transactions foncières sont fournies par *Terres d'Europe - SCAFR*.[2] Ces informations sont issues des notifications notariales précédant de manière obligatoire la vente d'un terrain (dès lors que certaines conditions sont remplies, principalement une taille minimum). La période considérée est 1993–2005, avec une couverture de l'ensemble du département de la Côte-d'Or (8 000 km^2 au total dont environ 4 500 sont en usage agricole). Les prix sont observés au niveau des transactions, qui contiennent souvent plusieurs parcelles de terre. Ce sont pourtant les parcelles qui sont géolocalisées par le cadastre numérique pour être re-

2. Sociéte Centrale d'Aménagement du Foncier Rural.

liées aux autres sources d'information que nous utilisons. La base compte 19 500 parcelles à destination agricole certaine (selon la nomenclature SCAFR) que nous pouvons localiser.

Nous retirons les parcelles de vignes et les parcelles situées dans les communes dont l'orientation agricole dominante est viticole (2 241 parcelles). Cette réduction de l'échantillon se justifie par les particularités de ce segment de marché, tout en sachant que les observations retirées se concentrent sur une petite zone : la côte dijonnaise. L'absence d'information sur l'âge, la qualité ou le cépage des vignes nous empêchent de capter de manière satisfaisante les déterminants des prix, dans un échantillon qui cherche à représenter l'usage agricole dans son ensemble. Des 17 259 parcelles restantes, nous obtenons 7 453 transactions soit une moyenne de 2,3 parcelles par transaction. La suppression des observations sans toutes les variables ou avec des valeurs extrêmes nous conduit à un échantillon final de 4 254 transactions réparties sur 619 communes (88% des 707 communes du département).

Toutes les informations de la base SCAFR sont disponibles au niveau de la transaction foncière. Les tableaux 3.4 et 3.5 de l'annexe 3.C (p. 117) présentent respectivement les intitulés et les statistiques descriptives. Le prix moyen d'une transaction est de 6 947 euros pour une superficie moyenne de 3,14 hectares (ha). Cette relativement faible superficie moyenne indique que le marché est surtout celui de l'agrandissement des exploitations. Moins de 3% des transactions portent sur plus de 15 ha de terre (la transaction qui regroupe le plus de surfaces en compte 36,3 ha). Les prix moyens et médian à l'hectare s'établissent respectivement à 2 223 euros.ha^{-1} et 1 743 euros.ha^{-1}. Toujours au niveau des transactions, la base contient une série de variables que nous considérons discrètes. L'année de vente, avec une ventilation annuelle de 246–424 transactions, la nature cadastrale[3] et le mode de faire-valoir (*land tenure*) sont utilisés comme contrôles dans les régressions. Pour 47% des transactions, l'acheteur est l'ancien fermier alors que pour 38% les terres n'étaient pas louées avant leur vente (elles sont dites libres). Seulement 25% des terres louées sont rachetées par une personne extérieure au contrat préalable, ce qui peut être expliqué par le droit de préemption du fermier sortant en cas de vente de la terre (une spécificité française).

Des variables de contrôle externes à la base SCAFER sont également utilisées. Nous calculons trois séries de distances. La distance à la mairie de la préfecture du département ($DIJON$, qui est la ville la plus importante) et la distance par rapport au pôle secondaire le plus proche[4] sont des distances kilométriques par les voies de circulation (Hilal, 2010) alors que la distance de la parcelle la plus proche au chef-lieu de la commune d'appartenance (qui est souvent au

3. Cette variable détermine le régime d'imposition. Elle est très approximative (les erreurs de mesures sont nombreuses et principalement attribuables à sa faible actualisation). L'item $TERRE$ (58%) représente les terres labourées, $PRES$ (20%) les prairies temporaires ou permanentes, $TPRE$ (10%) pour une transaction qui porte à la fois sur des terres et des prés, $PANA$ (8%) lorsqu'aucune nature cadastrale ne se dégage et $BOIS$ (5%) pour les transactions de surfaces forestières à destination agricole.

4. Selon l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), il y a 18 pôles de bassins de vie dans le département. Ils représentent des lieux de fourniture en services de proximité, publics et privés.

centre du noyau bâti) est évaluée à vol d'oiseau. Ces variables de distance sont utilisées pour capter les anticipations formulées sur la probabilité de conversion vers un usage non agricole (Chicoine, 1981; Plantinga et al., 2002; Cavailhès and Wavresky, 2003; Geniaux et al., in press) ou l'influence de la ville sur la profitabilité agricole (Livanis et al., 2006). Les transactions sont en moyenne à 32 km de Dijon, 12 km d'un pôle secondaire et 1,5 km du chef-lieu communal. Pour éviter que la distance à Dijon ne capte d'autres effets spatiaux, nous utilisons une *dummy* ($DUMDIJ$) qui prend la valeur "1" lorsque la transaction est à plus de 35 km, ce qui représente 67% de l'échantillon. Des données communales du ministère en charge de l'agriculture (recensement agricole 2000) sont utilisées pour contrôler la présence d'un drainage ou d'un système d'irrigation, des informations que nous n'observons pas au niveau de la parcelle. Pour chaque transaction, les variables $DRAIN$ et $IRRIG$ représentent la part de la surface agricole utile communale qui est drainée (moyenne de 11%) ou irriguée (6%).

3.3.2 Attributs naturels

L'information sur les sols est issue du Référentiel Pédologique de Bourgogne (RPB, Chrétien, 2000). Elle est agrégée par un Système d'Information Géographique (SIG) constitué d'une base de données géoréférencées où sont délimités 101 pédopaysages (ou Unités Cartographiques de Sols, UCS) avec des contours définis pour avoir une homogénéité en terme de topographie, géologie et pédologie. Ces données spatialisées sont complétées de données sémantiques qui décrivent les caractéristiques des UCS. Toute UCS contient entre un et 10 types de sols différents (de trois à cinq le plus fréquemment) chacun constitué d'une à cinq strates (entre deux et quatre le plus fréquemment) à différentes profondeurs. La distribution spatiale des différents sols au sein d'une UCS n'est pas connue mais nous savons quelles proportions surfaciques ils représentent. La dernière source d'information utilisée est issue d'un Modèle Numérique de Terrain (MNT) au pas de 50 mètres. Ces données sont sous forme *raster* avec une précision suffisante pour obtenir la topographie des parcelles (altitude, pente et exposition).

Ces deux sources sur les attributs naturels sont superposées aux parcelles du cadastre pour être ensuite agrégées au niveau des transactions. Nous opérons pour cela une pondération à deux étages. Le SIG assigne à chaque parcelle qui a fait l'objet d'une transaction sur la période, les calculs issus du MNT et une ou plusieurs UCS. Toujours par SIG, nous obtenons les surfaces (et donc les proportions) des jointures entre les deux types de polygones : les parcelles et les UCS. Ces proportions servent de coefficients de pondération pour ventiler les valeurs pédologiques au niveau des parcelles. Les parcelles d'une même transaction sont ensuite agrégées. La moyenne pondérée (par les parts de surface qu'elles représentent) s'est révélée une méthode opérationnelle. Nous obtenons ainsi une correspondance entre un prix (celui de la transaction) et des caractéristiques (celles des parcelles qui la composent). L'imprécision issue de ces

manipulations est source d'erreurs de mesure sur les variables pédologiques, des erreurs qui engendrent des biais (indéterminés dans leurs directions, Wooldridge, 2002; Dormont, 2007) et qu'il ne faudra pas négliger dans les interprétations.

Les données pédologiques contiennent la texture des sols (la transaction moyenne contient 33,5% d'argile, 45,6% de limon et 20,9% de sable), le taux d'éléments grossiers (TEG : graviers, cailloux, 11% en moyenne), le taux de matières organiques (TMO : 21,3‰) et l'épaisseur ($EPAI$: 53 cm). En plus de ces informations standards des référentiels pédologiques, la Réserve en eau Utile (RU : 86 mm) et des classes d'hydromorphie (HYD) sont disponibles.

La variable RU correspond au volume d'eau que le sol est susceptible d'absorber, autrement dit l'eau qui est utilisable par les végétaux. Cette variable est calculée sur la base des informations standards précédentes et de valeurs calibrées par l'expérimentation, disponibles dans Bruand et al. (2004). L'annexe 3.B (p. 116) présente plus précisément la méthode de calcul. RU est une variable synthétique *a priori* valorisable par l'agriculture et qui a déjà été utilisée pour approcher la qualité de la terre (Caswell and Zilberman, 1986; Lichtenberg, 1989; Wu and Segerson, 1995). Son information est cependant (faiblement) redondante aux données classiques du référentiel pédologique. L'hydromorphie indique la présence de marques physiques d'une saturation régulière en eau. Elle signifie en général la stagnation de masses d'eau dans le sol, ce qui est *a priori* préjudiciable à un usage agricole. La variable HYD prend des valeurs discrètes de 0 à 3 selon la profondeur d'apparition des traces d'hydromorphie (un sol est jugé d'autant plus hydromorphe que les traces sont superficielles). Pour conserver la nature discrète de la variable (qui a été considérée continue dans l'agrégation) nous séparons ses valeurs en trois catégories : sols Non Hydromorphes (NH : 36,6%), sols Peu Hydromorphes (PH : 33,2%) et sols Très Hydromorphes (TH : 30,2%) selon que HYD soit égal à 0, strictement entre 0 et 3 ou égal à 3.

L'altitude des transactions est comprise entre 112 et 658 mètres, pour une moyenne de 320 m. Les pentes se distribuent de 0° à 55,8° avec une moyenne à 5,9°. Toutes choses égales par ailleurs, la faible accessibilité et les contraintes pour la mécanisation sont les deux implications agricoles principales de la topographie. Elles plaident donc pour des effets négatifs *a priori*. Ces attributs naturels présentent entre eux des dépendances statistiques fortes, comme le montre le Tableau 3.1 des corrélations de Pearson. La plupart des coefficients sont significatifs à 1%, seules les dépendances entre l'hydromorphie et la pente et entre la pente et le taux de matières organiques ne le sont pas à ce seuil. Il apparaît en particulier que RU présente de fortes corrélations (positives et négatives) avec le reste des attributs naturels, alors que les autres corrélations sont globalement plus faibles.

TABLE 3.1 – Corrélations entre les attributs naturels du foncier, *N = 4 254.*

	RU	HYD	ALTI	PENTE	EPAI	TMO
RU	1,0000					
HYD	+ 0,73**	1,0000				
ALTI	− 0,44**	− 0,20**	1,0000			
PENTE	− 0,35**	− 0,03*	+ 0,44**	1,0000		
EPAI	+ 0,87**	+ 0,68**	− 0,28**	− 0,20**	1,0000	
TMO	− 0,24**	− 0,21**	+ 0,15**	+ 0,04*	− 0,19**	1,0000

** *: Significativement différent de zéro à 1%* et * *à 5%.*

3.3.3 Représentativité

Les observations de la base SCAFR sont en principe exhaustives pour les transactions mais proviennent néanmoins d'un tirage implicite lié à la nécessité d'une vente pour observer un prix. Ce phénomène peut être à l'origine d'un biais de sélection, si la probabilité d'une vente est corrélée avec des variables d'intérêt. À l'inverse, les données naturelles sont disponibles pour l'ensemble du département. Cette différence de structure nous permet de questionner la représentativité des attributs de l'échantillon SCAFR par rapport aux dotations départementales. Nous nous limitons cependant à une approche descriptive, sachant qu'une analyse rigoureuse nécessiterait l'estimation d'un modèle de sélection (Heckman, 1979). Une telle alternative nécessiterait tout de même l'estimation d'une première étape sur plus de 700 000 parcelles, avec la question en suspend du calcul des inverses de ratio de Mills au niveau des transactions.

L'information sur les textures de sol est retravaillée par la définition de classes de valeurs des pourcentages d'argile, de limon et de sable. Ces trois variables se somment à l'unité pour chaque transaction et peuvent donc être représentées dans un triangle de texture, avec la classification de l'Aisne en tant que typologie de référence (Jamagne et al., 1977). Pour disposer de classes de textures relativement homogènes avec suffisamment d'observations, nous regroupons les 15 classes de textures initialement présentes en cinq classes agrégées, voir la Figure 3.5, p.119. Les classes AL (argile limoneuse : 1 403 obs.), LA (limon argileux : 802 obs.) et ALO (argile lourde : 679 obs.) sont maintenues. Une première classe agrégée dite *équilibrée* ($EQUI$) regroupe les limons sablo-argileux (LSA), les limons argilo-sableux (LAS), les limons sableux (LS) et les limons moyens sableux (LMS) pour un total de 664 observations. L'autre classe que nous définissons, dite *sable et argile* (SSA, 706 obs.), regroupe les classes génériques argile (A), sable (S), sable argileux (SA), limon sablo-argileux (LSA) et sable limoneux (SL). Trois classes de textures du triangle de l'Aisne ne sont pas présentes dans l'échantillon (ni en Côte-d'Or) et ne sont donc pas considérées dans ce découpage. Il s'agit du limon moyen (LM), du limon léger (LL) et du limon léger sableux (LLS).

Questionner la représentativité de l'échantillon nécessite également la connaissance de l'usage de la terre au niveau du département, afin de limiter la comparaison aux terres agri-

coles similaires à la nomenclature SCAFR. Nous utilisons pour cela Corine Land Cover (CLC en 2000) où sont considérés comme terres à destination agricole : les *terres arables hors périmètres d'irrigation*, les *périmètres irrigués en permanence*, les *prairies*, les *cultures annuelles associées aux cultures permanentes* et les *systèmes culturaux et parcellaires complexes*. Le Tableau 3.2 permet de caractériser les dotations en attributs pédologiques et topographiques des terres agricoles du département et de les comparer à celles présentes dans l'échantillon.

TABLE 3.2 – Représentativité des transactions SCAFR : Pour chaque classe de texture, les valeurs pour l'ensemble du département (DEP.) et pour les transactions (TRA.) sont reportées, ainsi que le taux de sondage implicite (REP.) et les écarts entre les deux populations (ECARTS).

	Surface (000 ha)			Réserve Utile (mm)		
Textures[a]	DEP.	TRA.	REP.	DEP.	TRA.	ECART
AL	205,4	5,66	2,7%	53,56	57,25	+ 6,9%
LA	90,06	2,30	2,6%	141,5	137,8	− 2,6%
ALO	97,90	1,83	1,9%	60,10	73,77	+ 22,7%
EQUI	51,93	1,97	3,8%	122,4	114,3	− 6,6%
SSA	52,59	1,61	3,1%	51,83	57,33	+ 10,6%
TOTAL	497,9	13,4	2,7%	77,76	81,81	+ 5,2%

[a] **AL** : *argile limoneuse* ; **LA** : *limon argileux* ; **ALO** : *argile lourde* ; **EQUI** : *limon sablo-argileux (LSA), limon argilo-sableux (LAS), limon sableux (LS) et limon moyen sableux (LMS)* ; **SSA** : *argile (A), limon sablo-argileux (LSA), sable (S), sable argileux (SA) et sable limoneux (SL)*. Voir Figure 3.5, Annexe 3.D (p. 119).

Les données SCAFR contiennent au total 13 400 ha, soient 2,7% des 497 900 ha de terres agricoles du département.[5] Pour chaque classe de texture, les trois premières colonnes du tableau présentent les taux de sondage implicites. Le département compte 205 400 ha d'argiles limoneuses et l'échantillon en reporte 5 600, soit un taux de sondage identique à celui de l'ensemble de l'échantillon (2,7%). Les argiles lourdes sont sous-représentées dans l'échantillon (1,9% des ALO du département) et les textures dites *équilibrées* et *sableuses et argileuses* sont surreprésentées (respectivement 3,8% et 3,1%). Les trois dernières colonnes du tableau présentent les valeurs moyennes de RU pour le département et l'échantillon. Malgré une représentativité surfacique, la classe de texture qui compte le plus d'observations dans l'échantillon (AL) présente une moyenne de RU supérieure de près de 7% à la moyenne du département. La probabilité d'une vente sur les textures ALO et SSA est également positivement corrélée avec RU. L'inverse se retrouve pour les autres classes LA et $EQUI$ alors qu'au niveau départemental la corrélation est positive. L'échantillonnage s'éloigne donc, pour certaines variables, d'un tirage représentatif dans la population de base. Dans l'optique de quantifier la valeur agrégée de ce capital naturel, ces résultats plaident pour la nécessité de contrôler le biais de sélection.

5. Le manque de précision des données *land cover* entraîne une surestimation des grands espaces contigus tels que les champs agricoles. Ce biais est issu de la sous-estimation des espaces fragmentés, voir Irwin and Bockstael (2007). Le recensement agricole de 2000 présente une quantité de terre agricole d'environ 450 000 ha. La différence des nomenclatures, moins détaillée pour CLC, est également une source de décalage qui va dans le même sens.

3.4 Résultats

Cette section présente les résultats issus de l'estimation de trois modèles semi-logarithmique (M1, M2 et M3). Les modèles se différencient par les relations spécifiées entre les attributs naturels (linéaires, polynômiales et en interactions) et la variable endogène ($PRIX$). Les différentes spécifications se retrouvent dans le Tableau 3.3 avec une complexité croissante des fonctions de régression. Pour l'interprétation, nous distinguons les variables de contrôle des variables naturelles d'intérêt.

3.4.1 Variables de contrôle

Le haut du Tableau 3.3 présente les coefficients et les écarts-types associés aux variables de contrôle qui présentent une certaine stabilité entre les spécifications. Le pouvoir explicatif des différents modèles est important, avec des R^2 supérieurs à 80%. L'élasticité prix-surface apparaît unitaire, ce qui signifie un prix à l'hectare décroissant avec la taille des transactions. La distance au chef-lieu de sa commune ($DISTMA$) présente un effet négatif, avec une baisse moyenne de plus de 5% du prix pour un éloignement d'un kilomètre. La distance au pôle du bassin de vie (DBV) n'est pas significative alors que les prix diminuent de 2,4% par kilomètre d'éloignement de Dijon ($DIJON$). Au delà de 35 km, les prix sont en moyenne inférieurs de 11% ($DUMDIJ$). Lorsque l'ancien fermier est l'acquéreur des terres, il les achète en général à un prix 4,3% inférieur à celui d'une terre libre, la modalité de référence. À l'inverse, le prix est supérieur d'environ 5,8% lorsque des terres en fermage sont rachetées par un tiers. Le pourcentage de la surface agricole communale irriguée en 2000 ($IRRIG$) a un effet significatif et positif ($+$ 3,1% pour une augmentation de 10 points de pourcentage), alors que celui de terres drainées ($DRAIN$) a un effet négatif ($-$ 1,9% pour 10 points de plus). Bien que stable en ordre de grandeur, cette dernière variable voit son coefficient augmenter avec la complexité des modèles.

TABLE 3.3 – Les coefficients et écarts-types estimés par OLS, modèles M1, M2 et M3 : Le logarithme naturel du prix en euros courants est la variable expliquée, la transaction foncière l'unité d'observation. Les *dummies* annuelles ne sont pas reportées.

	M1		M2		M3	
Variables	**Coeff.**	**E.T.**	**Coeff.**	**E.T.**	**Coeff.**	**E.T.**
CONSTANTE	+ 8,985**	*0,084*	+ 8,318**	*0,081*	+ 8,236**	*0,084*
$log(SURF)$	+ 1,007**	*0,007*	+ 1,007**	*0,007*	+ 1,009**	*0,007*
DISTMA	− 0,054**	*0,010*	− 0,053**	*0,010*	− 0,052**	*0,001*
DBV	− 0,001	*0,001*	− 0,000	*0,001*	+ 0,000	*0,001*
DIJON	− 0,030**	*0,002*	− 0,024**	*0,002*	− 0,024**	*0,002*
DUMDIJ	− 0,172**	*0,028*	− 0,120**	*0,030*	− 0,127**	*0,030*
FERM : OUI	− 0,051*	*0,018*	− 0,044*	*0,018*	− 0,042*	*0,018*
FERM : NON	+ 0,056*	*0,025*	+ 0,060*	*0,024*	+ 0,059*	*0,025*
IRRIG	+ 0,259**	*0,057*	+ 0,326**	*0,059*	+ 0,321**	*0,059*
DRAIN	− 0,169*	*0,057*	− 0,178*	*0,057*	− 0,187*	*0,057*
NC : PRES	− 0,031	*0,022*	− 0,032	*0,023*	+ 0,036	*0,030*
NC : TPRES	+ 0,040	*0,030*	+ 0,052	*0,030*	+ 0,043	*0,030*
NC : PANAT	− 0,012	*0,034*	− 0,017	*0,034*	− 0,014	*0,034*
NC : BOIS	− 0,392**	*0,042*	− 0,410**	*0,042*	− 0,400**	*0,042*
RU	+ 0,001*	*0,000*	+ 0,407	*0,875*	+ 0,001*	*0,000*
RU^2	–	–	− 1,211*	*0,613*	–	–
RU^3	–	–	− 2,503**	*0,598*	–	–
PH	− 0,098**	*0,024*	− 0,115**	*0,026*	− 0,061	*0,054*
TH	− 0,058*	*0,029*	− 0,022	*0,030*	+ 0,132*	*0,061*
ALTI	− 0,002**	*0,000*	− 9,118**	*0,869*	− 8,555**	*0,858*
$ALTI^2$	–	–	− 0,581	*0,661*	− 1,187	*0,647*
$ALTI^3$	–	–	+ 3,458**	*0,569*	+ 3,456**	*0,570*
$ALTI^4$	–	–	− 2,403**	*0,553*	− 2,131**	*0,551*
$ALTI^5$	–	–	+ 2,566**	*0,540*	+ 2,392**	*0,539*
PENTE	− 0,010**	*0,002*	− 4,798**	*0,715*	− 5,712**	*0,704*
$PENTE^2$	–	–	+ 1,747**	*0,612*	+ 2,016**	*0,608*
EST	− 0,007	*0,020*	− 0,002	*0,020*	+ 0,000	*0,020*
OUEST	− 0,047*	*0,022*	− 0,045*	*0,022*	− 0,044*	*0,022*
NORD	− 0,060*	*0,026*	− 0,047	*0,027*	− 0,042	*0,026*
RU : PH	–	–	–	–	− 0,001	*0,001*
RU : TH	–	–	–	–	− 0,002**	*0,001*
R^2 Ajusté	0,838		0,842		0,845	
NOBS	4 254		4 254		4 254	
$\widehat{\sigma}^2_\varepsilon$	0,268		0,263		0,262	

** *: Significativement différent de zéro à 1%* et * *à 5%*

Les coefficients associés à la nature cadastrale (NC) indiquent que seuls les terrains classés en bois (NC : $BOIS$) sont significativement moins coûteux que les terres labourables (catégorie de référence) pour les trois spécifications (− 49% en moyenne). Ces estimations multivariées n'attribuent pas de différences de prix significatives entre les natures $TERRE$ et $PRES$ alors que dans l'échantillon les terres labourables ont un prix moyen à l'hectare de 200 euros supérieur aux prés. Cette différence des prix moyens est donc issue des autres variables du modèle. Les coefficients des indicatrices annuelles ne sont pas reportés mais nous obtenons des prix significativement supérieurs à l'année 1993 de référence en 2000 et sur la période 2002–2005. En cumulé, les prix en euros courants s'établissent comme supérieurs de 49% en 2005, par rapport à 12 ans auparavant.

3.4.2 Variables naturelles

Étant données les corrélations internes fortes entre les variables naturelles (Tableau 3.1), des diagnostics de multicolinéarité sont effectués systématiquement. La multicolinéarité n'est pas toujours reliée aux corrélations entre explicatives, en particulier parce que notre échantillon est d'une grande taille (Fox and Monette, 1992). Nous présentons dans cette sous-section les résultats des spécifications qui ne sont pas multicolinéaires (facteurs d'inflation de la variance inférieurs à 10 pour toutes les variables). Les calculs des *condition index*, des décompositions factorielles et une analyse par perturbation (Belsley, 1991; Hendrickx and Pelzer, 2004) ont également été effectués, sans changement majeur dans les diagnostics.

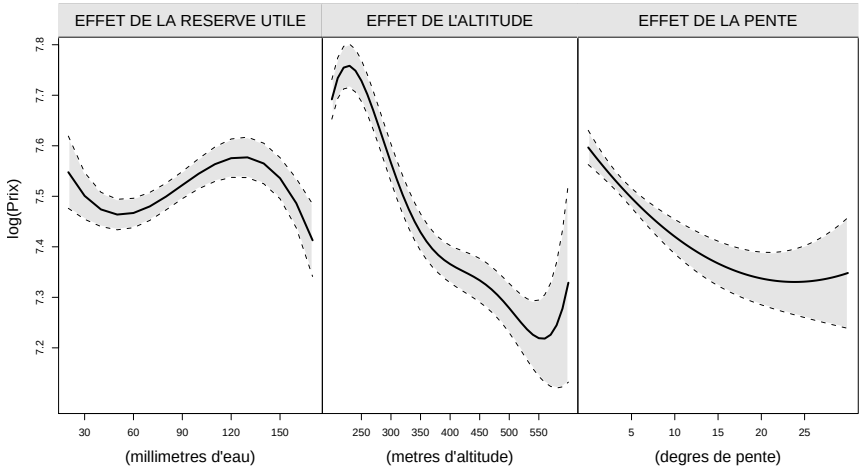
Le modèle M1 est le plus restrictif sur les relations car chaque variable est supposée avoir un effet linéaire et additif sur le logarithme du prix. Les coefficients obtenus sont significatifs, avec des attributs naturels qui influencent sensiblement le prix de la terre. Les ordres de grandeurs sont cependant différents entre les variables pédologiques et les variables topographiques dont les directions sont conformes aux intuitions formulées *a priori*. L'effet de RU est positif et significatif (probabilité limite de 3,9%) mais d'une faible amplitude : une augmentation d'un écart-type de la variable (46 mm) provoque une hausse de 2,8% du prix de vente. L'effet de l'hydromorphie est négatif, bien que non monotone entre les classes. Les sols peu hydromorphes (PH) sont 9,4% moins coûteux que les non hydromorphes (modalité de référence). La baisse s'établit à un niveau moindre ($-5{,}7\%$) pour les sols très hydromorphes (TH). Les variables topographiques ont des effets plus importants. Augmenter d'un écart-type (112 m) l'altitude moyenne d'une transaction revient à diminuer son prix de 20%. Pour la pente, une augmentation de 6,1° entraîne une diminution de 6% du prix. Deux des trois variables *dummies* représentant l'exposition sont significatives à 5%. Nous trouvons que des expositions Ouest ou Nord tirent les prix vers le bas de respectivement 4,6% et 6% par rapport à une exposition Sud. Être exposé à l'Est n'admet pas de différence significative de prix par rapport à la référence.

Des formes polynomiales[6] sont ensuite introduites pour les variables continues RU, $ALTI$ et $PENTE$ (M2). L'ordre des polynômes est déterminé par leurs significativités individuelles : nous arrêtons le développement lorsque l'ordre à venir n'est plus significatif. L'effet de RU apparaît en polynôme de degré 3, celui de $ALTI$ de degré 5 et celui de $PENTE$ de degré 2. Pour interpréter les résultats plus aisément, la Figure 3.1 suivante présente graphiquement ces effets par des prédictions simulées (Fox, 2003). Les prédictions sont obtenues en fixant la variable $SURFHA$ à l'unité (pour avoir des prix à l'hectare) et les autres explicatives à leurs médianes. Pour chacun des trois graphiques, les données simulées n'admettent des variations

6. Pour éviter les problèmes numériques liés à l'estimation de polynômes d'ordres importants, les régressions utilisent la méthode des polynômes orthogonaux (Kennedy and Gentle, 1980) présente dans la fonction `poly()` du logiciel R.

que pour respectivement les colonnes *RU*, *ALTI*, *PENTE* et leurs ordres supérieurs, comme cela est expliqué dans la section 3.2.

FIGURE 3.1 – Les effets des variables naturelles pour M2, intervalles de 5% :



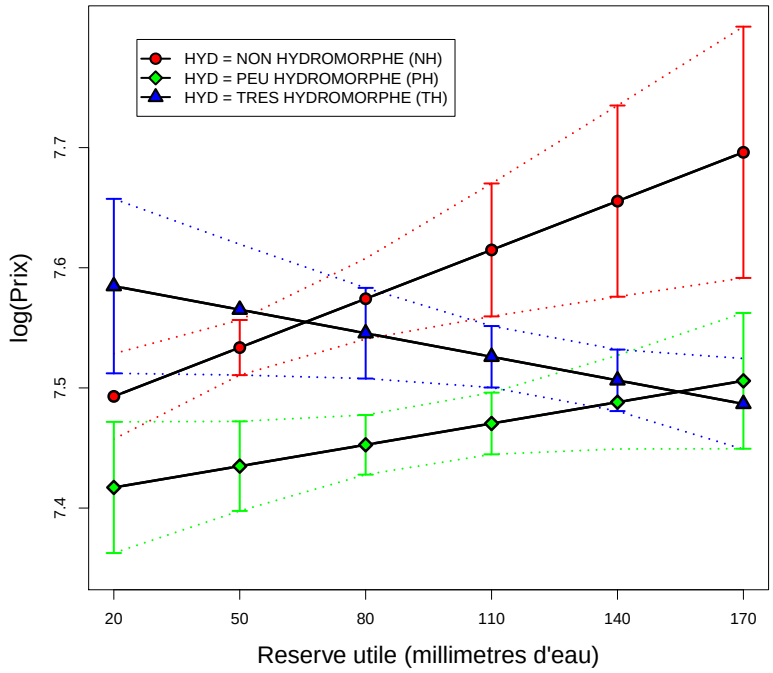
Le logarithme du prix apparaît négativement lié à *RU* pour des valeurs relativement basses (moins de 50 mm : 27% des transactions) et des valeurs relativement hautes (plus de 130 mm : 23%). Entre 50 et 130 mm, la relation est positive et cette hausse de 80 mm entraîne une hausse de 13% du prix de la terre. L'effet négatif au-delà de 130 mm peut avoir des explications agronomiques (nous verrons en particulier ses relations avec l'hydromorphie). Les transactions à faibles *RU* ayant des prix relativement hauts sont plus difficiles à interpréter. Les terres les plus basses du département (34% des transactions sont à une altitude inférieure à 225 m) présentent des prix prédits à l'hectare de l'ordre de 2 290 euros, ce qui représente 131% de la médiane de l'échantillon. Entre 225 et 550 m d'altitude (65% de l'échantillon), la relation négative entre la pente et le logarithme du prix présente une rupture de pente aux environs de 350 m. L'effet de la variable *PENTE* est plus monotone : passer de 3,5° à 7,5° entraîne une diminution de 8,8% du prix à l'hectare avec également une décroissance pour des valeurs plus à droite. La largeur de l'intervalle de confiance pour de fortes valeurs s'explique par la faible proportion (1,3%) des transactions qui présentent des valeurs supérieures à 25°.

Ces effets négatifs importants de la topographie peuvent être issues de variables omises[7] mais nous pensons que les explications propres à ces variables ont du sens, en particulier par leurs rôles sur les possibilités de mécanisation ou d'accessibilité. Bien que corrélées ($\rho = 0,44$: Tableau 3.1), ces deux variables topographiques présentent de faibles effets de colinéarité avec des facteurs d'inflation de la variance respectivement de 5 et 2,5. Les deux effets négatifs sont donc bien distincts et ne peuvent pas être expliqués par une seule variable omise (le climat).

7. Nous avons intégré et testé une base communale sur le climat et les précipitations (Joly et al., 2009) sans que cela diminue les effets de la topographie. Toutefois, ces dernières données sont des moyennes 1970–2000 avec de faibles variations intra-départementales et une définition spatiale grossière relativement au MNT.

Le modèle M3 contient une interaction entre RU et HYD au détriment du terme polynomial à l'ordre 3 sur RU. Les effets polynomiaux de $ALTI$ et $PENTE$ changent peu, de même que l'effet de l'exposition. Nous obtenons des effets d'interaction significatifs (par un test joint de Fisher) donc la valeur de RU est différente selon le degré d'hydromorphie des sols. L'effet de RU pour les sols NH augmente par rapport à l'effet identifié par M1. Il s'établit à environ 6,7% de hausse de prix pour un écart-type.[8] La disponibilité en eau possède donc relativement plus de valeur pour des sols non hydromorphes. Les effets propres de l'hydromorphie (lignes PH et TH) changent fortement par rapport à M1, le coefficient associé à TH devient positif, ce qui est contre-intuitif. La significativité du terme RU:TH indique que l'effet de RU est différent pour les sols très hydromorphes (TH), ce qui n'est pas le cas pour les sols peu hydromorphes (PH). Ainsi, augmenter RU d'un écart-type provoque une hausse non significative du prix des sols PH et une baisse significative de 4% du prix des sols TH. L'utilisation de l'estimation M3 sur données simulées permet d'être plus précis sur cette interaction et ce résultat contre-intuitif.

FIGURE 3.2 – Interactions entre RU et HYD pour M3 : Intervalles de confiance à 10%.



La Figure 3.2 permet de comparer simultanément les effets volumes (les ordonnées) et les effets marginaux (les pentes) sous-jacents à l'interaction entre RU et HYD. Lorsque RU est à 110 mm, le modèle présente une hiérarchie statistiquement significative des catégories d'hydromorphie car les intervalles de confiance ne se chevauchent pas. Les sols NH sont les plus chers, suivis des sols TH puis des sols PH. Les sols NH sont significativement plus coûteux

8. Les arrondis du tableau empêchent de voir cette progression. Le coefficient de RU passe de 0,0006 à 0,0014.

que les PH dès que RU dépasse 30 mm. Pour RU inférieur à 110, les sols TH sont significativement plus coûteux à l'hectare que les sols PH mais cette différence diminue avec RU. Pour de faibles valeurs de RU, la supériorité du prix moyen des sols TH relativement aux NH est étonnante mais pas significative. Cette hiérarchie se renverse aux alentours de 70 mm, les sol NH apparaissant significativement plus coûteux pour RU supérieur à 110 mm. La largeur des intervalles de confiance donne une idée de la quantité d'observations présentes localement. Ainsi l'échantillon contient peu de sols TH avec des faibles valeurs de RU et peu de sols NH qui présentent de fortes RU (les intervalles sont larges). La présence d'un effet volume de l'hydromorphie sur les sols à faibles RU est probablement le résultat le plus marquant car il indique des relations de complémentarité/substituabilité non triviales entre la Réserve en eau Utile et l'hydromorphie. Il apparaît en effet une dévalorisation de RU sur les sols très hydromorphes.

La Figure 3.6 de l'annexe 3.D (p. 119) présente les interactions entre RU et la topographie. Les variables $ALTI$ et $PENTE$ sont discrétisées en quatre classes de valeurs. Les graphiques sont issus de deux régressions supplémentaires (M3a et M3b) dont les résultats bruts ne sont pas reportés ici mais qui sont disponibles sur demande. Des relations de substituabilité entre les effets volumes et les effets marginaux apparaissent également. Nous observons que les catégories de terre pour lesquelles RU est valorisé (c'est-à-dire qui admettent une droite de régression croissante) sont celles qui présentent des niveaux de prix les plus bas. Des tests de nullité jointe concluent à un effet positif de RU pour les terres à plus de 300 m d'altitude ($M400$ et $P400$) et pour les terres qui présentent une pente supérieure à 8° ($FORTE$). Dans les cinq autres cas, le prix accordé à RU n'est pas significatif. La difficulté de substituer RU par de l'irrigation sur les terres en altitude et à fortes pentes (ruissellement et nappes phréatiques profondes) nous semble une explication possible de cette complémentarité entre les effets. Les variations de prix issues de RU sont toutefois faibles relativement aux effets volumes qui apparaissent entre les huit cases de la Figure 3.6. Cela renforce le constat d'un poids économique supérieur accordé à la topographie.

Inclure les autres variables disponibles sur les sols ($TARG$, $TLIM$, $TSAB$, TEG, TMO et $EPAI$) dans les modèles précédents s'effectue au prix d'une multicolinéarité et donc d'une perte en précision. Remarquons par ailleurs que le résultat principal (le faible poids relatif des caractéristiques pédologiques) est conditionné par deux hypothèses implicites : (i) les erreurs de mesures liées à l'appariement et à l'agrégation de l'information sont neutres sur les relations économiques estimées et (ii) les variables RU et HYD résument parfaitement l'information pédologique. La première hypothèse peut être testée en effectuant des régressions en sous-échantillon, sur les observations pour lesquelles ces erreurs sont minimales. Il existe en effet des degrés de pureté des UCS en fonction de la diversité des sols qu'elles contiennent. De même, le MNT contient de l'information pertinente pour ventiler les données sémantiques du

RPB. Ces pistes de recherche, qui nécessitent de l'information supplémentaire, n'ont pas pu être traitées dans ce travail. Par contre, nous pouvons fournir des éléments sur la deuxième hypothèse. Nous avons en effet les variables pédologiques qui servent à calculer RU et qui peuvent représenter des attributs naturels pertinents que la variable synthétique ne capte pas. C'est ce que nous étudions dans la section suivante.

3.5 Prédictions

Les résultats de cette section sont issus du modèle dont les résultats sont présentés en annexe 3.E (Tableau 3.6, p. 121). En plus des variables de la section précédente, les variables qui servent à calculer RU sont inclues parmi les explicatives. La matrice $\mathbf{S}$ des attributs naturels contient les classes de texture de la Figure 3.5 (CLT), le taux de matières organiques (TMO), l'épaisseur ($EPAI$) et le taux d'éléments grossiers (TEG). Les classes CLT sont mises en interaction simultanée avec RU et HYD, ce qui produit 12 variables explicatives supplémentaires.[9] Certains degrés supérieurs d'interaction apparaissent significatifs, en particulier pour la texture croisée à l'hydromorphie et les interactions entre les trois variables. Les informations topographiques restent polynomiales avec, toujours, une significativité à l'ordre cinq pour $ALTI$ et à l'ordre deux pour $PENTE$. Les coefficients associés aux variables de contrôle changent peu, de même que le R^2 ajusté qui progresse d'environ 1 point.

TMO présente un effet négatif sur le prix, ce qui remet en cause sa capacité à définir la qualité agricole d'un sol (Manlay et al., 2007). Cet effet peut s'expliquer par la faible valeur économique des sols forestiers qui présentent en général des TMO importants ou la faible dépendance de l'agriculture à la richesse organique des sols. Cet effet s'est révélé robuste à l'ensemble des spécifications effectuées dans ce travail. Les deux autres nouvelles variables présentent des relations plus intuitives avec les prix observés, $EPAI$ possède un effet positif et TEG un effet négatif. Malgré la multicolinéarité de ce modèle sur laquelle nous reviendrons, les ordres de grandeurs de ces coefficients ne rivalisent toujours pas avec ceux de la topographie. De plus, les effets de premier ordre des variables RU et HYD ne sont plus significatifs.

À première vue, nous obtenons que les nouvelles variables captent les effets préalablement attribués à RU et HYD. Cela amène deux interprétations non mutuellement exclusives et que nous ne pouvons pas discriminer sur la base de nos résultats. Soit (i) la texture, l'épaisseur d'un sol ou la présence d'éléments grossiers sont sources d'effets indépendants de la disponibilité en eau (par exemple, le labour peut nécessiter des tracteurs plus puissants et donc plus coûteux), soit (ii) la formule et/ou la pondération pour le calcul de RU ne correspondent pas au mieux à la valorisation agricole et donc au prix de marché de la terre. La multicolinéarité de ce modèle

9. HYD est considérée continue car l'utilisation des classes NH, PH et TH en triple interaction aurait produit 26 variables supplémentaires.

– et des nombreux autres qui ont été estimés sur l'ensemble des variables – est diagnostiquée uniquement pour les attributs pédologiques mais pour l'ensemble de ces variables : autant RU et HYD que TMO, $EPAI$ et TEG. Pour interpréter les effets agrégés des 32 variables naturelles de ce modèle détaillé nous allons désormais considérer des *paquets* d'attributs.

Le Tableau 3.7 (annexe 3.E, p. 122) découpe les 4 254 transactions de la base en 25 catégories par un croisement de RU avec CLT. Pour cela, la variable RU est découpée en cinq catégories de valeurs (I–V) décrites dans la légende du tableau. Pour chacune des catégories, le nombre de transactions présentes ($NOBS$) et les médianes des variables naturelles (pédologiques et topographiques) sont reportés. L'inégale ventilation des transactions entre CLT et les classes de RU renforce le constat qui avait été fait sur la largeur des intervalles de confiance des Figure 3.1 et Figure 3.2. La grande majorité des transactions aux textures AL et SSA présente des valeurs de RU inférieures à 80 mm. Il apparaît en particulier qu'aucune transaction SSA ne possède une valeur de RU supérieure à 130 mm. Connaissant la faible capacité du sable à stocker l'eau, ce résultat n'est pas étonnant mais fournit une illustration des combinaisons déterministes (biophysiques) entre les attributs naturels. L'inégale distribution des observations est complétée de variations jointes entre les attributs naturels, y compris topographiques. Parmi les éléments les plus marquants, les différentes classes de textures présentent des altitudes et des pentes médianes assez variables, avec un rôle important de RU bien que difficile à interpréter de manière systématique.

Ces 25 catégories sont utilisées pour prédire des prix et des intervalles de confiance aux parcelles médianes. Pour cela, nous simulons une matrice $\mathbf{X}^*$ de colonnes constantes qui contient les médianes observées sur l'échantillon (sauf la colonne $SURFHA$ qui est posée à 1). La matrice $\mathbf{S}^*$ va être simulée de manière à présenter une colonne RU^* qui prend les valeurs 30, 60, 90, 120 et 150 pour chacune des classes de texture (CLT^*). Ces cinq valeurs correspondent aux milieux des classes I–V du Tableau 3.7 de manière à ce que les autres colonnes de $\mathbf{S}^*$ (y compris les polynômes et les interactions) puissent être remplies avec les valeurs médianes correspondantes. Ces deux matrices simulées nous permettent ensuite d'établir des prédictions de prix et d'intervalles de confiance en utilisant l'équation (3.3), p. 95. Nous effectuons l'exercice deux fois, en considérant d'abord les variables $ALTI$ et $PENTE$ comme constantes (égales à leur médianes) puis en les laissant prendre les valeurs du Tableau 3.7. Les représentations graphiques sont disponibles dans les Figures 3.3 et 3.4.

Les droites en arrière plan de la Figure 3.3 représentent les effets propres de RU en interaction avec CLT, pour des variables HYD fixées à la médiane (soit 1,2). La méthode de prédiction de ces droites est identique à celle des Figures 3.1 et 3.2 pour être interprétée comme des effets marginaux de RU. RU présente un prix positif et significatif pour les textures ALO et, à des degrés moindres, les textures LA et $EQUI$. En revanche, le prix de RU n'est pas significativement différent de zéro pour les LA et les SSA. Les 24 points reportés et leurs intervalles de confiance

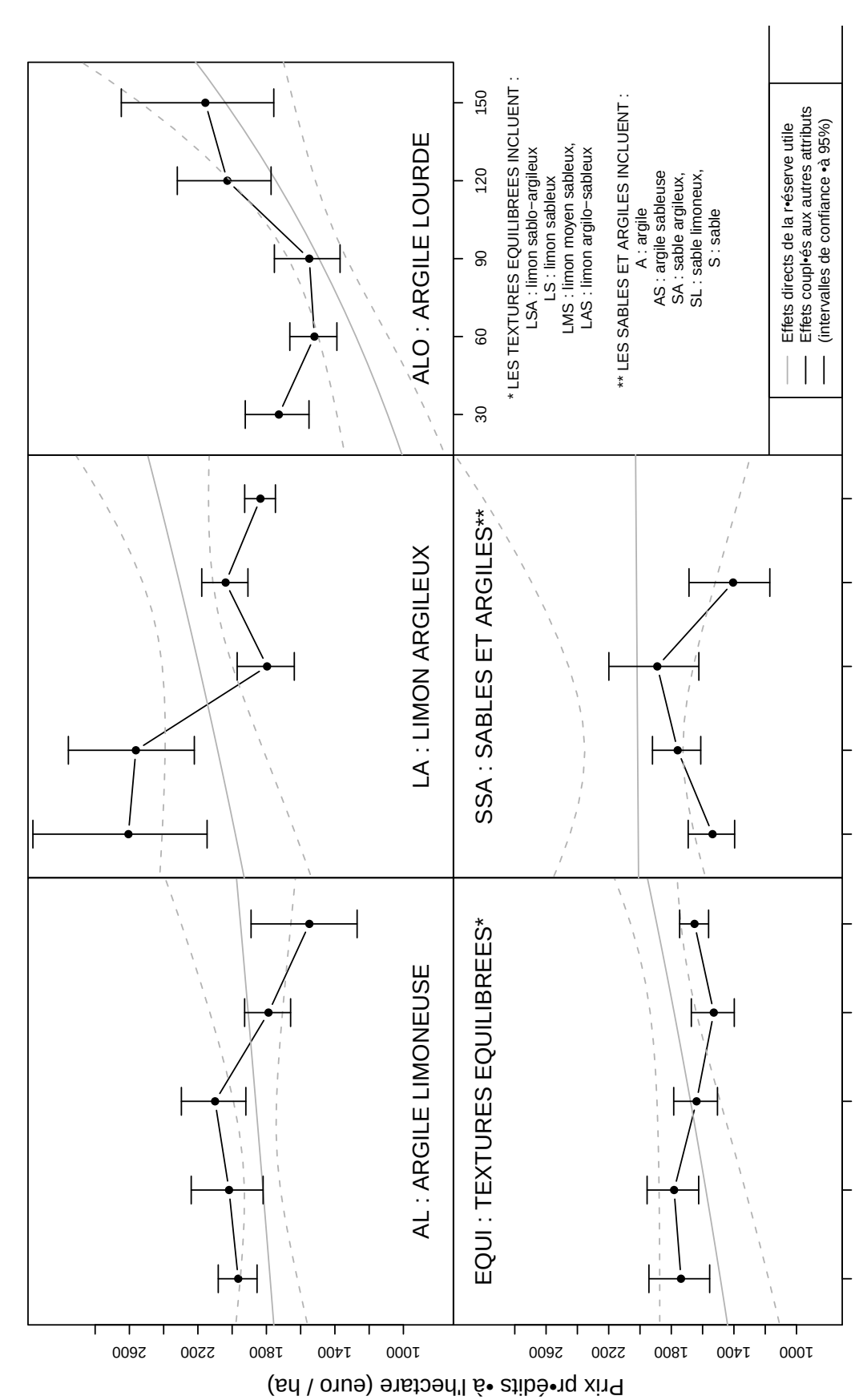


FIGURE 3.3 – Comparaisons entre effets propres et effets couplés à la pédologie : Les droites en gris clair représentent les résultats bruts de l'interaction entre *RU* et *CLT*, sachant que la variable *HYD* (également en interaction dans le modèle) est fixée à sa valeur médiane, soit 1,2. Les points avec des intervalles de confiance associés (à 5%) sont des prédictions de prix avec les autres variables pédologiques (*HYD*, *TMO*, *TEG* et *EPAI*) comme dans le Tableau 3.7. Dans ces graphiques, les attributs topographiques sont constants aux niveaux de leurs médianes, tout comme les variables de contrôle.

à 5% sont les prix prédits avec les autres variables pédologiques (y compris HYD) à leurs valeurs pour chacune des catégories. Chaque point correspond donc à un profil médian de terre, caractérisé par un panier de valeurs d'attributs. Ces variations supplémentaires sont source d'écarts avec les effets propres de RU mais rarement de manière significative. Seuls les limons argileux (LA) à fortes RU et les argiles lourdes à faibles RU s'éloignent significativement. Ces différences (négative pour LA et positive pour ALO) sont expliquées par les valeurs médianes d'hydromorphies (respectivement fortes et faibles) correspondantes dans le Tableau 3.7.

En examinant les niveaux, les prix prédits se distribuent entre 1 400 euros.ha^{-1} pour les sols SSA à forte RU et 2 600 euros.ha^{-1} pour les sols LA à faible RU. Ces derniers étant peu nombreux en terme de transactions (13+44), il nous semble préférable de déduire que les variations de prix s'effectuent sur l'intervalle (1 400–2 000) soit un écart (*range*) de 600 euros, environ 35% du prix médian à l'hectare de l'échantillon (1 743). Présentés ainsi, les effets de RU sont peu monotones et peu significatifs avec toutefois une relation globalement négative pour les sols LA et une relation globalement positive pour les sols ALO. Par contre, lorsque l'on compare les points deux à deux entre différentes classes de textures, des variations significatives apparaissent. Les argiles limoneuses (AL) avec RU inférieure à 90 mm ont un prix prédit significativement supérieur à 1 800 euros. En parallèle, les ALO avec RU à 60 et 90, les $EQUI$ avec $RU > 90$ et les SSA avec RU à 30 et à 120 présentent un prix significativement inférieur à 1 800 euros.

Dans la Figure 3.4, les deux variables topographiques principales ($ALTI$ et $PENTE$) ne sont plus constantes entre les 24 points mais se modifient selon les médianes des différentes catégories. Les conséquences en terme d'amplitude des variations de prédiction sont importantes alors que les droites en arrières plan ne sont pas modifiées par rapport à la figure précédente. Par contre, les écarts significatifs à ces effets propres de RU sont plus nombreux. Lorsque les variations topographiques sont prises en compte, de nombreux points sortent de l'intervalle de confiance. Toujours en négligeant les points qui contiennent peu de transactions, les prix prédits se distribuent dans l'intervalle 1 400–2 500 euros, soit un écart équivalent à 60% du prix médian de l'ensemble de l'échantillon. Parmi les profils de terre qui se distinguent, les argiles limoneuses (AL) avec RU aux environs de 90 mm (classe III) présentent un prix prédit à l'hectare de l'ordre de 2 500 euros. Ce profil concerne 143 transactions qui sont en majorité non hydromorphes et présentent une altitude et une pente médiane relativement faibles (respectivement 202 m et 0,6°, Tableau 3.7). Autant d'éléments qui font que leur prix prédit est élevé.

À l'inverse, les limons argileux (LA) avec RU aux alentours de 90–120 mm (158 transactions) présentent des prix prédits faibles. Cela est expliqué à la fois par des altitudes médianes relativement fortes (317–385 m) alors que les pentes médianes ne sont pas spécialement supérieures aux autres terres de la même classe de texture. Les sols $EQUI$ de la classe IV de RU

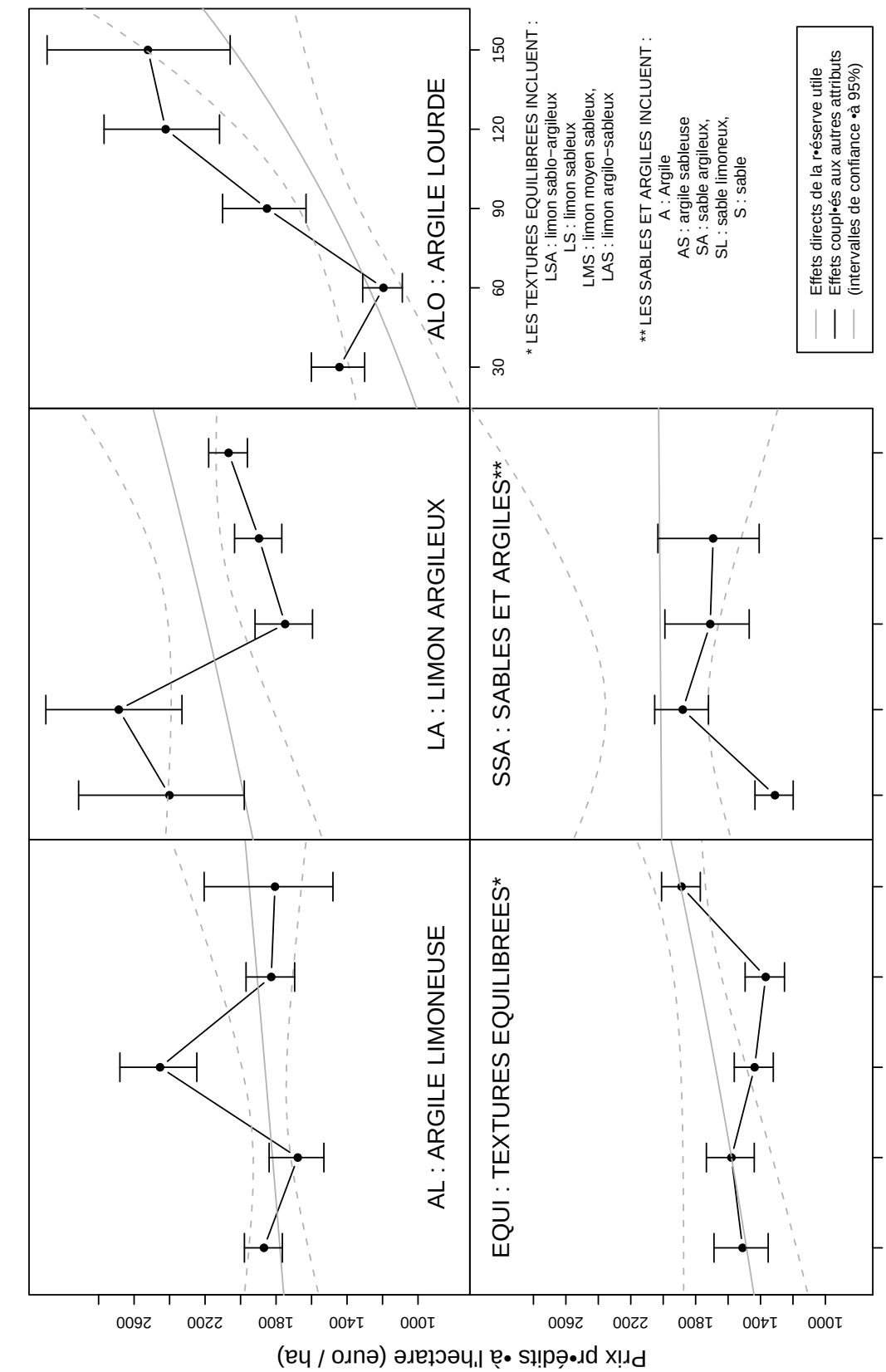


FIGURE 3.4 – Comparaisons entre effets propres et effets couplés à l'ensemble des variables naturelles : Les droites en gris clair représentent les résultats bruts de l'interaction entre *RU* et *CLT*, sachant que la variable *HYD* (également en interaction dans le modèle) est fixée à sa valeur médiane, soit 1,2. Les points avec des intervalles de confiance associés (à 5%) sont des prédictions de prix avec les autres variables naturelles : pédologiques (*HYD*, *TMO*, *TEG* et *EPAI*) et topographiques (*ALTI* et *PENTE*) comme dans le Tableau 3.7. Dans ces graphiques, les variables de contrôle sont constantes aux niveaux de leurs médianes.

sont caractérisés à la fois par des altitudes élevées et des pentes fortes, sans que ces différences relatives soient très marquées. Elles se caractérises *in fine* par des différences de prix significatives, en particulier comparativement au terres de la même classe de texture mais de la classe de *RU* supérieure (V). Les sols *SSA* à faible *RU* (I) se distinguent également par de faibles prix prédits qui peuvent être attribués aux fortes altitudes médianes (416 m) et aux fortes pentes médianes (7,5°) que ces terres présentent.

Pour finir sur les prédictions, deux cartes départementales sur la variabilité des prix associés aux attributs naturels sont disponibles dans la Figure 3.7 de l'annexe 3.D, p. 120. La légende de la figure décrit la méthodologie de calcul des écart (en %) aux prix médians départementaux. La carte 1 présente la variabilité issue uniquement des attributs pédologiques du modèle complet estimé pour cette section. Il apparaît que les sols les plus valorisés sont dans les communes à l'est du département, avec des prix prédits de l'ordre de 20% de la médiane départementale. À l'inverse, les sols au sud-ouest du département présente des contraintes issues de leurs attributs pédologiques.Leurs prix sont globalement inférieurs de 15% à la médiane. Lorsque les attributs topographiques sont ajoutées pour établir les variations de prix, les écarts entre les communes augmentent, ce qui signifie un effet de renforcement des inégalités de dotation. Les principaux effets géographiques persistent même si les terres du nord-ouest, relativement basses et peu pentues, apparaissent désormais comme relativement plus coûteuses. L'autocorrélation spatiale des prix prédits semble également s'accentuer.

3.6 Conclusion

La valeur d'une unité de terre, même limitée à sa dimension privative, ne peut pas se réduire à la composition intrinsèque du matériau. Il est en effet établi que de nombreux éléments extrinsèques (l'accessibilité, le climat ou l'option de pouvoir la dédier à un usage alternatif) font partie intégrante de cette valeur. Les attributs naturels intrinsèques, non reproductibles (à court et moyen termes) et variables dans l'espace, sont toutefois sources d'avantages et de contraintes qui influencent la production et la répartition de la richesse. En tant que valeurs différenciées, toute évaluation de leur contribution doit être effectuée relativement à une situation contrefactuelle de dotations différentes. Dit autrement, il ne faut pas comparer l'absence et la présence de terre – ce qui ferait également varier les éléments extrinsèques – mais des quantités ou des paniers variables des attributs que l'on cherche à quantifier.

L'analyse des relations hédoniques entre le prix des biens fonciers et leurs attributs naturels permet de faire apparaître ces derniers comme bénéficiant d'une valeur significative, affirmant ainsi leur statut de capital naturel. L'agrégation de ces valeurs pour l'ensemble des terres agricoles de Côte d'Or[10] conduit à une évaluation économique des attributs pédolo-

10. L'agrégation consiste à sommer, pour l'ensemble des terres du département, les prix prédits par le modèle

giques de 270 millions d'euros. Par la même méthode, la valeur agrégée de l'ensemble des attributs naturels est évaluée à 512,5 millions d'euros. Étant donné le biais de sélection potentiel présenté dans la section 3.2, les limites sur la qualité des données et des estimations ainsi que les écarts potentiels à l'hypothèse de marchés fonciers concurrentiels, ces résultats ne sont pas définitifs et doivent être utilisés avec précaution. A titre indicatif, ces chiffres représentent respectivement 1,86% et 3,5% du PIB départemental en 2005, tel qu'il est calculé par l'INSEE (14 534 millions d'euros[11]).

Cette évaluation de la valeur *marchande* – pour la production agricole – des attributs naturels n'est qu'une étape dans un processus de questionnement des coûts et bénéfices sociaux issu de l'usage de la terre. Par rapport aux sociétés agraires, le poids actuel des attributs naturels est souvent présenté comme plus faible (Huston, 2005) mais nous avons montré qu'il compte encore. Les résultats obtenus sur le poids de la topographie relativement à la pédologie remettent en cause la vision d'une hétérogénéité de la terre basée sur les rendements agricoles au profit d'une hétérogénéité issue des complémentarités avec le capital reproductible (matériel, travail). Une prochaine étape consisterait à croiser ce gradient agricole d'hétérogénéité avec les autres fonctions sociale remplies par la terre (en usage agricole ou en usage naturel). Pour reprendre l'exemple de la capacité épuratoire des sols lorsqu'ils sont préservés (chapitre 2), supposons que les sols contribuent d'autant plus à la gestion de l'eau qu'ils sont hydromorphes : soit un principe de zone humide. L'effet négatif de l'hydromorphie obtenue à la section 3.4 pourrait une corrélation négative entre hétérogénéité agricole et hétérogénéité hydrologique, pour reprendre la terminologie du chapitre 2.

La qualité de l'appariement entre les sources de données apparaît comme un point faible du travail, qui peut potentiellement remettre en cause certains résultats. En particulier, nous obtenons que les variables les plus significatives sont celles qui sont mesurées le plus précisément et contiennent donc le moins d'erreurs. La précision des résultats reportés dans ce chapitre ne doit pas voiler ces incertitudes, qui vont pouvoir être réduites en améliorant l'information de base et la méthode d'harmonisation dans l'espace. Il est toutefois intéressant de constater les contrastes entre disciplines et les impacts en terme de production et d'utilisation de données. Ce travail repose sur des informations issues de disciplines différentes (économie et pédologie en particulier) avec des logiques de récolte et de mise en forme différentes. Le meilleur exemple de cet écart est la précision avec laquelle la diversité des sols est représentée dans les données du RPB (au niveau de la strate) alors que leur localisation à l'échelle départementale s'avère peu précise, avec "seulement" 101 polygones (UCS). L'objectif d'établir une carte des sols pouvant être imprimée et consultable visuellement semble l'explication principale pour cette méthodologie qui se révèle *a posteriori* un frein à une utilisation alternative. La

complet avec des variables des contrôle évaluées à leur niveau le plus défavorable : le maximum lorsqu'elles ont un effet positif et le minimum pour un effet négatif. Pour tenir compte de l'inflation, la *dummy* annuelle de 2005 est posée à "1".

11. `www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?reg_id=99&ref_id=cmrsos08119`.

même remarque est valable pour les données SCAFR qui n'ont pas pour vocation première de servir à l'estimation de modèles statistiques et dont l'absence de représentativité, la présence de valeurs non renseignées et leur coût d'achat constituent des freins à leur utilisation scientifique.

ANNEXES

3.A Interprétations du modèle semi-logarithmique.

Bien qu'estimé par OLS, le modèle semi-logarithmique n'est pas un modèle linéaire en terme d'effets en volumes, ce qui peut être gênant pour obtenir des prix marginaux. Halvorsen and Palmquist (1980) et Kennedy (1981) discutent de la mesure appropriée pour interpréter l'effet d'une variable *dummy* $s_k = 1$ par rapport à la modalité alternative $s_k = 0$. Nous étendons ici les résultats à toute variation discrète, y compris pour une variable continue. Dans le cas *dummy*, la formule théorique du vrai paramètre g d'intérêt est :

$$\mathbb{E}\big(PRIX \,\big|\, s_k = 1\big) = (1+g) \times \mathbb{E}\big(PRIX \,\big|\, s_k = 0\big). \tag{3.4}$$

Cette équation montre tout d'abord que si des estimations pour les espérances conditionnelles (i.e. des prédictions) sont disponibles, il suffit de faire le rapport des deux et de retrancher 1 pour obtenir le paramètre d'intérêt. En économétrie, on préfère en général interpréter des coefficients OLS d'où la recherche d'équivalence entre g et $\widehat{\delta}_k$. En prenant le logarithme de l'équation (sous l'hypothèse $g > -1$) nous remarquons que la différence des *logarithmes* des espérances est le coefficient théorique δ_k, identifié par le modèle semi-logarithmique. La relation entre le paramètre d'intérêt et le paramètre identifié est donc :

$$g = \exp\big(\delta_k\big) - 1. \tag{3.5}$$

Par l'hypothèse sur les erreurs, δ_k est une variable aléatoire normalement distribuée de moyenne $\widehat{\delta}_k$ donnée par les OLS. Sa variance estimée est, par abus de notations sur la jointure des matrices d'explicatives : $\widehat{\sigma}_k^2 = \widehat{\sigma}_\varepsilon^2 \cdot \big[(\mathbf{XS}'\mathbf{XS})^{-1}\big]_{kk}$. Le paramètre d'intérêt g est également une variable aléatoire avec $\widehat{g} := \mathbb{E}(g) = \mathbb{E}\big(\exp(\delta_k)\big) - 1$. Nous avons donc que g suit une loi log-normale (non symétrique). Les chapitres 1 et 2 de la thèse font apparaître l'espérance d'une variable log-normale ($\exp(\widehat{\delta}_k) = \exp\big(\delta_k + \widehat{\sigma}_k^2/2\big)$), ce qui nous donne ici :

$$\widehat{g} = \exp\big(\widehat{\delta}_k - \widehat{\sigma}_k^2/2\big) - 1. \tag{3.6}$$

L'équation (3.2), qui sera utilisée pour interpréter les résultats marginaux dans ce chapitre, est une généralisation de l'équation précédente qui peut admettre des saut discrets de variables continues : typiquement le passage de s_k^0 quelconque à s_k^1 avec $s_k^1 := s_k^0 + \widehat{\sigma}_{s_k}$.

3.B Calcul de la Réserve en eau Utile

À partir des caractéristiques de strates de sol contenues dans le RPB, RU a été calculée par le biais d'une fonction de pédotransfert présentée dans Bruand et al. (2004). La valeur de RU pour chaque strate (indicée c) est déduite à partir de l'ensemble des variables pédologiques observées. Les valeurs par défaut de la fonction de pédotransfert ont été utilisées, ce qui est sans effet sur les résultats. La formule finale est la suivante :

$$RU_c(mm) = RU\big(CLT_c, TMO_c\big) \times EPAI_c(cm) \times \big(1 - TEG_c(\%)\big). \tag{3.7}$$

La fonction $RU(\cdot)$ est calibrée par l'expérimentation et les valeurs sont disponibles dans Bruand et al. (2004). Les RU par type de sol sont les sommes des strates et les valeurs par UCS sont leurs moyennes pondérées par les surfaces. Nous devons également mentionner des hypothèses qui ont été admises pour ce calcul : (i) la profondeur maximale de sol prise en compte est 1,20 m et (ii) les remontées capillaires ont été prises en compte uniquement au sein des types de sol où elles sont susceptibles d'apporter une contribution significative. Lorsque qu'un substrat du type alluvions sableuses, grèzes calcaires ou encore craie est présent à moins de 1,20 m de profondeur, 10–15 cm de ce matériau ont été inclus dans le calcul de RU et 20-25 cm pour la craie pour laquelle les remontées sont très importantes.

3.C Description des données

TABLE 3.4 – Sources et intitulés des variables utilisées

NOM	SOURCE	INTITULÉ
PRIX	SCAFR	Prix en euros courants
SURF	SCAFR	Surface en hectares
PXHA	SCAFR	Prix en euro par hectare
AN	SCAFR	Année de la vente
NC	SCAFR	Nature cadastrale
FERM	SCAFR	"OUI" si l'acheteur est le dernier fermier
		"NON" si l'acheteur n'est pas le dernier fermier
		"LIBRE" si pas de fermage avant la vente
DIJON	ODO	Distance à la mairie de Dijon
DUMDIJ	ODO	"1" pour plus de 35 km de Dijon et "0" sinon
DISTBV	ODO	Distance au chef-lieu du pôle de bassin le plus proche
DISTMA	ODO	Distance au chef-lieu de la commune d'appartenance
DRAIN	SSP	Part *communale* de surface agricole utile drainée
IRRIG	SSP	Part *communale* de surface agricole utile irriguée
RU	RPB	Réserve en eau Utile en millimètres
HYD	RPB	Indice d'hydromorphie dominant
NH	RPB	"1" si *HYD* est 0 sur toutes les parcelles, "0" sinon
PH	RPB	"1" si *HYD* est strictement entre 0 et 3, "0" sinon
TH	RPB	"1" si *HYD* est 3 sur toutes les parcelles, , "0" sinon
TARG	RPB	Taux d'argiles en %
TLIM	RPB	Taux de limons en %
TSAB	RPB	Taux de sable en %
TEG	RPB	Taux d'éléments grossiers en %
TMO	RPB	Taux de matières organiques en ‰
EPAI	RPB	Epaisseur du sol
CLT	RPB	Classes de texture calculées (Figure 3.5)
ALTI	MNT	Altitude en mètres
PENTE	MNT	Pente en degrés
EXPO	MNT	Exposition : *SUD*, *NORD*, *EST* ou *OUEST*

SCAFR : *Société Centrale d'Aménagement du Foncier Rural.*
RPB : *Référentiel Pédologique de Bourgogne.* **MNT** : *Modèle Numérique de Terrain.*
ODO : *distancier Odomatrix.* **SSP** : *Service de la Statistique et de la Prospective.*

TABLE 3.5 – Statistiques descriptives : *NOBS = 4 254*

CONTINUES	**Moyenne**	**E.T.**	**Min.**	**Max.**
PRIX	6 947	12 430	59,46	211 000
SURF	3,14	4,51	0,02	36,3
PXHA	2 223	1 583	289	9 995
DIJON	31,56	6,72	0	35
DISTBV	11,56	7,71	0	44,64
DISTMA	1,35	0,86	0,03	5,8
DRAIN	0,11	0,25	0	0,98
IRRIG	0,06	0,17	0	1
RU	85,83	46	12	171
HYD	1,38	1,28	0	3
TARG	33,54	13,17	7	67
TLIM	45,57	14,64	12	70
TSAB	20,88	20	1	81
TEG	10,68	15,82	0	80
TMO	21,3	20	1	81
EPAI	53,33	20,57	5	93
ALTI	319,8	112,4	175	658
PENTE	5,93	6,5	0	55,79

DISCRÈTES	**Effectif**	**Pourcentage**
DUMDIJ	2 844	66,85%
FERM : OUI	1 982	46,59%
FERM : NON	652	15,32%
FERM : LIBRE	1 620	38,08%

Nature Cadastrale				
TERRE	2 464	(57,92%)	*PANA*	331 (7,78%)
PRES	847	(19,91%)	*BOIS*	182 (4,28%)
TPRE	430	(10,11%)		

Année de vente				
1993	367	(8,63%)	2000	319 (7,50%)
1994	274	(6,44%)	2001	303 (7,12%)
1995	299	(7,03%)	2002	385 (9,05%)
1996	275	(6,46%)	2003	389 (9,15%)
1997	246	(5,78%)	2004	419 (9,85%)
1998	289	(6,79%)	2005	424 (9,97%)
1999	265	(6,22%)		

Classes de texture				
AL	1 403	(33,0%)	*EQUI*	664 (15,6%)
LA	802	(18,9%)	*SSA*	706 (16,6%)
ALO	679	(16,0%)		

Exposition				
SUD	1 325	(31,15%)	*OUEST*	948 (22,28%)
EST	1 336	(31,41%)	*NORD*	645 (15,16%)

3.D Figures additionnelles

FIGURE 3.5 – Les transactions SCAFR dans le triangle des textures : Chaque croix blanche représente une transaction ($NOBS = 4\,254$) en fonction de sa combinaison de textures. La nouvelle classification (*ALO*, *AL*, *LA*, *EQUI*, *SSA*) issue de la variable *CLT* a été effectuée sous deux contraintes : rassembler suffisamment de transaction et présenter une homogénéité pédologique suffisante. Cette figure a été réalisée grâce au package de Julien Moeys (2009) : The soil texture wizard : R functions for plotting, classifying, transforming and exploring soil texture data, `http://julienmoeys.free.fr/?Soil-textures-triangle`

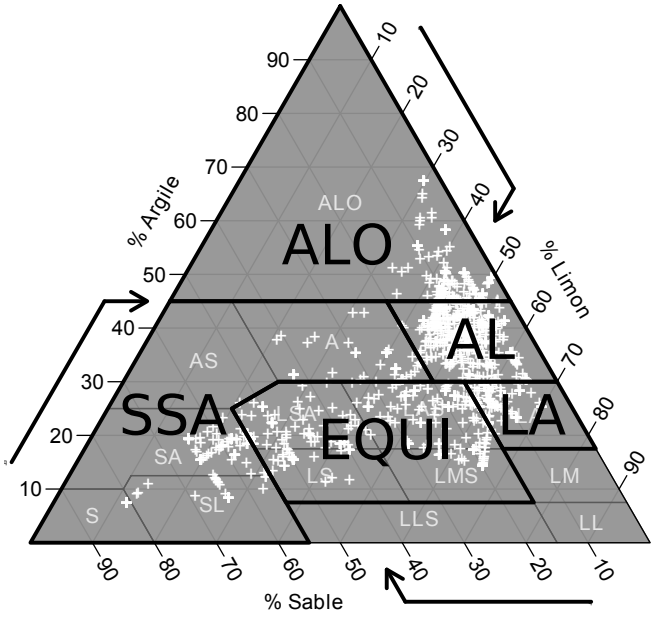


FIGURE 3.6 – Les interactions de la réserve utile avec l'altitude et la pente : Le codage de l'altitude est le suivant : *M*200 pour les terres à moins de 200 m, *M*300 entre 200 et 300 m, *M*400 entre 300 et 400 m et *P*400 plus de 400 m. Le codage de la pente est : *NULLE* pour les terres de moins de 2 degrés, *FAIBLE* entre 2 et 5 degrés, *MOYENNE* entre 5 et 8 et *FORTE* pour plus de 8 degrés.

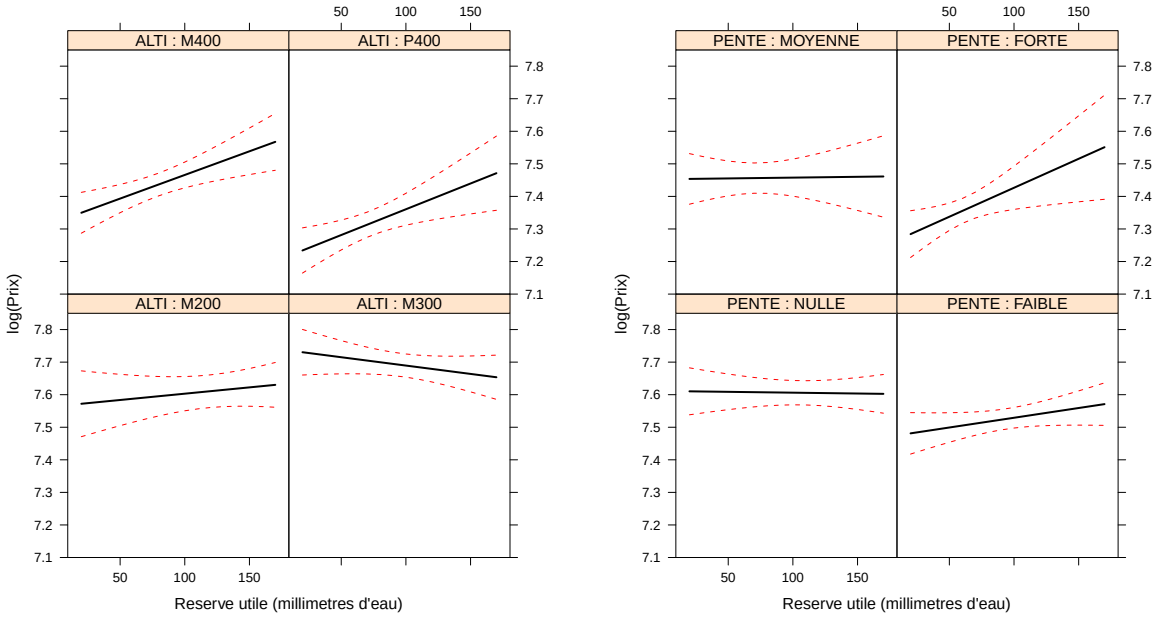
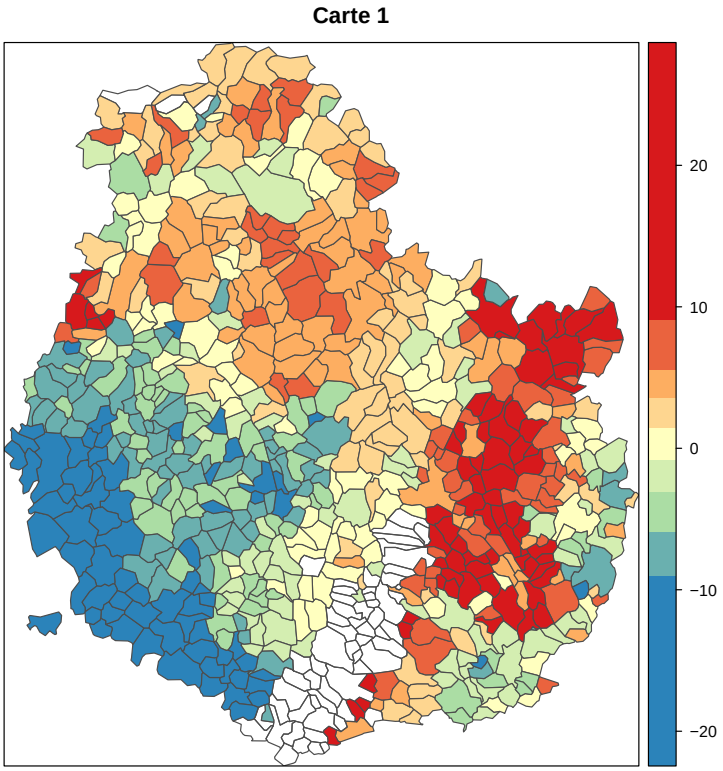
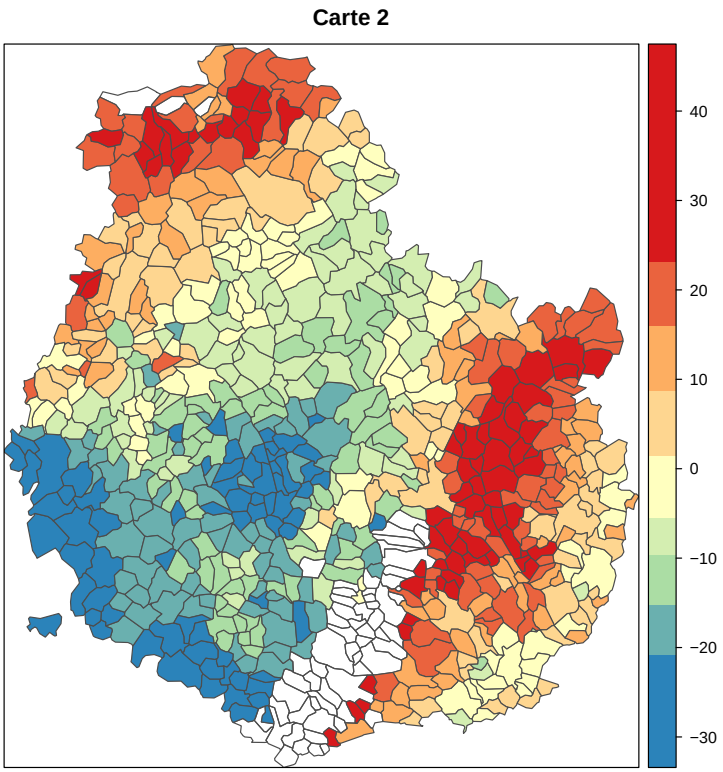


FIGURE 3.7 – Les variabilités de prix en fonction des attributs pédologiques et de l'ensemble des attributs naturels : Ces deux cartes sont obtenues sur la base de prédictions proches des Figures 3.3 et 3.4. Sur la base du MNT et des données du RTB (uniquement sur les usages agricoles de CLC, Tableau 3.2), nous établissons des prix prédits en ne faisant varier que les attributs pédologiques (Carte 1) et l'ensemble des attributs naturels (Carte 2). Les prix prédits sont des moyennes communales exprimées en % de la valeur médiane *des prédictions*. Soient 2 200 euros pour la carte 1 et 2 135 pour la 2. Les communes de la Côte viticole sont en blanc sur les cartes.





3.E Tableaux de la section 3.5

TABLE 3.6 – Les résultats du modèle complet de la section 3.5

Variables	Coeff.	E.T.	Variables	Coeff.	E.T.
$CONSTANTE$	$+$ 8,456**	*0,094*	$log(SURFHA)$	$+$ 0,999**	*0,007*
$DISTMA$	$-$ 0,040**	*0,001*	DBV	$-$ 0,002	*0,001*
$DIJON$	$-$ 0,023**	*0,002*	$DUMDIJ$	$-$ 0,127**	*0,030*
$FERM : OUI$	$-$ 0,041*	*0,018*	$FERM : NON$	$+$ 0,051*	*0,024*
$IRRIG$	$+$ 0,293**	*0,059*	$DRAIN$	$-$ 0,101*	*0,057*
$NC : PRES$	$-$ 0,001	*0,030*	$NC : TPRES$	$+$ 0,074	*0,029*
$NC : PANAT$	$-$ 0,002	*0,034*	$NC : BOIS$	$-$ 0,411**	*0,042*
AN : 1994	$-$ 0,021	*0,041*	AN : 1995	$-$ 0,009	*0,040*
AN : 1996	$-$ 0,026	*0,041*	AN : 1997	$-$ 0,003	*0,042*
AN : 1998	$+$ 0,004	*0,040*	AN : 1999	$+$ 0,037	*0,041*
AN : 2000	$+$ 0,121**	*0,039*	AN : 2001	$+$ 0,070	*0,040*
AN : 2002	$+$ 0,385**	*0,039*	AN : 2003	$+$ 0,379**	*0,038*
AN : 2004	$+$ 0,303**	*0,038*	AN : 2005	$+$ 0,370**	*0,037*
RU	$+$ 0,001	*0,001*	HYD	$+$ 0,082	*0,055*
$ALTI$	$-$ 7,096**	*0,941*	$PENTE$	$-$ 6,071**	*0,785*
$ALTI^2$	$+$ 0,666	*0,714*	$PENTE^2$	$+$ 1,768**	*0,607*
$ALTI^3$	$+$ 2,546**	*0,609*	TMO	$-$ 0,006**	*0,001*
$ALTI^4$	$-$ 1,376*	*0,573*	$EPAI$	$+$ 0,003*	*0,001*
$ALTI^5$	$+$ 1,902**	*0,546*	TEG	$-$ 0,001*	*0,000*
Exposition (ref = SUD) :					
EST	$-$ 0,002	*0,020*	$NORD$	$-$ 0,052	*0,026*
$OUEST$	$-$ 0,052*	*0,022*			
Textures (ref = AL) :					
LA	$+$ 0,175	*0,133*	$EQUI$	$+$ 0,098	*0,117*
ALO	$-$ 0,034	*0,092*	SSA	$+$ 0,082	*0,123*
Interactions					
$RU \times HYD$	$-$ 0,001	*0,331*			
Interactions CLT **(ref = AL)**					
$LA \times HYD$	$-$ 0,308**	*0,089*	$EQUI \times HYD$	$-$ 0,162*	*0,080*
$ALO \times HYD$	$-$ 0,801**	*0,203*	$SSA \times HYD$	$+$ 0,468*	*0,183*
Interactions RU **(ref = AL)**					
$\times LA$	$+$ 0,001	*0,001*	$\times LA \times HYD$	$+$ 0,002*	*0,001*
$\times ALO$	$-$ 0,002	*0,002*	$\times ALO \times HYD$	$+$ 0,008**	*0,002*
$\times EQUI$	$+$ 0,000	*0,002*	$\times EQUI \times HYD$	$+$ 0,001	*0,001*
$\times SSA$	$+$ 0,000	*0,002*	$\times SSA \times HYD$	$-$ 0,006*	*0,002*
R^2 Aj.	0,8589		$\widehat{\sigma}^2_\varepsilon$	0,2590	
$NOBS$	4 254				

** *: Significativement différent de zéro à 1%* et * *à 5%*

TABLE 3.7 – Médianes intra-catégories des attributs naturels : Le codage de la Réserve en eau Utile est le suivant : I pour *RU* entre 0 et 50, II pour *RU* entre 50 et 80, III pour *RU* entre 80 et 100, IV pour *RU* entre 100 et 130, et V pour *RU* entre 130 et 170.

	RU	AL	LA	ALO	EQUI	SSA
	I	671,0	13,00	284,0	155,0	375,0
	II	617,0	44,00	25,00	55,00	308,0
NOBS	III	143,0	31,00	75,00	80,00	51,00
	IV	160,0	127,0	346,0	40,00	34,00
	V	18,00	643,0	2,000	381,0	0,000
	I	0,000	0,000	0,000	0,089	0,000
	II	3,000	0,000	0,371	0,000	1,000
HYD	III	0,000	2,000	3,000	2,170	3,000
	IV	1,000	2,000	1,980	2,000	1,000
	V	2,463	3,000	1,461	3,000	–NR–
	I	350,7	360,5	473,9	371,4	416,2
	II	358,7	223,0	486,3	398,6	257,2
ALTI	III	202,8	316,7	183,7	437,1	411,5
	IV	298,9	385,3	185,0	401,5	182,0
	V	192,1	221,2	187,6	205,9	–NR–
	I	4,563	6,127	4,790	9,555	7,550
	II	13,73	6,989	8,260	6,120	3,091
PENTE	III	0,631	5,375	0,452	4,041	3,629
	IV	3,200	3,585	0,367	5,175	0,000
	V	1,588	1,893	1,694	2,036	–NR–
	I	7,126	10,00	10,00	50,00	65,00
	II	15,00	7,000	10,58	41,00	64,29
TMO	III	5,000	10,00	3,000	26,00	25,00
	IV	10,00	13,00	8,000	35,88	42,00
	V	12,47	15,00	11,15	20,00	–NR–
	I	33,00	20,00	51,00	33,02	38,00
	II	59,00	28,00	51,98	40,00	47,00
EPAI	III	35,00	61,00	45,00	50,32	52,00
	IV	74,00	44,00	67,00	65,99	44,00
	V	79,50	80,00	90,00	80,00	–NR–
	I	20,00	50,00	5,000	45,00	40,00
	II	10,00	5,000	5,614	17,00	1,000
TEG	III	0,000	10,00	0,000	0,000	0,000
	IV	0,000	0,000	0,000	0,105	0,000
	V	0,000	0,000	0,000	0,000	–NR–

CHAPTER 4

L'hétérogénéité révélée par les choix

USING 1992 CAP REFORM TO REVEAL OPPORTUNITY COST OF CROPLAND DIVERSION

ABSTRACT

IT IS ESPECIALLY USEFUL to know the opportunity cost of cropland diversion when considering the economic outcome of extending alternative land uses. The present work follows numerous studies proposing quantitative methods for computing the cost associated with crop withdrawal in conjunction with carbon sequestration, environmental preservation or urban development. The method presented here is based on farmers' short-run reactions to compulsory set-aside under the 1992 Common Agricultural Policy (CAP) reform. A revealed preference framework is combined with the suddenness and the spatial extent of this legislative shift to use the reform as a quasi-experiment. Associated evidence is based on farm microeconomic theory and French individual farm data, which is an original approach when looking at global land use changes. It allows us to distinguish two major sets of determinants of the individual opportunity costs: economic structures and spatial heterogeneity. It is first shown that past input choices and crop specialization matter in the distribution of the costs. Second, unobserved spatial heterogeneity of agricultural production (land quality and other local conditions) is identified within a spatial semiparametric regression framework. This distinction is particularly significant to separate external constrains and adaptations to these constrains.

4.1 Introduction

The opportunity cost of cropland diversion is the gross economic loss incurred when cropland is converted to some alternative use. From a social perspective, by ascertaining this cost we can determine how effective (cost-effectiveness analysis) and how relevant (cost-benefit analysis) it is to expand alternative land-uses. If we know this opportunity cost, the choice is then based on the relative size of the net social benefit to be derived from the change in land use under consideration (see chapter 2 of this thesis). From a private perspective, knowledge of the opportunity cost allows to evaluate the land-user's willingness to discontinue farming, which is often thought of as hidden information. This paper shows how a previous shift of the European agricultural policy (the 1992 Common Agricultural Policy reform) can be used to estimate such cost on individual data (French farms from a crop-specialized region). Individual data are then of special interest in the search of the determinants of this cost.

A good deal of work has been done on estimating the opportunity cost of cropland diversion, for example to compute the cost associated with the development of rangeland or forest for carbon sequestration (Stavins, 1999; Antle et al., 2003; Lubowski et al., 2006). But this economic measuring rod is also useful for an understanding of the social and private trade-offs associated with alternative land-uses (e.g. provision of ecosystem services, land conservation or urban development, see chapter 5). The concept is used in the theoretical literature that studies optimal contracts for implementing some desired land use (Bourgeon et al., 1995; Crépin, 2005; Ferraro, 2008; Canton et al., 2009). At the core of those studies, land quality is described as the main source of asymmetric information between the principal and agents. More specifically, land quality – and sometimes the farmer's ability – is a source of adverse selection because farmers know the opportunity cost of their cropland better than the regulator does. An overlooked issue in estimating the opportunity cost is the potential farmers' adaptation to the constrain of land diversion. This can be explained by the fact that previous empirical studies are based on aggregated data or observed conversions of plots of land instead of individual data. To the best of our knowledge, only one recent work proposes an approach in terms of individual data: Sheriff (2009). By using microeconomic data about individual farms, the present study can distinguish two major sets of opportunity cost determinants: economic structures and spatial heterogeneity. The meaning of this distinction appears in the light of the difference between exogenous determinants (land quality, location, climate) and determinants that can be modified (input choices, farm's crop portfolio). As a consequence, the oversight of economic structures can produce biased opportunity cost: upwards if potential wiggle room for adaptation is underestimated or downwards if some rigidities are ignored. So, the closest paper to this one is probably Sheriff (2009) even if two important features differentiate them. First, instead of using structural assumptions about production technologies, the present approach uses more classical properties of restricted profit functions to derive a

revealed preference framework (see Stavins, 1999 for arguments for this choice). Second, the empirical identification is provided by a quasi-experiment instead of a structural model (see Greenstone and Gayer, 2009 for arguments for this choice).

The empirical strategy is based on the 1992 reform of the European Common Agricultural Policy (CAP). That reform provides a valuable framework for estimating the opportunity cost of land diversion on the basis of within-farm heterogeneity. Such an old reform (implemented more than 15 years ago) is used because it brought about an unrepeatable land use change in macroeconomic terms. In France, some 1.5 million hectares (more than 10% of cropland) farmed in 1991/92 were diverted in 1992/93 (AGRESTE, official statistics of French agricultural ministery). Practically, a model of CAP payments is coupled with some classical results from production theory and used to compute opportunity costs for a sample of farms, without observing the costs directly. This can be interpreted as a method for revealing willingness-to-accept land diversion. Short-run reactions to 1992 CAP reform have three interesting features for this. (i) Compulsory set-aside is defined on an individual scale ensuring good spatial coverage: nearly all farms are targeted, not just certain particular locations. (ii) Reform is based almost exclusively on economic incentives as to land use and so observed behavior is reflected in terms of monetary compensation. (iii) The existence of a predetermined productive equilibrium before the reform (an assumption already used by Ball et al., 1997 and necessary for the identification strategy) is strengthened by historical considerations.[1] The analysis ties in with more current questions in a second stage. Econometric analysis is used to disentangle some of the determinants of the opportunity cost of land diversion, and in particular to segregate spatial heterogeneity from economic structures. The latter set of variables (inputs, productive orientation, land base area, etc.) are observed and included as exogenous regressors. As shall be seen later, the suddenness of the reform allows us to circumvent the classical problem of endogenous inputs when estimating a production function or a profit function from cross-sectional data (see the seminal paper by Griliches and Mairesse, 1995). Moreover, a semiparametric approach is used to control and identify unobserved spatial heterogeneity. This method is in the spirit of spatial fixed effects but without an important loss of degrees of freedom (McMillen, 2010).

The results can be divided into three parts. First, it is shown that neoclassical production theory coupled with a transcription of the CAP reform in terms of a global payoff function produces a consistent explanation of individual reactions. Each farm has its own unique optimum. The existence of optimality is then mobilized on individual data to yield the second

1. Except for unforseeable events (like weather or pest infection), the European agricultural crop sector before the reform was relatively stable in terms of legislative context (guaranteed prices were higher than world prices: i.e. actual prices fluctuated little) and farmland use (after a continuous annual growth rate of about 1% from 1970 to 1986, France's arable area was stable at 15 millions hectares until the reform [AGRESTE]). Unforeseeable events are likewise irrelevant here because we are interested in cropland allocation, which was effected before many of them occurred.

part of results. Without directly observing the opportunity costs of land diversion, by plugging in the CAP payment we can generate a per-hectare value (of the costs) for each farm in the sample. Values range from 672 ecu.ha^{-1} to 3,885 ecu.ha^{-1} with an average of 1,684 ecu.ha^{-1} (σ=271.8). Heterogeneity is weak compared with previous estimates from other studies. Third, two categories of determinants prove significant. Economic structures (especially family labor and crop specialization) affect costs significantly. Spatial heterogeneity also appears to be an important source of variability, in relation to the underlying factors mentioned previously.

The remainder of the paper is divided in 6 sections. Section 4.2 makes a detailed presentation of the 1992 CAP legislative reform. Section 4.3 presents the theoretical framework defining the opportunity cost of land diversion and the assumed short-run reactions. Section 4.4 presents the data and section 4.5 describes how opportunity costs are computed. Section 4.6 explains the econometric approach to the determinants of individual opportunity costs. The preferred empirical model is a geoadditive model (Kammann and Wand, 2003) also known by its regression family name of Generalized Additive Model (GAM, Hastie and Tibshirani, 1990, Wood, 2006). Section 4.7 concludes.

4.2 The 1992 CAP reform

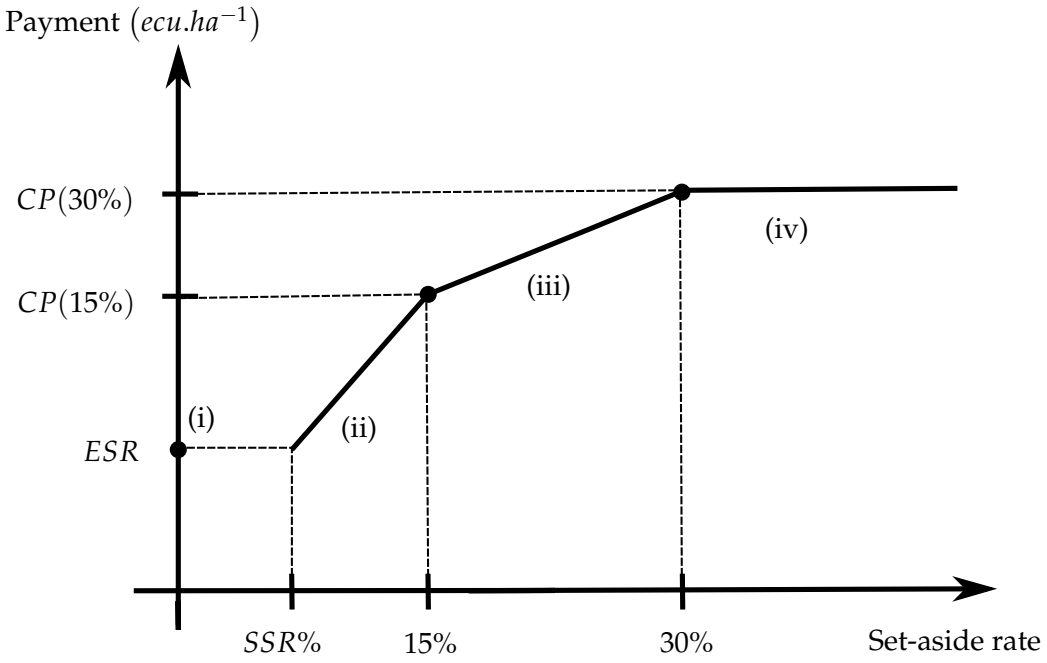
This CAP reform mainly affected grain and other arable crops (cereals, oilseeds and protein crops) produced by a subset of the agricultural sector referred to hereafter as the arable sector. It entailed significant reductions in support prices, compensated for by direct payments and a compulsory land set-aside scheme for large producers (Guyomard et al., 1996). More specifically, land diversion (set-aside) was a condition for obtaining direct payments. These compensatory payments were computed on the basis of cultivated, claimed and diverted acreages, with per-hectare compensation rates. So, the payments were a function of regional compensation rates, individual cropland acreages, claims, and diverted acreages but, as shall be seen, in a non-trivial way.

In fact, each farmer could claim compensatory payments for his whole cropland base if 15% of that base is diverted from production. As Colman and Vavra (2002) observe for UK farms, compensation was not systematically claimed for the whole cropland base (about 25% of farms did not claim compensation for the whole eligible area). They present five scenarios or economic explanations for their observation. Three explanations arise from interactions with the CAP livestock subsidy scheme or other non-crop land uses. These were not crucial factors in the sample of specialized farms in a specialist arable region under study hereafter. The other two explanations pertained to the opportunity cost of land diversion, which is what we are interested in. The intuition behind such reasoning can be stated simply. At the margin, to obtain more compensation (direct payment) a farmer has to claim more acreage, within the

limit of the cropland base. But this increase in acreage claimed is associated with an increase in the "compulsory" quantity of set-aside, which is costly. The term "compulsory" is misleading because the commitment is conditional upon compensation being claimed, which is a choice.

To describe the payoff function more precisely, let SA_i be the quantity of cropland diverted by any farm i and $\overline{S}_i$ its *total* cropland base. The latter depends on past land use allocation between crops: "historical acreages." The regional compensation rates differ between diverted acreages and *cropped and claimed* acreages. We respectively note τ_r^g and τ_r^c the two rates. So, the payoff function (noted $CP(.)$ for Compensatory Payment) admits three exogenous parameters ($\overline{S}_i$, τ_r^g and τ_r^c) and one endogenous parameter (SA_i). Only the latter is chosen by i as a result of the reform. Two important points must not be overlooked: some cropped acreages from the *total* cropland base are potentially not compensated for (if no claim is made) and set-aside must be at least 15% of claimed acreages (= set-aside + cropped and claimed acreages). Figure 4.1 presents the payoff function with SA_i (expressed in percent of $\overline{S}_i$) on the x-axis. The curve admits four exclusive regimes implying different marginal rates of compensation. The marginal rate depends on the ratio of set-aside to the total cropland base.

Figure 4.1: The CAP reform direct payment as function of set-aside rate.



(i) Simplified scheme. As mentioned briefly at the beginning of the section, only large producers were compelled to set land aside to obtain compensatory payments. So, this CAP reform provided for a "simplified scheme" without compulsory set-aside for small producers.

But in the same way as compulsory set-aside was opted for, the definition of small producers was based on claims and so was an indirect choice. The simplified scheme applied to farms claiming compensation on acreages representing a theoretical output of less than 92 tons wheat equivalent.[2] By noting MA_r the (regional) Maximum Area that a farm i (in region r) could claim for without compulsory set-aside and SSR_i the percentage of the *total* cropland base of i that 15% of MA_r represents, we have:

$$\text{if } \; SA_i/\overline{S}_i \leqslant SSR_i \; \text{ then } \; CP(\,0\,) = ESR.$$

ESR was constant on a national scale and stood at 3,910 ecu.year^{-1} (see annex 4.A, p. 144.) It was the maximum compensatory payment that a farm could obtain under the simplified scheme. The absence of set-aside is represented by the argument of $CP(.)$ equals zero. Farms with a "large" cropland base ($\overline{S}_i \geqslant MA_r$) could elect this regime (and limit their claims to MA_r) if the loss in terms of compensatory payment was offset by the cost of induced compulsory set-aside. As can be seen equally in annex 4.A, the simplified regime was not a choice if $\overline{S}_i < MA_r$.

(ii) Set-aside rate was between SSR_i and 15% of $\overline{S}_i$. In this case, i's set-aside represented more than SSR_i% and less than 15% of $\overline{S_i}$. This means that acreages claimed for were less than the total cropland base. By setting aside exactly SSR_i% of $\overline{S}_i$, the farm i was indifferent between (i) and (ii). But if i set aside more acreage, the compensatory payment increased. The marginal rate was $\tau_r^g + 85/15\,\tau_r^c$, the slope of the first segment of Figure 4.1. By setting aside one additional unit of cropland, i obtained set-aside compensation for that unit (τ_r^g) and could rightfully claim 85/15 additional units of cropland base, compensated for at the rate τ_r^c. The 85/15 rule was familiar to practitioners of the reform. It was attributable to the fact that set-aside was included in the claimed area when the reform stated "set-aside must be 15% of claimed area." So,

$$\text{if } \; SSR_i \leqslant SA_i/\overline{S}_i \leqslant 15\% \; \text{ then } \; CP(SA_i) = SA_i \times (\tau_r^g + 85/15\,\tau_r^c).$$

The *cropped and claimed* area does not appear explicitly in this equation because it is always $85/15 \times SA_i$. A well-advised farmer did not set aside less than 15% of the *total* cropland base without earning the whole induced compensation. The case where $SA_i/\overline{S}_i$ = 15% corresponds exactly to the situation where the *total* cropland base was fully claimed for compensation and 15% of this base was diverted.

(iii) Set-aside rate was between 15% and 30% of $\overline{S}_i$. This CAP reform implicitly involved voluntary set-aside with monetary incentives. In all regions of France, τ_r^g was greater than

2. The value in hectares depends on the region under consideration, from 13.1 ha to 16.73 ha (see 4.A, p. 144.)

τ_r^c. This means that it was potentially profitable for farms to substitute set-aside payments for compensatory payments. This case arose when set-aside rates exceeded 15% of the *total* cropland base. As we will see, a non-negligible number of farms were concerned. Interestingly, the reform anticipated this incentive and limited the set-aside compensation to 30% of the *total* cropland base. This meant that:

$$\text{if } 15\% < SA_i/\overline{S}_i \leqslant 30\% \text{ then } CP(SA_i) = SA_i \times \tau_r^g + (\overline{S}_i - SA_i)\,\tau_r^c.$$

The slope of the second segment in Figure 4.1 is the first derivative of previous function by SA_i: $\tau_r^g - \tau_r^c$, inferior to the first.

(iv) Set-aside rate was more than 30% of $\overline{S}_i$. Although few farms in the area considered were concerned, a fourth regime with set-aside greater than 30% of base area has to be mentioned. The constraint of 30% maximum of compensated set-aside acted as an upper boundary for the payoff function. For a set-aside rate greater than 30% of $\overline{S}_i$, the compensatory payment was constant:

$$\text{if } 30\% < SA_i/\overline{S}_i \text{ then } CP(SA_i) = \overline{S}_i\,(0.3 \times \tau_r^g + 0.7 \times \tau_r^c).$$

To conclude this section, four assertions can be made. First, the payoff function is weakly increasing with set-aside rates and so with the area diverted. Second, if we assume that compensatory payment is the only benefit from set-aside, it is irrational to set-aside a rate strictly between 0 and SSR_i. In our sample, only 2% of potentially large farms are in this case. Third, the same is true for set-aside rates greater than 30%, which make up less than 1% of the sample. Fourth, if we exclude the two previous choices as discontinuities on respectively $SA_i = 0$ and $SA_i = 0.3 \times \overline{S}_i$ the payoff function is slightly concave.

4.3 Theory

The underlying theory used in studying the opportunity costs of cropland diversion can be described by a simple Ricardian model. An interesting feature of this class of land use choice models is that a productive equilibrium can be resolved into what is often called a land heterogeneity framework. Here, we choose to define land heterogeneity from a within-farm perspective.

Consider a single-product farm i which crops $\overline{S}_i$ hectares of heterogeneous land with a vector of inputs $\mathbf{X}_i$ (capital, material, workers). Without loss of generality, a scalar θ is assigned to each unit of land to describe a one-dimensional heterogeneity. Whithin i's cropland base, plots are ordered by the parameter θ. They range from $\underline{\theta}_i$, the worst unit of land, to $\overline{\theta}_i$, the best unit. These two values are fundamental when considering heterogeneity between farms,

so we do not use the classical normalization to one. The within-farm distribution of land is described by the cumulative function $G_i(.)$, which lies within the unit interval. This means that $\overline{S}_i\, G_i(\theta)$ represents i's acreage drawn by units of land worse than θ and $\overline{S}_i\, g_i(\theta) = \overline{S}_i\, G_i'(\theta)$ groups together all θ-type units of land included in i's land base. For analytical convenience, it is assumed that all density functions $g_i(\theta)$ are continuous. It is also assumed that production exhibits constant returns to land of any given quality but that production is neoclassical in all inputs and ordered land heterogeneity, and can therefore be represented by a restricted profit function (Lichtenberg, 1989). By noting $r(\theta; p, \mathbf{w})$ the restricted profit function from a unit of land θ, with p the unit output price and $\mathbf{w}$ the vector of unit input prices, i's total profit is[3]:

$$\pi_i(p, \mathbf{w}) = \overline{S}_i \int_{\underline{\theta}_i}^{\overline{\theta}_i} r(\theta; p, \mathbf{w})\, \mathrm{d}G_i(\theta), \tag{4.1}$$

with $\partial r(\theta)/\partial\theta \geqslant 0$ and $\partial^2 r(\theta)/\partial\theta^2 \leqslant 0$. Assuming that this profit function describes the productive optimum of farm i (long-run optimum), the opportunity cost of land diversion is the gross loss associated with a land withdrawal and is conditioned by the previous situation. Imagine that i removes from production SA_i hectares of land and that i removes the worst units of land. A threshold, noted θ_i^t, can be set such that:

$$SA_i = \overline{S}_i \int_{\underline{\theta}_i}^{\theta_i^t} g_i(\theta)\, \mathrm{d}\theta. \tag{4.2}$$

Implicitly, land is considered a quasi-fixed allocatable input (Chambers and Just, 1989) so the total amount ($\overline{S}_i$) is assumed fixed in the short-run but can be allocated to a different use. This explains why we can use the same density function $g_i(.)$ before and after land diversion. The next equation expresses i's total profit subsequent to the diversion of SA_i hectares of land:

$$\pi_i'(\theta_i^t; p, \mathbf{w}) = \overline{S}_i \int_{\theta_i^t}^{\overline{\theta}_i} r_i'(\theta; p, \mathbf{w})\, \mathrm{d}G_i(\theta). \tag{4.3}$$

The restricted profit function is allowed to change between the two theoretical cases (with and without set-aside) and between farms. This means that demand for input is not perfectly responsive to changes in land allocation. Contrariwise, output price and input prices are assumed unchanged. To be consistent, the definition of opportunity cost has to implicitly include these microeconomic reallocations, which was not explicitly stated in earlier studies.

As a consequence, for exogenous p and $\mathbf{w}$, the individual opportunity cost of land diversion is determined by the optimal behavour. This can be seen by writing the opportunity cost

3. By the additional hypothesis that all farms use the same technology and have the same input and output prices, restricted profit functions are identical.

function:

$$OC\left(SA_i; S_i, p, \mathbf{w}\right) = \pi_i\left(p, \mathbf{w}\right) - \pi_i'\left(\theta_i^t; p, \mathbf{w}\right), \tag{4.4}$$

$$= \overline{S}_i \int_{\underline{\theta}_i}^{\theta_i^t} r(\theta; p, \mathbf{w})\, \mathrm{d}G_i(\theta) - \overline{S}_i \int_{\theta_i^t}^{\overline{\theta}_i} \Delta_i\, r(\theta; p, \mathbf{w})\, \mathrm{d}G_i(\theta), \tag{4.5}$$

with $\Delta_i\, r(\theta; p, \mathbf{w}) \equiv r_i'(\theta; p, \mathbf{w}) - r(\theta; p, \mathbf{w})$. Opportunity cost is broken down into two additive terms: a strict loss because of land diversion and a reallocation term. As shall be seen below, the use of farm microdata is a necessary condition for identifying the second term, which represents the indirect consequences of set-aside at the farm scale. It can be thought of as being inversely related to strict loss and so as partly offsetting the loss. It corresponds essentially to gains in free time, reallocation of fixed capital to plots on which production continues, etc.

In anticipation of the empirical application, we need to demonstrate an additional property of the opportunity cost function: the increase in the marginal value with the diverted acreages. As assumed and explained by Fraser (2009), "given such land heterogeneity on-farm, the marginal cost of diverted land [...] increases as more land is diverted" (p. 192). This follows simply from it being the poorest land plots that are diverted first and that (in absolute value) the second term of (4.5) is less than the first one (a reasonable assumption for a non negligible area diverted). This property can be stated as follows:

$$\frac{\partial^2 OC\left(SA_i; S_i, p, \mathbf{w}\right)}{\partial SA_i^2} \geqslant 0. \tag{4.6}$$

By integrating 1992 CAP reform into this model of private land allocation we obtain a mathematical relationship between the compensatory payment and the opportunity cost of land diversion. Assume that endogenous parameters of (4.5) represent any farm i from the French arable sector just before 1992. Accordingly, $\overline{S}_i$ represents the individual (and eligible) *total* cropland base. As a result of the reform (for productive activity in 1992/93), the microeconomic optimum is as (4.3). There are two main reasons for these choices. First, CAP reform does not impose any constraints on the location of set-aside, except for individual requirements. Accordingly, a rational farmer sets aside his poorest cropland units. This implicit behavior, named "slippage" in the literature, is well documented for acreage control programs in both the EU (Fraser, 1997) as in the US (Love and Foster, 1990), Hoag et al. (1993). Second, with the reference to historical areas, CAP reform involves a satisfying stability of the individual cropland base at least in the short run. As we consider later the year immediately after the reform (1992/93), this tends to minimize the *total* cropland base changes (75% of the sample changes its land base by less than 5 hectares).

In section 4.2, we show that the compensatory payment function (benefit from set-aside) is increasing and concave with diverted acreage. In this section, we show that opportunity cost

is increasing and convex with diverted acreage. Consequently for each farm opting for case (ii) or (iii), there is a unique private equilibrium defined as the equalization of marginal benefits and marginal costs:

$$OC'\left(SA_i^*; \overline{S}_i, p, \mathbf{w}\right) = CP'(SA_i^*; \overline{S}_i, \tau_r^g, \tau_r^c). \tag{4.7}$$

As a result of the reform, individual optimal set-aside quantities (SA_i^*) are implicitly determined by this equality. This provides a source to deduct individual opportunity costs in empirical terms. In particular, for each farm opting for case (ii) or (iii), we can compute an approximation for average opportunity cost of diverted lands by dividing direct payments by acreage diverted[4]:

$$\overline{OC}_i \approx CP(SA_i^*; \overline{S}_i, \tau_r^g, \tau_r^c) \;/\; SA_i^*. \tag{4.8}$$

Some points about the empirical implications of (4.7) and (4.8) are discussed here. It is now clear that the definition of a previous productive optimum is necessary to compute the opportunity cost of land diversion on individual data. In other words, it is necessary to observe each farm at two points in time. Moreover, the two points have to be as close together as possible to control for other time-dependent factors. In this way CAP reform is an interesting quasi-experiment because it engenders a huge land-use change within a short time interval. In the words of quasi-experimental empirics, the opportunity cost of land diversion is computed by the difference between the treatment group (each farm after the reform) and the comparison group (the same farms before the reform) as (4.4). As we will see below, by observing the same farms before and after the reform we can reduce the time-dependencies and consider the inputs as exogenous to set-aside choices. However, an underlying shortcoming of this empirical strategy is that we concentrate on short-run opportunity costs, which implicitly contain the input rigidities. Nevertheless, we argue that short-run rigidities are fundamental to evaluating willingness-to-accept land diversion, and so are of interest.

4.4 Data

The data used are from the French ministry of agriculture's "*structure des exploitations agricoles*" survey. This is a stratified face-to-face survey of about 10% of all French farms with weights to ensure representativeness in terms of size, productive orientation (crop, livestock, etc.) and *départements* (a legislative zoning, NUTS III in European harmonized units). This survey brings together numerous physical variables including a detailed description of within-

4. According to Figure 4.1, there are two marginal rates of CAP payments. We observe on individual data the quantity of land (SA_i^*) with opportunity costs strictly under one of these values – depending on the individual choice – so the average cost is necessarily under. By specifying some functional distributions on individual opportunity costs, we have searched for a structural relationship between average payments and average opportunity costs, without results. A previous work on set-aside rates with the same data convince ourselves for the quality of the approximation (4.8). Nevertheless, the formal proof is lacking.

farm land allocation among crops. All the variables of each farm were reviewed in 1990 and 1993 if anything special (entry or exit) occurred between the two waves. We restrict the sample to arable farms in the Paris Basin, which is generally considered a relatively homogeneous plain of 104,500 km^2 around Paris (see Figure 4.2, p. 135). The sample is composed of 6,561 farms (see annex 4.B, p. 145, for more details).

Paris and its immediate surroundings are excluded, so the survey relates to 18 *départements*, containing 7,750 *communes*, which is the finest spatial scale available of farm geocoding (see zoning of Figure 4.3, p. 141). In 1990, the farms there were bigger than elsewhere in France (average Usable Agricultural Area, UAA hereafter, was about 80 ha as against a national average of about 42 ha). Arable farms have an average specialization rate of 77% with a coefficient of variation of almost 0.26. The specialization rate is the ratio of cropland to UAA. Its high value and low variance is consistent with the assumption of a set of specialized farms. This meant interactions with livestock and other productive orientations are reduced to exclude others explanations from Colman and Vavra (2002).

As in section 4.2, the restricted sample was subdivided into four groups of farms. In distinction to the simplified scheme, cases (ii), (iii) and (iv) made up the general scheme. Table 4.1 which follows presents some descriptive statistics within the groups.

Table 4.1: Farms classification according to reform short run reactions: *For groups, see in the main text. Means are presented with Standard Deviations in parenthesis. Areas in hectares, total payments (CP) in thousand ecu and payments per-set-aside area in ecu.ha.*$^{-1}$

N = 6,561 farms from arable sector, potentially from general regime				
GROUP	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
N	**593**	**2,205**	**3,747**	**16**
$\overline{S}$	41.97 (*42.19*)	83.23 (*55.12*)	80.31 (*53.61*)	54.48 (*69.26*)
SA	0 (*0*)	12.94 (*8.636*)	12.24 (*8.874*)	21.64 (*24.46*)
$SA/\overline{S}$	0 (*0*)	14.04 (*1.564*)	16.39 (*2.287*)	34.37 (*3.372*)
CP	3.91 (*0*)	23.62 (*16.17*)	23.24 (*15.44*)	15.96 (*18.91*)
CP/SA	Inf (*NA*)	1,820 (*276.4*)	1,603 (*227.5*)	725.3 (*134.1*)

Sources: Structure des exploitations agricoles 1990 and 1993 [AGRESTE].

The four groups respectively accommodate 593; 2,205; 3,747 and 16 farms. Because of the small number of farms in group (iv), they are omitted from the econometric analysis. Farms in group (i) are significantly smaller than farms in groups (ii) and (iii). This is easily explained by the fact that the cost in terms of refused compensatory payment (the necessary condition for not diverting land) is lower for smaller farms. The average total cropland base is higher (but not statistically different) for group (ii) than group (iii). Average set-aside acreage is also higher for group (ii) than group (iii) and the reverse is true for the average set-aside rate. These observations can be explained too. As the bigger farms seem to be in group (ii), a smaller average set-aside rate may involve a larger average set-aside acreage. As we can see for payments

per set-aside area, group (ii) has a higher average compensation per-unit of land diverted (and consequently a higher average opportunity cost of land diversion, see equation (4.8)) than group (iii). This is true even if total payments to the two groups are very similar. Unsurprisingly, group (i) farms do not have any diverted acreage and all have the same total payment of 3,910 ecu.year^{-1}.

4.5 Computing the opportunity costs

We cannot consider the 593 farms in the simplified scheme because we do not observe marginal cost/benefit equalization. This sample selection is tackled in the next section. For the sample under study (groups (ii) and (iii) of Table 4.1), average opportunity costs range from 672 ecu.ha^{-1} to 3,885 ecu.ha^{-1} with an average of 1,684 ecu.ha^{-1} ($\sigma = 271.78$). The three quartile values are 1,532; 1,690 and 1,826.

By sorting the farms by their per-hectare costs of land diversion we can propose a aggregated representation of the economic impacts of the reform. As Figure 4.4 (annex 4.C, p. 147) shows, most farms have an average opportunity cost of land diversion of between 1,000 and 2,000 ecu.(ha.year)$^{-1}$. This result is dictated by the incentive structure of the CAP reform which, as set out in section 4.2, is similar to a per-hectare payment for set-aside. Figure 4.5 (annex 4.C, p. 147) portrays the equivalent in terms of corresponding acreage diverted. With a payment of 1,500 ecu.(ha.year)$^{-1}$, 20,000 hectares are diverted from farms in the sample (about 200,000 hectares out of the whole area, assuming the sample represents about 10% of the total number of farms). For 1,500 ecu.(ha.year)$^{-1}$, the cost of such a policy tends to be moderate. But for any (even slightly) higher payment, the acreages diverted surge, as does the total cost of the policy. It is nevertheless important to mention that we are interested in a policy under the same incentive scheme as the CAP reform. All other policies (payment for tons sequestered, payment for ecosystem services or a market for production rights) may entail different economic outcomes.

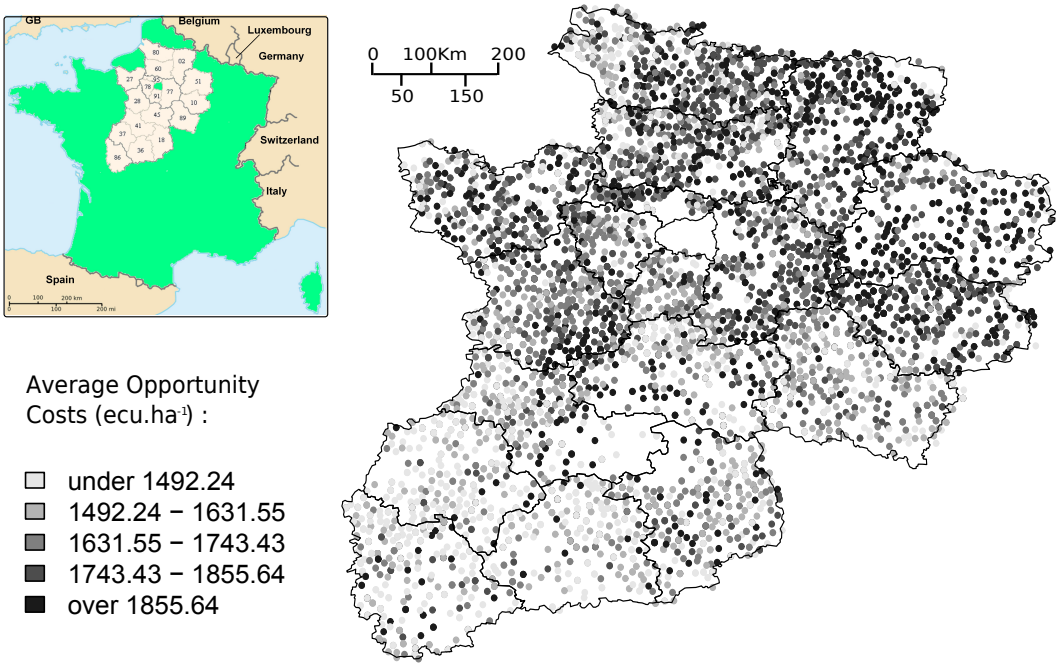
Compared with Stavins (1999)[5] who estimates the opportunity cost of land diversion for carbon sequestration in the US, the curves here are less convex for small values even if they accelerate beyond 1,500 ecu.(ha.year)$^{-1}$. This means that heterogeneity is smoothed with the use of farm microdata, compared with observed plot conversions. This is consistent with the reallocation term of (4.5) and the fact that other studies tend to overestimate the opportunity cost by underestimating the microeconomic reallocation effect. This result can be bridged with the questions about potential adaptation as a result of external constraints on land use. In terms of land use choices, individual adaptations appear to be substantial. However, this result must

5. We nevertheless present the results in terms of hectares instead of tonnes of carbon sequestered as in Stavins (1999).

be tempered by the fact that we are interested in short-run reactions and the question of the long run-effects cannot be dealt with.

Another important insight is the spatial pattern of opportunity cost. It may be thought that the effect of payment for set-aside is not spatially homogeneous. It is important to be aware of the spatial implications of land use policies both for implementing efficient and targeted economic policies and for anticipating spatial redistributions. Figure 4.1 presents the spatial variability of the individual values.

Figure 4.2: Spatial distribution of average opportunity costs of land diversion.



In the total area, 3,494 *communes* have no observations, while 2,324 *communes* have just one observation, 1,092 have two, 500 have three and 340 have four or more. When a *commune* has more than one observation, the average is presented. This map therefore shows 4,256 spatial observations of the continuous variable $\overline{OC}_c$. Costs are higher at the north than at the south, as a special case of more complex spatial patterns. Even if this trend is consistent with some agronomical soil properties and local expert judgments, we have explained above that there are many determinants of opportunity cost that must be analyzed in greater depth.

4.6 Determinants of opportunity costs

As seen, the sudden shift in land use subsequent to the 1992 CAP reform is a potential quasi-experiment for disentangling the sources of opportunity cost variations. It moderates the simultaneity between land-use choices and other economic choices (long-run determinants).

Because we observe inputs before the 1992 CAP reform, the relation with the opportunity cost of land diversion is free from simultaneity effects. This allows us to study a first set of determinants, linked to individual economic structures, with a simple linear model and Gauss-Markov regularity conditions.

$$\overline{OC}_i = \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i^{(1)}, \quad i = 1, ..., N, \tag{4.9}$$

for all farms from groups (ii) and (iii), so $N = 5,952$. $\mathbf{x}_i'$ is the transpose of a column vector of dimension $K \times 1$. The variables are described in appendix 4.B, p. 145. They cover capital owned, family and permanent labor used, total Usable Agricultural Area and specialization in arable crops. Even if endogeneity is conceptually controlled by the rigidities in the short run, it may be that these variables are not all concerned in equal degrees. For capital and specialization, it seems acceptable to assume that short-term reactions are limited. For labor or UAA, this assumption is more problematic and the observed variations between the two periods (before and after the reform) are included as additional regressors.

A first challenge in the search for the determinants of opportunity costs is to consider that revelation is censured under the simplified scheme: case (i). We cannot observe equalization between opportunity cost and compensatory payment when a farm opts for the simplified scheme. This problem about the representativeness of computed opportunity costs will be classically treated by a selection model as described by Heckman (1979). The first step is a probit model on 6,545 farms, group (i) included. The endogenous variable is binary: 1 for "belonging to groups (ii) or (iii)" and 0 for farm from group (i). The Inverse of Mills Ratio (IMR) is fitted for each observation of groups (ii) and (iii). It is then included as an additional covariate to obtain the following second step (with a correction of standard deviations: Heckman, 1979):

$$\overline{OC}_i = \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \widehat{IMR}_i\delta + \varepsilon_i^{(2)}, \quad i = 1, ..., 5952. \tag{4.10}$$

The occurrence of a selection bias due to the simplified scheme is tested under $H0 : \delta = 0$ with a t-statistic. In accordance with the theoretical model, δ has to be significantly different from zero because the choice about participating appears to be based on opportunity cost. This implicitly assumes a statistical relationship between $\widehat{IMR}_i$ and $\overline{OC}_i$ which share some common determinants, in particular in terms of land quality.

This first dimension of observed between-farm heterogeneity ($\mathbf{x}_i$) allows us to test for the effect of past input choices on the opportunity cost of land diversion. If a significant relationship appears, input choices interact with opportunity cost and should (ideally) be taken into account by any land use regulation. However, even if contemporary relationships between regressors and opportunity cost are closely controlled, some determinants of spatial heterogeneity are overlooked. This is a textbook problem of omitted variables: if they are correlated

with previous covariates, marginal effects are biased. Biophysical attributes of land as well as climate, distance to market, neighborhood relationships, and many other explanatory factors of opportunity costs are space-related. These factors are difficult to observe in full (conceptually and practically) in large areas, see chapter 3 for an example. This explains in part why we choose to consider spatial heterogeneity as unobservable. The second main reason is the need to have independent error terms (a Gauss-Markov condition), which is incompatible with a spatial pattern of residuals. As will be seen in more detail afterwards, including an unobserved spatial term allows the spatial dependency of residuals to be decreased and so improves the quality of estimations.

Specifying an unobserved spatial heterogeneity consists here in including a smoothing function of geographical coordinates ($h(U_c, V_c)$, McMillen, 2010; Geniaux et al., in press) in the regression function such that the model is:

$$\overline{OC}_i = \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + h(U_c, V_c) + \varepsilon_i^{(3)}, \quad i = 1, ..., 5952 \tag{4.11}$$

U_c and V_c represent respectively the degree-longitude and the degree-latitude of the centroïd of farm i geocoding (*commune*). This model corresponds to a Generalized Additive Model (GAM) where location is a nonparametric fixed effect, simultaneously estimated with the parametric terms of farms economic structures. See annex 4.D (p. 148) for more details about practical implementation of the GAM, which is not a classical econometric tool. Briefly, it is a way of estimating semi-parametric models that can be profitably used with spatial data and in particular with spatially smoothed terms (geoadditive, Kammann and Wand, 2003). The seminal reference for GAM is Hastie and Tibshirani (1990), and Wood (2006) for its practical implementation. In agricultural economics research, Roberts and Key (2008) have already use such a method. They use spatial GAM to control for local contexts and quantify the causal (positive) relationship between agricultural policy payment and agricultural land concentration, derived from the allocation of fixed assets between farms. As in that latter paper, the spatial smoothing function is here conceptually linked to the unobserved land quality and the local contexts.

The estimation of a GAM with endogenous regressors and/or sample selection is a statistical work in progress (see Wiesenfarth and Kneib, 2010, for a Bayesian implementation). Nevertheless, we present below a GAM with the inverse Mills ratio as an additional parametric variable. This is the most complete model of this paper (sample selection and spatial heterogeneity are both processed) but its asymptotical properties are not well known. This explains why other more known but less complete models are also presented below (equations (4.9), (4.10) and (4.11)).

Column 2 reports marginal effects and the adjusted R^2 for the linear model (4.9). The endogenous variable is the average opportunity cost of land diversion, as presented in (4.8). The adjusted coefficient of determination is 0.24. Capital, permanent labor, and variations in

Table 4.2: Results from different models for opportunity costs determinants.

N=5,952 ; Endogenous variable : average opportunity cost of land diversion				
Variables	**OLS** (4.9)	**OLS+IMR** (4.10)	**GAM** (4.11)	**GAM+IMR**
INT	$2{,}864^{**}$	$2{,}794^{**}$	$2{,}762^{**}$	$2{,}758^{**}$
	(23.73)	*(30.45)*	*(20.52)*	*(25.44)*
IMR	$-$	-117.7^{**}	$-$	-3.624
		(20.56)		*(12.93)*
$CAPITAL$	$+0.464$	$+1.425^{*}$	3.22^{**}	$+3.152^{**}$
	(0.762)	*(0.845)*	*(0.626)*	*(0.685)*
$FLABOR$	$+2.014^{**}$	$+0.943^{**}$	0.952^{**}	$+0.842^{**}$
	(0.232)	*(0.263)*	*(0.193)*	*(0.293)*
$\Delta FLABOR$	$+0.026$	-0.013	-0.009	-0.013
	(0.015)	*(0.015)*	*(0.009)*	*(0.009)*
$PLABOR$	$+0.023$	$+0.027$	$+0.052$	$+0.062$
	(0.175)	*(0.043)*	*(0.136)*	*(0.145)*
$\Delta PLABOR$	$+0.002$	$+0.002$	$+0.005$	$+0.006$
	(0.002)	*(0.002)*	*(0.002)*	*(0.002)*
$(\Delta UAA)/UAA$	$+29.28^{**}$	$+27.56^{**}$	$+45.34^{**}$	$+37.42^{**}$
	(5.954)	*(5.823)*	*(4.863)*	*(2.924)*
COP/UAA	$+37.24^{**}$	$+65.44^{**}$	$+36.54^{**}$	$+35.92^{**}$
	(13.53)	*(12.54)*	*(13.74)*	*(14.76)*
Approximate significance of smooth terms, $h(U_c, V_c)$				
EDF	$-$	$-$	27.48^{**}	27.57^{**}
$P-VALUE$			<2e-16	<2e-16
$ADJ-R^2$	0.24	0.26	0.32	0.32
$MORAN(20km)$	28.67^{**}	26.91^{**}	$+6.01^{**}$	$+6.01^{**}$
$MORAN(50km)$	40.33^{**}	36.15^{**}	-2.28	-2.32
$MORAN(100km)$	32.22^{**}	31.18^{**}	-3.85	-3.82

**and * for respectively significant at 1% and 5%.

labor do not seem to affect the opportunity cost significantly. By contrast, family labor, change in land area, and specialization positively impact the opportunity cost. Effects of $FLABOR$ and COP/UAA are intuitive: the more intensively a farm uses this type of labor or the more specialized it is, the higher its opportunity cost of land diversion. For the other variable, the direction of causality seems to be reversed: farms with high opportunity costs have increased their acreages. As changes in UAA and changes in labor are the only variables in reaction to the reform, their exogeneity is not ensured and neither is the direction of causality. We also test the spatial autocorrelation of residuals with Moran's I (Kelejian and Prucha, 2001). For each model, we use three different bandwidths for the binary lag matrix. For example, the statistic $MORAN(20km)$ is computed with a spatial lag matrix which takes the value "1" if the other observation lies within a 20 km radius of the considered observation, and "0" otherwise. The statistical test for spatial autocorrelation of residuals consists in testing H0: no spatial autocorrelation. So, it can be seen that the OLS residuals display some significant spatial patterns for the three radii. Independence of residuals is not found, so interpretations have to be made with caution.

Column 3 presents the results from Heckman's method. The results of the first step probit are not reported but the additional variables of the first step (instruments) are described at the end of annex 4.B. We choose these variables because they represent the planning horizon of farmers. The reform was a major legislative innovation, so it might be thought that young farmers, who owned their land, would be more willing to participate than old tenants; without these characteristics having a direct impact on opportunity costs. Nearly all the coefficients in the first step are significant. Capital, both types of labor, and the age of the head of the holding negatively affect participation in the general scheme with compulsory set-aside. This can be explained intuitively by the fact that the more intensively the land is cropped, the more costly the diversion and the less attractive the general scheme. As expected, other variables affect participation positively. For the second step, adjusted R^2 is close to raw OLS but some major differences appear. First, the effect of IMR is significant and negative. This means there is a selection bias in revealing the opportunity cost of land diversion under the 1992 CAP reform general scheme. The sign indicates that, all other things being equal, farms which are more likely to participate have lower opportunity costs. In other words, the aggregated opportunity cost could be seen as underestimated. Second, capital appears to be significant, but only at the 10% level. The coefficient is nevertheless greater than unity and close to 1.5. Third, all other variables maintain their previous marginal direction of effects even if the effect of family labor is halved and the effect of specialization doubled. Spatial autocorrelation of errors is no different from OLS.

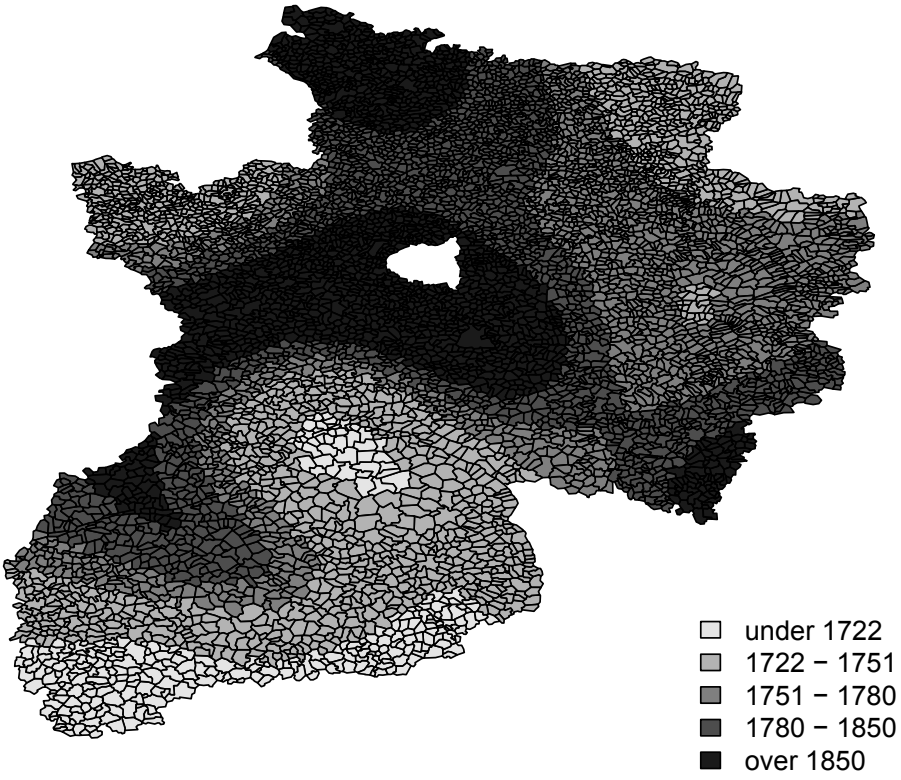
As described below, geoadditive models could theoretically control for space-related determinants of opportunity costs. The statistical significance of the smoothed function is ap-

proximated by Effective Degree of Freedom (EDF) as explained by Wood (2006). The non-parametric function of (U_c, V_c) is statistically significant at 1%, as we can see in the middle of Table 4.2. More about this smoothed function is presented below. The GAM model accounts for the variability of opportunity costs better than the selection model (adjusted R^2=0.32). The main differences with column 3 pertain to the size of effects, because the directions are the same. The coefficient associated with capital is increased by more than 1.5. The impacts of land base variation and specialization rate are equally higher in the GAM estimation. By contrast with the effect of family labor which does not change, the increase in the majority of coefficients consequently to control for spatial determinants means that OLS presents underestimated marginal effects. This can be interpreted as a kind of antagonism between local conditions and inputs choices. In reference to each neighborhood, the effects of capital or specialization are higher than in reference to all other farms in the sample. So, these two variables of economic structures appear to be more of an (more or less effective) adaptation to local constraints than an amplification of initial spatial heterogeneity. This result has important implications for local determinants of land valuation by agricultural activities and requires more research before it can be validated more robustly. It is nevertheless an interesting finding. From a land-use regulation perspective, this means that ignoring farm structure and microeconomic data leads to underestimating wiggle room for adaptation and to overestimating the potential cost of land diversion.

Column 5 presents GAM with IMR as a parametric covariate. Coefficients are not so different from in column 4 but it is interesting to note that IMR is no longer significant. By controlling for local effects selection bias can be integrated and so ascribed to spatial heterogeneity. Residuals of the two GAM models are less spatially auto-correlated than the OLS residuals. Even if, for a radius of 20 km, the hypothesis of no spatial autocorrelation is rejected at the 1% threshold, Moran's statistics is divided by more than four. Moreover, for greater radii, the hypothesis is not rejected for the 10% thresholds. More specifically, the statistic changes sign, indicating a negative spatial autocorrelation for the two bigger radii. Figure 4.3 presents spatial distribution of average opportunity costs with all covariates fixed at their means. Only the coordinates of the *communes* are allowed to change along the regression function. This spatial fitting can be interpreted as the spatial distribution of opportunity cost of land diversion, free of farm input choices and economic structures which appear as explanatory variables in previous models.

This map may be useful for land-use regulation, to ascertain the induced opportunity costs of land-use planning. A positive effect of distance from Paris (a part of the white polygon in the middle-north of the region) is observed and is greater to the south of the city. It can also be seen that the north of the area has high average opportunity costs of land diversion. Two well-know areas of poor land quality appear too: *Champagne* in the east of Paris (the set of about ten *communes* in light grey) and *Sologne* in the southern middle (which is a forest broken up

Figure 4.3: Spatial fitting of average opportunity costs on the basis of spatial semi-parametric term, with all other covariates at their means.



by some poor cropland). Some high values appear near the boundaries (the far north and the south-east). These may be interpreted as "local market effects" or statistical artefacts caused by the familiar "border effect". It could be interesting to explain this spatial distribution of unobserved effects by the bio-physical attributes of land, distances to other urban centers or other observable factors. This might make it possible to quantify the relative importance of each determinant of spatial heterogeneity. At present such data are unavailable and the task must be left for further research.

4.7 Conclusion

The main contribution of this work is to identify and explain between-farm heterogeneity in terms of differences in the average opportunity cost of land diversion, computed on the basis of within-farm cropland heterogeneity. This objective is attained by observing land use choice from data for individual farms. This is made possible by modeling the monetary incentives introduced by the 1992 CAP reform and farmers' short-run reactions to them. Heterogeneity appears to be smoother than in other studies, indicating that farmers adapt by reallocating inputs. Such adaptation is effective even for short-run considerations. This allows us to consider the determinants of the costs of cropland diversion. These fall into two groups: economic structures and spatial heterogeneity. The results from this second stage are consistent with previous statements: productive choices matter, especially those about capital (material) and family labor. Accordingly, these have to be taken into account when determining land-use policies, because they impact the induced costs of such policies and the degree of participation by farms (in term of number of farm and acreage).

The 1992 CAP reform is viewed as a global incentive scheme with differentiated reactions. In this way, the assumption is that the reform was implemented uniformly for all farms in the sample. We are interested in short-run reactions (the year after the reform) and it may be thought that not all farms properly grasped all the subtleties of the reform. So, farmers may not act rationally, contrary to what is assumed. The presence of unobservable causes of deviation from the model (information, government advice, social spillovers, etc.) may lead to misinterpretations or errors-in-variables. Because it is impossible to validate the theoretical framework in full, such drawbacks cannot be dealt with. Nevertheless, the fact that our model is consistent with the legislative texts make it the best feasible possibility. Another caveat is that the empirical strategy is based on a relatively old CAP reform because it had a major impact and since then, land-use choices have evolved more smoothly. Results may be different for present-day considerations. However, some of the structural insights gained may still be relevant today. For example, the geography of costs, in relative terms, is probably not much different nowadays.

In terms of land allocation, it would be interesting to compare this spatial distribution with the spatial distribution of the net social benefits of land diversion (housing, wildlife, fragmented landscapes, carbon sequestration, etc.) Inside a cost-benefit analysis, this map shows the cost attributed by agriculture to land conservation.

ANNEXES

4.A More details on CAP reform

In France, *total* cropland base (in ha), historical average crop yields and average set-aside yields were set for each *département*. For monetary compensation claimed for one unit of land, the per-hectare amount of annual direct payment was equal to a national crop compensation rate multiplied by the corresponding NUTS III historical average crop yield. In the first year of the reform (1992/93), the national crop compensation rate was 30.5 ecu.ton^{-1}. It was revised (upward) in 1995 and 1997.

The simplified scheme was created for small producers and did not entail compulsory set-aside. To be covered by the simplified scheme, a farmer had to claim compensatory payments for less than 92 tons wheat equivalent. The scheme was not based on historical acreage but on claims. Acreage corresponding to the threshold value depended on NUTS III Set-aside Average Yield (SAY) and could be computed as the ratio of two values ($92/SAY_d$, expressed in hectares). Set-aside average yields ranged from 5.5 tons.ha^{-1} to 7.02 tons.ha^{-1} with a median and a mean respectively of 6.57 tons.ha^{-1} and 6.387 tons.ha^{-1}. In terms of maximum acreage claimed for inclusion in the simplified scheme, this corresponded respectively to 16.73 ha, 13.1 ha, 14 ha and 14.4 ha. In France, with a national set-aside compensation rate (which served equally for defining the simplified scheme) of 42.5 ecu.ton^{-1}, maximum compensatory payments corresponding to 92 tons wheat equivalent were constant at 3,910 ecu.year^{-1} (92×42.5, it was the same value in all NUTS III regions because SAY_d simplifies).

Each French arable farm could theoretically claim acreages up to the historical average crop acreage. Also theoretically, the diverted acreage had to be at least 15% of the total (crop plus set-aside) area claimed. In fact, interactions between compensatory payments and set-aside meant that it was always optimal to claim the entire historical average crop acreage and to set aside 15% of this amount (Colman and Vavra, 2002). Even if farms withdrew 15% of total area claimed (due to legislative constraint) they did not claim for the entire historical crop acreages or they set aside more than 15%. Consequently, the set-aside rate was not always 15% of the *total* cropland base in the real world.

4.B More details on data

Farms not engaged in growing grain, oilseeds or protein crops were dropped because set-aside under the 1992 CAP reform did not apply to them. Similarly, farms that entered or exited between 1990 and 1993 were dropped. Any farms that did not come within the general scheme were also left out, i.e. farms for which the simplified scheme was compulsory. This set contains farms with a theoretical output (computed as the product of 1990 acreage $\overline{S}_i$ and historical set-aside yields) of less than 92 tons. They were omitted because they did not have a large enough *total* cropland base to opt into the general scheme. The reform was deterministic for these farms: without any set-aside they received the *total* cropland base $\times$ set-aside average yield $\times$ set-aside compensation rate. To remove outliers, farms with at least one variable of interest within the 1% threshold of extreme values were omitted. The final sample contained 6,561 farms.

Compensatory payments

As actual individual compensatory payments are not available in the data considered, they have to be computed from observable variables. Under the theoretical model, direct payments can be directly inferred from the observed land allocation. Here, we consider the 1990 wave of the survey as the historical reference for eligible area (in actual fact, it was the average for 1989/90, 1990/91 and 1991/92). Other determinant assumptions concern farmers' behavior: they are assumed to be rational (optimizing the claims) and honest. We begin the computation by interpreting the sum of cereal, oilseed and protein crop acreages (1990) as the area eligible for MacSharry direct payments ($\overline{S}_i$). Afterward, we consider the diverted area observed in 1993 as an additional constraint on direct payments. In fact, farms cannot claim compensatory payments for more than 85/15 times the set-aside area. So, cropped and claimed area for direct payment is assumed to be the minimum between the 1990 acreage and 100/15 times the 1993 set-aside area. Even if historical crop yields are homogeneous for each crop some minor crops (soybean, sunflower, rape and pea) receive higher compensation in ecu.ton^{-1}. When set-aside is not enough to compensate the entire 1990 acreage, we proceed from the most highly compensated crop to the least. A direct consequence of this method is that uncompensated acreages (due to set-aside or historical constraints) have lower compensation rates.

Variables used

A shortcoming of this survey is that variables about economic structures are available in physical units instead of monetary values. They are included in the econometric analysis to constitute types of proxies.

Capital ($CAPITAL$**)** Farm machinery, observed in 1990, proxies for the equilibrium capital endowment of each farm. The amount is expressed in horsepower and is obtained as the

weighted average of equipment units.

Labor (*FLABOR* and *PLABOR*) Labor is expressed in standardized annual working units. The survey contains lots of information about the effective workforce: not only in terms of numbers of employees but also in term of actual hours worked and legal status (family or permanent workers). We choose to distinguish family labor from salaried labor, because of qualitative differences and induced rigidities.

Land base variation and specialization ($\Delta UAA/UAA$ and COP/UAA) The land base is assumed strictly stable between 1990 and 1993 for computing direct payments. Likewise, the reasoning is applicable to fully specialized farms. In fact, these two assumptions do not always hold even if there is some theoretical justification for them. To avert some (not all) impacts of the fallacy of these necessary assumptions, we include in the regression two variables that may affect opportunity cost. $\Delta UAA/UAA$ is the variation in UAA between 1990 and 1993 and COP/UAA is the farm specialization rate (ratio of crop area to UAA).

Instruments ($AGECEX$, $SUCCESS$, PLE and PLO) For the selection model (4.10), we need variables present in the first stage (probit) that are absent from the second stage. We choose variables in relation to the farmer's planning horizon which can interact with CAP compensation choice but not with the opportunity cost of land diversion. The four variables are $AGECEX$, the age of the head of the holding; $SUCCESS$, the presence of a successor (dummy); PLE, the rate of land which is rented with a long term contract and PLO the rate of land which is temporarily rented. The complement of the two last variables is the rate of land under ownership.

Table 4.3: Descriptive statistics about main variables.

N = 5,952 farms from arable sector, groups (ii) and (iii)					
Variable	**Mean**	**Median**	**Std.**	**Min.**	**Max.**
$CAPITAL$	7	6.3	3.77	0	22.6
$FWORK$	18.7	15.6	12.9	0.35	48.9
$PWORK$	2.7	0	15.6	0	197.4
$\Delta UAA/UAA$	0.17	0.06	0.45	-0.85	1
COP/UAA	0.77	0.81	0.2	0.5	1
$AGECEX$	46.5	46	11	19	89
$SUCCESS$	0.83	1	-	0	1
PLE	0.7	0.8	0.3	0	1
PLO	0.04	0	0.05	0	1

Sources: Structure des exploitations agricoles 1990 and 1993 [AGRESTE].

4.C Graphical evidences about cumulative costs

Figure 4.4: Farms ranked by their average opportunity cost.

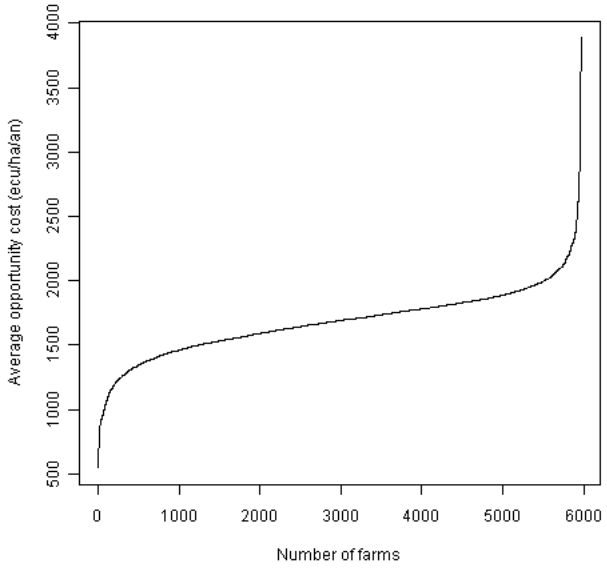
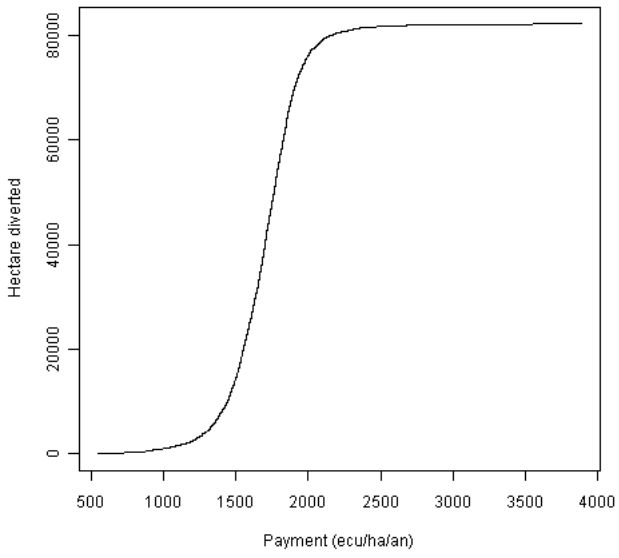


Figure 4.5: Cumulative opportunity cost as a function of acreages.



4.D More details on GAM

The additive separability of the non-parametric partial effects constrains the functional form, but much less than a standard linear model. One may think of the spatial surface $h(U_c, V_c)$ as a "smoothed" location fixed effects. Using *département* fixed effects (this is impossible at *commune* level because of lack of degrees of freedom) rather than the smooth spatial surface creates false discontinuities near the borders, which reduces efficiency and may induce bias. The smooth non-parametric surface eliminates these sharp discontinuities. Moreover, smoothed terms can provide a quantification of spatial effects without observing determinants of variability. The smooth function is estimated using Gaussian splines which fit the smooth function by repeatedly estimating weighted linear regressions using only points local to each fitted point. Locations of the fitted points are selected in accordance with a bandwidth, the size of which is determined endogenously. R routine used here (R Development Core Team, 2009) refers to the Cross-Validation statistic for determining the optimal bandwidth, i.e. that which best fits the data. Each fitted point is then estimated with a separate simple weighted linear regression using observed points local to each fitted point. Among the observed points that are considered local, the weights are higher for observed points near the fitted point than for observed points further away. The smooth functions are estimated simultaneously with parametric coefficients (βs and δ) using a Gauss-Seidel backfitting method, as described and implemented by Hastie and Tibshirani (1990). See this reference for more technical details about the procedure as originally conceived and Wood (2006) for modern implementation using R software. The backfitting algorithm first fits the parametric components of the model and then uses the residuals to estimate the first additively separable non-parametric function; the residuals from non-parametric estimates are then used to estimate the second non-parametric function; the parametric components are then re-estimated by subtracting the fitted values of the two non-parametric functions from the dependent variables; and so on, iterating until the estimated functions from successive iterations converge.

Part III

SIMULATIONS

CHAPTER 5

Conservation et équité

LAND CONSERVATION & RELATIVE SCARCITY EQUITY ISSUES FROM POLICY SCALE [1]

ABSTRACT

THIS PAPER AIMS TO RELATE the scope of land conservation objectives from regional to more local units in economically defining land scarcity. The current conservation framework favors one social function for resources where competing uses are present. Because each private or social function of land sorts the available plots differently, choosing one function implies choosing one dimension of land heterogeneity for valuation. This paper first theoretically links the economic concept of relative scarcity to the quantitative and qualitative attributes of land available for conservation. Then, this link is used to discuss different implementations of a land conservation scheme to improve a particular social function carried out by land use regulation (habitats for biodiversity). An empirical illustration, based on data from the Provence region of France, is developed to study the effects of different policy scale trade-offs. We show the importance of local land scarcity to the distribution of the costs and benefits of conservation. Finally, we compare the equity of the different policy scale trade-offs to find an interior solution, between specialization and egalitarianism in conservation objectives.

1. Joint work with Claude Napoléone: INRA SAD, unité Ecodéveloppement, 84 000 Avignon.

5.1 Introduction

In most countries, the public administration of land resources uses land zoning.[2] Constraints, in term of land use, are imposed in order to obtain an allocation compatible with social demands or to separate uses that cannot coexist without social costs. When zoning is enforced, each area is devoted to a principal use, for example, a wildlife reserve, a developable area, etc. Zoning enforcement is relatively easy when it protects an area allocated to a consensual principal function and when the geographical scale is not wide: an urban zone in a town district, or a natural reserve on a threatened local ecosystem, for example. However, actual public or social injunctions tend to take into account more global (Millennium Ecosystem Assessment, 2005) or "macro-resources" not really located in their provisions of social functions (Costanza and Daly, 1992). Global biodiversity is an example. It follows that this presents new kinds of trade-offs between land uses that make consensus more difficult (Smith, 2009; Lambin and Meyfroidt, 2011), posing the question of how to transfer national conservation objectives[3] inside local zoning. We show that conservation objectives can be seen in relation to the economic definition of land scarcity, creating a better understanding of the effect of implementation scales.

In the literature, the classical tools used to implement a land conservation scheme can be grouped in the reserve site selection framework (for example: Fischer and Church, 2003; Costello and Polasky, 2004; Polasky et al., 2001). Often, this consists of finding the optimal solution (the best land units to be conserved) in accordance to an exogenous objective function and some exogenous constraints. At first specified in terms of natural species quantities, it was an important step to acknowledge the need to account for economic costs in objectives and constraints (Ando et al., 1998; Naidoo et al., 2006) to improve the benefits of conservation for a given budget or to limit the competition with other activities. Henceforth, the more typical methodology to establish a selection of protected land plots consists of (i) ordering available plots from best to worst and (ii) protecting plots in decreasing order until the primary objective – number of species protected, acreage preserved, or budget constraint – is fulfilled. Even if some more subtle rules exist in the literature (accounting for the connectivity of reserve sites, vulnerability, ecological thresholds, morphology, etc.), the rule of "ordering and selecting" contains the more important insights of this approach. This simple rule is at least sufficient for our discussion of the relative scarcity of land resources. From an economic point of view, the index typically used to sort plots of land is the ratio of the costs (in terms of land price or users' willingness to accept a withdrawal of their activities) to the benefits (in terms of number of species presents, their genetic diversity, or a monetized provision of ecosystem services). The best plot to be protected is, intuitively, the plot that has the smallest ratio. Again, multi-criteria decision rules (Ferraro, 2004) will not improve or bring fundamental features to our

2. For an example on conservation purpose, see: `http://www.protectedplanet.net`.

3. This is not a new economic question (Peltzman and Tideman, 1972) but a question that is relatively neglected nowadays.

current discussion.

An interesting feature of these simple selection rules is the effect of decision-making scale, an effect that is still present in more complicated methods (Kark et al., 2009). As implementation is always constrained by a set of possibilities, the land base represents the land plots available for conservation, it is easy to show that selection cannot be more effective for any subset of the initial set of possibilities. Reducing the land base for an optimized plan always increases the weight of the land availability constraint and thus, mechanically, the final cost-benefit ratio. As Kark et al. (2009) explain, in reducing the land base, some desirable plots are no longer available for conservation and so implementation has to be redirected to less interesting plots. In other words, it is best to extend the trade-off to the biggest land base (region) possible. Of course, such interpretation of this kind of model is conditioned by some qualitative attributes of the objectives: if the objective is to improve Mediterranean species, for example, we do not look for conservation in another climatic area. In the same way, the existence of transaction and information costs in the policy implementation may indicate the need to think of the policy in a more limited region. The literature calls this gain the subsidiarity and discusses these last considerations, not only for conservation, which are not addressed directly in our analysis (Nickerson et al., 2010; Canton et al., 2009; Jayet and Rotillon, 2002).

Another more implicit attribute of these kinds of models for decision-making is the political dimension of land conservation choices. Any conservation policy results in an objective way to sort costs and benefits (Banzhaf, 2009). But there are some policy rules that bound the framework in which the conservation choices are applied, making program constraints more restrictive. The equity goal, as (Banzhaf, 2009) discussed in depth, is of special interest here. The US Farm Act's Regional Equity Provision provides a stylized example of the introduction of equity considerations into a conservation program (Nickerson et al., 2010). Knowing that the most efficient policy focuses only on plots with the best cost/benefit ratios, they could be located only on a small part of a bigger region. Protecting plots with lower benefits and higher costs generates a specific additional cost. Then, the trade-off for a land conservation action is bounded on one side by cost/benefit efficiency: spatial heterogeneity and, as a consequence, specialization. On the other side, it is bounded by homogeneous spatial distribution, that is, egalitarianism.

Within this context, our analysis compares different scales of policy implementation in relation to a large-scale (macro) objective. Section 5.2 begins with a short recall of the neoclassical definition of scarcity applied to land, particularly insistent on its intrinsic relative meaning. It sheds important light on the underlying trade-offs of a zoning policy. In section 5.3, we present the data used to illustrate the theoretical statements: data on biodiversity and agriculture in Provence (France). Then, in section 5.4, we simulate some possibilities of zoning to achieve an increase of natural species habitats. In particular, we study the outcomes of different scale

trade-offs by considering different scenarios of land conservation scale policy. Two principal results arise: (i) for a same aggregate gain, aggregate costs may vary up to 200% according to the implementation scale; and (ii) a simple equity coefficient (Gini), computed on the costs of conservation efforts, can be used to determine an interior scale trade-off between specialization and egalitarianism. This article concludes in section 5.5 with a discussion of concrete applications.

5.2 Theoretical framework

When an international agreement, such as the Convention on Biological Diversity, Nagoya 2010, aims to protect a macro resource, the objective is to maximize the number of protected species, wherever and whatever they are, in a context of global land use change (Vitousek et al., 1997; DeFries et al., 2004). The quantified macro goal is generally promoted without a precise description of local implementations. Nevertheless, to make the policy operational, the scale trade-off has to represent the natural and economic endowments of each region, in a fashion that is often impenetrable. For the case of land-based conservation policy, we address this issue by the scope of the economic concept of scarcity. As an elementary economic concept, scarcity emerges when demand is, *ex ante*, greater than supply. Applied to a macro resource related to land, demand is global and supply is local (land is an immobile resource). As we will show, the scarcity of land is a major determinant of the local ventilation of the costs and the benefits from global conservation. First, we present a short conceptual framework to stress the relevance of neoclassical economic theory. These considerations gravitate around three points, which are further developed in chapter 1 and chapter 2 of this thesis.

The first point is the fundamental linkage between scarcity and substitution possibilities. This point is well represented by the term "relative" often associated with the economic definition of scarcity (Baumgärtner et al., 2006). Substitution possibilities exist theoretically both for the demand and supply of land allocation. Because we are interested in the social functions of land, the demand side is better described by one or more exogenous political objectives than by a well-behaved function that depends on prices. Along the same lines, scarcity or rarity of species, from a naturalist point of view, is often described as a question of absolute quantities independent of demand considerations. Instead, as land is generally a privately owned resource, the substitution possibilities of supply are of more interest. When demand for a particular social function increases, society wants to change land allocation, the potential to convert plots from other uses allows the associated land supply to increase and partially fulfill the need. So, the totality of the upward shift of demand is not transmitted to the shadow price of land, unlike in an absolute scarcity context where allocation is fixed and the upward shift of demand has a mechanical effect on prices. In other words, the totality of the upward

shift of demand is not transmitted to the economic weight attributed to the limited availability constraint. The less costly it is to change the historical land use, both in conversion and opportunity costs, the more the land supply effect can absorb the shift in demand. As a direct consequence, any discussion about land scarcity cannot be consistently developed without an underlying theory about land use choices. Note that economic theory names this substitution possibility the extensive margin.

The second point deals with the intrinsic attributes of land resources. By definition, biophysical (or natural) attributes are supplied by Nature; they are not produced as a result of choices. Even if humans can affect many natural properties of land, for example, topography by earthwork or water stagnation by drainage, it is important to differentiate what is modifiable from what is given. From a human decision maker's point of view, the set of possibilities is limited by what is given. So, a land base cannot be considered as bundles of homogenous units for which the amount of social function provided by each is freely chosen. This implies that there is no guarantee that the converted units present the same biophysical attributes and/or the same economic value than in a previous use. This evidence is not new (Ricardo, 1817) and even if technical progress and others adaptations decrease the economic weight of natural heterogeneity (Schultz, 1951; Johnson, 2002) the cost of neglecting it (in term of reliability of ideas) may be high (cf. Stern Review Report on the Economics of Climate Change). We use the terms "land heterogeneity" to define plot-level attributes given when land use decisions are made. However, we do not consider the possibility of an increasing economic contribution per unit (intensive margin) by intensification, that is, input per acre for agriculture or number of natural species. This important effect on land scarcity depends more strongly on future technologies and prices, and seems to be more difficult to anticipate than the extensive margin.

The third point comes from the combination of the two previous ones. It consists in recognizing the size of extensive margin as determined by the distribution of land heterogeneity. More precisely, the statistical dependence between different sorting rules of land units, and their heterogeneity, is of major interest. Refining the second point, we have to highlight that different land functions do not valorize land heterogeneity in the same way. For example, the quality of a soil for growing annual crops is not the same as its quality to provide environmental services (Babcock et al., 1997; Wu et al., 2001), or targeting carbon sequestration is not necessary in targeting species conservation (Nelson et al., 2008). When land use changes are needed to adapt to a changing socioeconomic environment, the average cost of substitution is a function of the variability and the dependence between heterogeneity gradients (chapter 1 and chapter 2). This cost dependence is intuitive when agricultural plots are converted to natural areas, presenting, on average, high agricultural quality or the opposite. Such a heterogeneity-biased effect is accounted for here with a simple measure of linear dependence, the correlation between heterogeneity gradients. This statistical index is the most common way to illustrate

the two-by-two relations between different variables (Muirhead, 1982). Moreover, we use some theoretical results that emerge when the joint distribution of heterogeneities is assumed as log-normal. With such a statistical distribution, the correlation is sufficient to totally describe the dependence between the marginal distributions (Mood et al., 1974). Nevertheless, the relations between average cost of substitution and correlation of heterogeneity are in general more complex and not developed here (see chapter 2 for more detail).

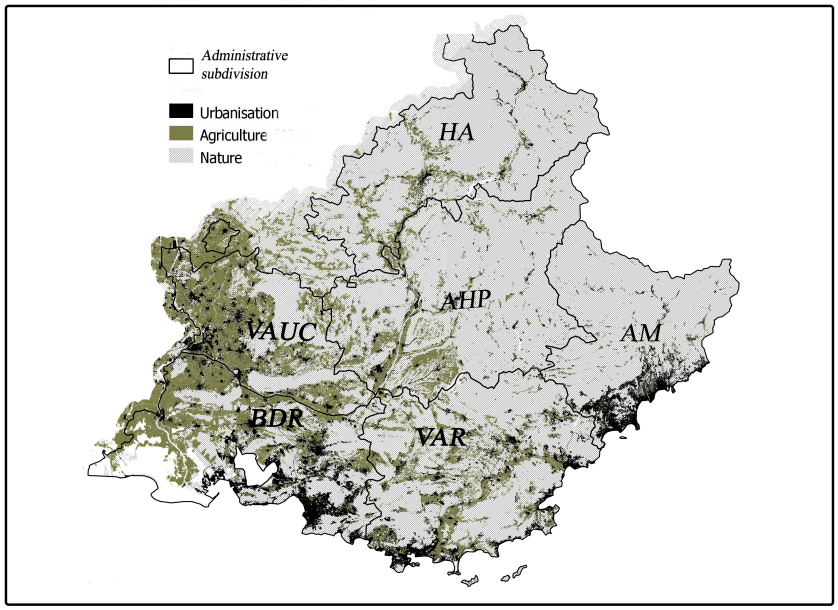
These previous theoretical insights will be used to analyze scale effects when authorities enforce a land preservation scheme to improve biodiversity on agricultural land. The question of scale is particularly sensible because, as a statistical relationship, correlation depends on the underlying population of available land units. When the scale of the decision changes, the land availability constraints or the substitution possibilities of land use change are modified. From a strictly economic point of view, this scale must be in accordance with the spatial segmentation of demands. In the case of public intervention, the scale must ideally be the one used to define the objectives. But in fact, the scale is often constrained by others parameters like information, monitoring, coordination, political negotiation, equity considerations, etc. In a political decision-making context, the equity goal is an especially important parameter (Banzhaf, 2009). If the best cost/benefit ratio plots are located on a small part of a bigger region, the decision can't locate the policy actions only on this part, given the political constraint of equity between public budget allocations in regard to location or competition between administrative subdivisions. We present the data and develop an empirical exercise to represent the effects of different scales on the implementation of a regional objective of land conservation.

5.3 Case study region

Our study area is the Provence in France, a Mediterranean region where five million people live. It covers 31,400 km^2 and it is organized in six intermediate administrative subdivisions or *départements*: the "Alpes de Haute Provence" (AHP), the "Hautes Alpes" (HA), the "Alpes Maritimes" (AM), the "Bouches du Rhône" (BDR), the "Var" (VAR) and the "Vaucluse" (VAUC). A smaller scale of administrative subdivision is the municipality. There are 963 municipalities in the six *départements* of Provence, ranging from 58 hectares to 75,968, with a median area about 2,395 hectares. An alpine relief marks this area at the east, and the Mediterranean coastline at the south. At first glance, from high mountains to the Mediterranean coasts, land heterogeneity appears as a major determinant of land use. Using a regional land use pattern at a fine resolution, built in 2006, we classified the regional land use in three broad categories: agricultural, natural, or urban (Figure 5.1).

Agriculture represents a relatively important activity in the flat southwest with high water availability: 42% of regional acreage with 21% for the livestock farming and 21% for crops.

Figure 5.1: Land uses and administrative subdivisions on the Provence region (France). *sources : OCSOL 2006.*



Natural areas, in terms of acreage, are concentrated in the relief, almost 54% of region, and are relatively abundant in terms of natural species: the region accommodates about 80% of the French biodiversity, in less than 6% of the national continental area (Médail and Quézel, 1997). Cities occupy only one modest surface, almost 4%, concentrated on shore. As a consequence of this natural heterogeneity, the six administrative subdivisions are obviously different in terms of their bundles of land use and potential benefits or costs of providing natural habitats.

We merge these data about land use and administrative subdivisions with an important census of heritage wild species (fauna and flora) called ZNIEFF (*Zones Naturelle d'Intérêt Ecologique Faunistique et Floristique*[4]) that records, in an economic view, species with higher existence value. The ZNIEFF data come from a naturalist catalogue built in 2004. This catalogue lists endangered natural heritage[5] according to two criteria: species rarity in France[6] and regional responsibility.[7] These natural heritage species are located at the level of the site of collection, in a geographical delineation taking into account knowledge of species location (naturalist observations), species density (population), and its ecosystem (ecosystem-based methodology). There are 828 zones in the Provence region and their total area extends over 18,274 Km^2 (around 55% of the region). We first match the ZNIEFF delineations with municipalities, using Geographical Information System (GIS). The sample excludes municipalities

4. `http://www.paca.ecologie.gouv.fr/-Les-ZNIEFF-de-la-region-PACA`.

5. Several thousand species, see: `http://www.paca.developpement-durable.gouv.fr/IMG/pdf/ZNIEFF-2eGEN-ANNEXE1-listes_cle2df19d.pdf`.

6. For example the wolf (*canis lupus*) or the bobcat (*Lynx lynx*).

7. Even if the species is well represented in the region, when this species is rare in France, it is classified as heritage in ZNIEFF catalogue. For example, the chickadee (*Parus caeruleus*) or Yellow-legged Gull (*Larus michahellis*) are abundant in Provence and rare in France.

with extreme values (lower and upper 5% in terms of variables presented) to obtain a quantity of 830 municipalities with more homogeneous characteristics. Inside this sub-sample, a total of 742 ZNIEFF are located in the municipalities, given that a ZNIEFF polygon can be present in more than one municipality (and vice versa). Numbers of species per municipality range from 0 to 781, correlated with the number of ZNIEFF. More precisely, 132 municipalities have only one ZNIEFF, 621 have less than five, and the maximum is 15 ZNIEFF for two municipalities.

For agricultural stakes, we use the French Agricultural Census (2000)[8] to build a municipal database of total agricultural employment, measured in standardized annual unity of work (full time). With these two kinds of data, we built an intensity index for the natural and agricultural uses of land at the municipality level. Agricultural employment is used as a proxy for agricultural intensity, by dividing the total agricultural employment of each municipality by its agricultural acreage. The number of species observed on each site proxies the intensity for providing natural functions with the same kind of ratio. Table 5.1 summarizes the database. Around the regional municipality means (right of the table) there are important variations between administrative subdivisions: the min-max ratios are about 1,350% for agricultural area, 540% for agricultural intensity index, 228% for natural area, and 227% for natural intensity index.

Table 5.1: Descriptive statistics for the six administrative subdivision of Provence region. For each row, the table presents municipality means (expressed into hectares for areas, per-hectare number of jobs or per-hectare number of species for agricultural and natural intensities, respectively). The associated coefficients of variation (the ratio of standard deviation to the mean) are in parenthesis. For each administrative subdivision (in columns), the total quantity of land (in agricultural or natural use) can be computed by multiplying the mean value by the number of municipality N. For example, our restricted sample contains $831 \times (481 + 2,196) = 2.225$ million hectares, about 70% of the region's total area (the urban areas and outliers are dropped).

Administrative subdivision	**AHP** N=186	**HA** N=158	**AM** N=139	**BDR** N=93	**VAR** N=137	**VAUC** N=118	**REGION** N=831
Agricultural acreages	400.6 *(1.225)*	252.9 *(1.163)*	71.1 *(1.489)*	734.7 *(0.898)*	674.8 *(0.818)*	971.0 *(0.741)*	481.0 *(1.194)*
Agricultural intensities	0.047 *(0.010)*	0.076 *(0.007)*	0.255 *(0.020)*	0.114 *(0.016)*	0.089 *(0.010)*	0.101 *(0.010)*	0.092 *(0.025)*
Natural acreages	2413.3 *(0.721)*	2530.9 *(0.870)*	2232.6 *(0.964)*	1649.4 *(0.726)*	2716.8 *(0.667)*	1190.8 *(0.973)*	2196.4 *(0.852)*
Natural intensities	0.015 *(0.004)*	0.026 *(0.005)*	0.030 *(0.006)*	0.028 *(0.007)*	0.031 *(0.012)*	0.034 *(0.007)*	0.026 *(0.009)*

Municipalities from BDR, VAR, and VAUC are relatively more agricultural in terms of land use, even if VAR's municipalities present some important quantities of natural areas. Municipalities from AHP, HA, and AM contain, on average, fewer agricultural areas and have

8. `http://agreste.agriculture.gouv.fr/enquetes_3/recensement_agricole_464/index.html`.

more intra-heterogeneity: inside these geographical units some municipalities presents some non-neglecting agricultural acreage. Agricultural employment is a proxy with some limits, in particular with its relation to the land heterogeneity described before. But, in general, there is a good relation between crop types, natural attributes, employment, and agricultural intensity. On one hand, the regional livestock farming is an extensive farming system (in terms of land and workers) and economic results by unit of acreage are low. Moreover, some studies used the percent of pasture land to proxy land quality in aggregate data (Wiebe, 2003). So AHP and HA, two subdivisions mainly devoted to the livestock farming, are relatively low intensity for agriculture employment. On the other hand, the most profitable system is flower production located in the southeast. There, the AM has a small average of agricultural areas but a high agricultural intensity. Our sample reports 47,200 species observations issued in the naturalist catalogue[9] on the 18,250 km^2 of natural acreages: i.e., 2.6 mean natural heritage species observations per km^2. The AHP, HA, AM, and VAR administrative subdivisions are relatively more endowed in natural areas than BDR and VAUC. There is a relation between relief and natural areas: the four first subdivisions have hills and mountains whereas BDR and VAUC are flatter. However, these distributions change with natural intensity: even where the natural areas in subdivisions are lower, they present a higher richness of species.

5.4 Empirical simulation

We define the demand for macro-resource as exogenous, abstracting the institutional and political processes that express it. Moreover, we assume that it is formulated in terms of natural species observations. This means that the objective function of the implicit reserve site selection problem is constrained by a number of new species that must be observed by naturalists (with a sufficient period for their relocation after the conservation effort). Even if the costs of conservation are taken into account, there are no budget constraints in the program. Different land availability constraints from relative land scarcity at different geographical scales substitute for those usual constraints.

Assume a conservation policy that envisions changing private use of land in order to have more observations of natural species in the region. Because actual land uses are a partition of the regional area and urban use is irreversible, it is necessary to allocate some agricultural land to natural use for this land conservation goal. Assume that conversion costs between land uses are negligible. The effects of conservation are then evaluated only by comparing the increase in species quantities (the benefits) to the number of annual working units lost (the costs). The rest of this section presents the different rationales of conservation, ordering and selecting land plots, and two extreme scenarios for the implementation of objectives, regional versus local.

9. A same species observed twice on two different ZNIEFF sites corresponds at two observations.

We then discuss the outcomes in terms of land scarcity and explain how an interior solution can emerge with some particular equity considerations.

5.4.1 Four rationales of conservation

When enforcing a land conservation scheme, the ordering and selection of land plots presents an important question. If the only objective is to minimize costs for given benefits, the better way to proceed is to order the land plots by increasing cost/benefit ratio and begin the selection at the bottom of the vector. Here, this rationale is treated as the first-best.[10] As mentioned, the relative scarcity of land, i.e., substitution possibilities, depends on the underlying theory about land conservation choices. Because the first-best is not always possible in the real world given lack of information, wrong private incentives, etc. and because this can potentially change the results, we consider three other rationales of ordering and selecting land plots for conservation. This implies four assumptions about conservation rationales that drive the implementation of the scheme.

- The first is a random selection of land between municipalities, or, a choice without any consideration of land heterogeneity, neither the costs nor the benefits. As this case is very rarely observed in reality, it has to be considered more as a counterfactual benchmark.
- The second assumption is agriculture oriented and consists in minimizing agricultural cost by unit of land preserved. The regulator sorts the plots by agricultural intensity in increasing order and begins the selection at the bottom, that is, with the least cost option.
- The third is based on natural intensity: the first plot targeted is the one that presents the most benefits per hectare.
- The last assumption about implementation uses the ratios of cost to benefit and is the first-best previously described. So, plots inside the municipality with the smallest ratio of agricultural intensity to natural intensity are targeted first.

The last three criteria are standard in the literature (see Babcock et al., 1997; Newburn et al., 2005). With our data, the simulation of these four rationales is straightforward. Because information is available at the municipality level, we proceed as if all land units inside the same municipality are homogeneous, dividing each municipality land base into 10-hectare plots. Some plots are in agricultural use, others in natural use (recall that land in urban use is excluded). Thus, the region is divided into about 220,000 land plots of known actual use and municipality, and so known associated intensity (agricultural cost or natural benefit). We are more particularly interested in agricultural land representing about 40,000 plots. Parts of this land will be used by the conservation policy to increase the number of natural species. So,

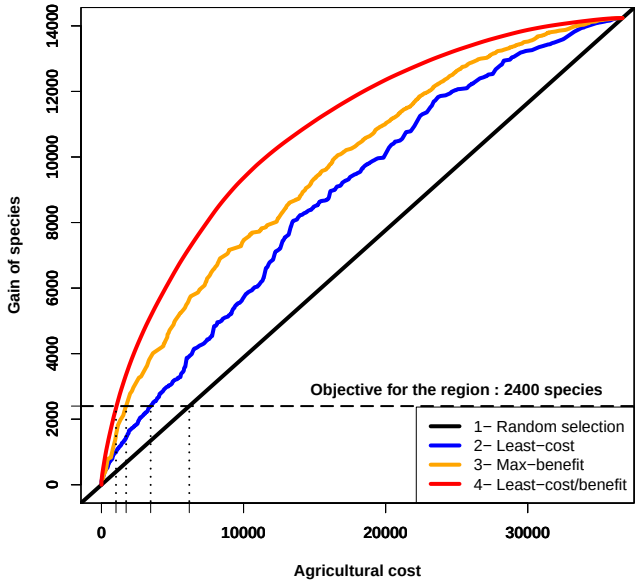
10. This result on the optimality of cost/benefit ordering and selection is valid with some classical assumptions present in our framework: they are explicitly stated in chapter 2. Nevertheless, this result has been shown to be wrong when land market (Armsworth et al., 2006) or demand feedbacks (Wu et al., 2001) have to be taken into account or when fragmentation of preserved land matters (Lewis et al., 2009).

a necessary assumption (due to the quality of data) is that agricultural land, once conserved, provides the same natural intensity as a natural area located in the same municipality.[11]

5.4.2 Regional and local objectives

Assume an objective of 2,400 new natural species observations. Implementing the conservation strategy at the regional level consists of ordering all agricultural land plots and selecting the best ones until the primal objective is fulfilled. To present the results, Figure 5.2 shows some kinds of generalized Lorenz curves (Babcock et al., 1997; Ferraro, 2003) for cumulative natural benefits as functions of cumulative agricultural costs. They are computed by summing the two intensities for plots, respectively, that are sequentially chosen for conservation. In this figure, if all agricultural lands are conserved, the aggregate gain in term of species is about 14,000 and the loss in term of employment is near 40,000. This regional outcome is the same for the four selection rationales because, in fine, they conclude with the same conservation choice: all agricultural land. Nevertheless, for a lesser conservation effort, differences appear.

Figure 5.2: The four stylized rationales to increase natural species: regional scale.



The results for a random selection of land plots are in black in Figure 5.2. In accordance with the law of large numbers with strong independence of the successive conservation choices, the expected cost and benefit of conservation are the regional weighted average agricultural intensity and the regional weighted average natural intensity, respectively. For this rationale, the average cost of providing one natural species is 0.35 agricultural annual working units (14,000/40,000). For the second rationale (least costs first, in blue), land plots are sorted

11. It is perhaps a strong hypothesis, but we assume than after a sufficient conservation period, neighborhood land plots tend to a convergent number of species.

in accordance to their agricultural intensities to compute the cumulative sums of costs and benefits. The same simulation is conducted changing only the ordering rule; the method for computation of benefits and costs do not change. The third implementation (orange) corresponds to first targeting plots with the biggest natural intensities and the fourth (red) those with the smallest cost/benefit ratios are conserved first. As a result, for any objective in term of species (from 0 to 14,000) the cost-benefit selection is less expensive than the benefit selection, in turn less expensive than least-cost selection. The random selection is always the worst choice: for this regional structure of land availability, it is always more efficient to have a selection rule based on land heterogeneity. Later, we investigate the causes of these results in term of land scarcity and underlying heterogeneity.

With the objective of 2,400 new natural species observations, previous results shown in Figure 5.2 apply. Depending on the rationale of conservation choices, total agricultural costs equal 6,180, 3,460, 1,740, and 1,020 for the four strategies: from the random to the first-best, respectively. When conservation is conducted on such a regional scale (as with a global scale), plots are only chosen on the basis of their agricultural and natural intensities. There is no consideration of the administrative subdivisions where the conservation takes place in the implementation. Realistically, this situation corresponds to an implicit ventilation of conservation costs between the six *départements*. In effect, for the regional objective of 2,400 species, we can compute some associated threshold values implicit in each land conservation rationale. In the case of least-cost targeting, the conserved plots are defined as having an agricultural intensity less than 0.048 annual working units per hectare. For the case of max-benefit targeting, the threshold is 1.314 annual working units per hectare and only plots with more natural species per hectare are preserved. For the last case of cost-benefit targeting, the land plots chosen have to present a ratio (agricultural intensity divided by natural intensity) less than 0.612. Because of quantitatively and qualitatively differentiated local land availability, the ventilation of the conservation cost is not homogenous between *départements*. Table 5.2 shows the implicit ventilation of such a regional objective when the selection is implemented with cost-benefit rationale. This table illustrates what we had called "specialization" at the beginning of this article. For the regional objective of 2,400 species, two *départements* (VAR and VAUC) concentrate more than 70% of the new natural species. In contrast to these two important contributors, the other *départements* each provide less than 10% of the regional objective, with the extreme of AM providing only 2.6%. Interestingly, conservation costs are even more variable than benefits between *départements*. VAR and VAUC concentrate more than 75% of the total cost of conservation. The smaller contributor (AM) presents a cost share smaller than its contribution: 1.7%. The land plots chosen in this case are, on average, more costly in the two *départements* that contribute more to the regional objective. Even if this result can change with a different objective in term of species, it sheds important light on the kind of unintended consequence of locally deriving a regional objective. Appendix 5.A (p. 173) reports the same variables for

least-cost and max-benefit targeting with that regional implementation (Figures 5.6 and 5.7). Conservation costs stay more variable than benefits between *départements*.

Table 5.2: The costs and gains from the two extremes scales strategies with cost-benefit selection, for each administrative subdivision.

Adm. subdv.	**AHP**	**HA**	**AM**	**BDR**	**VAR**	**VAUC**	**REGION**
Regional Objective							
COST	64	82	18	60	539	298	1,060
	6.0%	*7.7%*	*1.7%*	*5.7%*	*50.8%*	*28.1%*	*100%*
GAIN	181	221	63	213	1084	637	2,399
	7.5%	*9.2%*	*2.6%*	*8.9%*	*45.2%*	*26.6%*	*100%*
Local Objectives							
COST	272	227	2125	187	160	178	3,149
	8.6%	*7.2%*	*67.5%*	*6.0%*	*5.1%*	*5.7%*	*100%*
GAIN	400	400	400	400	398	399	2,397
	16.7%	*16.7%*	*16.7%*	*16.7%*	*16.7%*	*16.7%*	*100%*

Faced with such inequalities of conservation costs with the regional implementation, the opposite option for the region is to have each *département* contribute equally to the objective.[12] This corresponds to what we call the local implementation of the conservation policy, or egalitarianism. In this case, each *département* has to provide an area for 400 new observations of natural species, always by converting agricultural lands to natural use. Intuitively, the costs of this conservation policy are different between *départements* and between rationales of ordering and selection. For the first-best rationale, Table 5.2 presents the ventilation of conservation costs when the objectives are defined by egalitarianism, that is, when each *département* contributes 16.67%. At the right of the table is the loss of efficiency due to the local implementation of conservation objectives: for the same number of new species the aggregate cost is multiplied by three. This is a manifestation of the constraint "reduction in land base" described above.

Not surprisingly, the order of conservation burdens is the total inverse compared to the regional implementation: the administrative subdivisions that present the least costs in the first case present the biggest costs in the second and vice versa. Coupled with the loss of aggregate efficiency, the inequalities in terms of cost distribution seem more striking in the local implementation; that intuition is verified later. AM gathers about 67.5% of the aggregate cost of conservation even if the smallest contributions (respectively 5.1% and 5.7% for VAR and VAUC) are in absolute and relative terms greater than the smallest contribution in the regional objective. Another interesting result is that the distribution of conservation costs between ad-

12. This is to stay in accordance with our choice of an exogenous social demand organized at the regional scale. Alternatively, the local implementation can be derived by imposing a constant cost of conservation between *départements*. Nevertheless, defining the implicit ventilation of new species contributions between *départements*, under a constraint of constant cost, is more difficult and less transparent. So, as a first approach, the local implementation in terms of the same objective is more interesting than the local implementation in terms of the same costs.

ministrative subdivisions is less variable between conservation rationales with local compared to regional objectives (see Figure 5.6 in the appendix 5.A, p. 173). Behind these two implementations of the same objective, two visions of land scarcity compete.

5.4.3 Links with relative land scarcity

Figure 5.1 provides some economic interpretations of these empirical results. The four curves of cumulative gains can also be viewed as natural species supply functions. These curves link cumulative quantities of species to cumulative agricultural costs. With cost-benefit targeting (red) the first derivative, the marginal product, of the plotted curve is positive and monotonically decreasing. So, this supply admits decreasing returns: more agricultural land is converted lest an additional unit provide species for a unity of cost. For additional demand, in term of species, the extensive margin is more and more costly. From this point of view, the random selection has an interesting feature: the marginal product is constant. This reveals the clear dependence between land heterogeneity and marginal costs of land use substitutions. For the two other rationales, the first derivatives of species supply curves are non-monotonic, sometimes increasing, sometimes decreasing. Along the curves, it is hard to say if the additional species observations will be more or less expensive than previous ones. Instead, these two curves are always between the first-best and the random case. Consequently, they are globally concave.

The same generalized Lorenz curves can be drawn for each *département* at what we call the local scale (Figure 5.8 in the appendix 5.A, p. 175). Previous insights about first derivatives of supply curves are globally maintained even if some differences appear. AHP has very similar supply curves for least-cost and max-benefit rationales; it is difficult, for any exogenous objective, to know which is less expensive. For AM, the least-cost rationale is always less expensive than max-benefit ones. This is the only administrative subdivision in this case. There is another particularity for VAR where for low objectives, in terms of species, the least-cost rationale presents a total cost greater than random selection. These results are discussed further in the annexe 5.B, p. 177. In particular, as chapter 2 shows theoretically for log-normal distributions, these relationships between aggregate benefits and costs can be explained by some classical statistics of cost-benefit distributions.

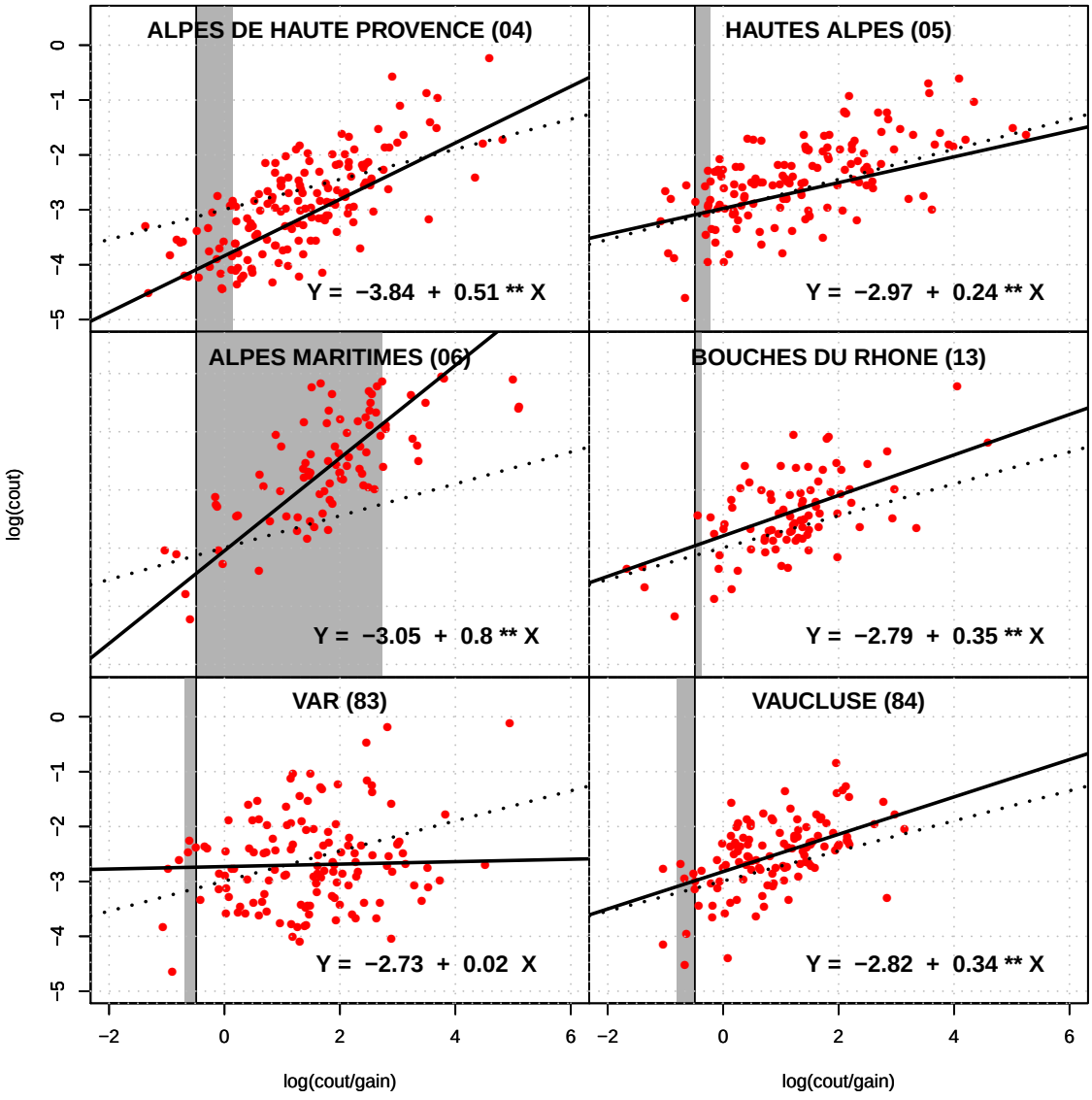
For the two exogenous objectives, regional and local, demanded by the region of the six *départements* with the first-best rationale knowing that social demand is in this case inelastic, the demand curves are horizontal (Figure 5.2). But, according to the scale of conservation implementation, the level of the exogenous demand can change. Previously (Table 5.2), the demands addressed to AHP, HA, AM, and BDR increase where the objectives are defined locally, and the reverse is true for VAR and VAUC. Within this supply/demand framework, differentiated local land scarcities are identified by differentiated average costs of increasing species

supply. The shifts in demand are described relative to a regional implementation where all *départements* have the same cost-benefit threshold. Figure 5.3 illustrates this identification. For each of the six *départements*, municipalities (red dots) are represented in the space (log(cost), log(cost/benefit)). This allows us to identify the threshold values implicit to regional cost-benefit rationale on the x-axis. As demonstrated, when the implementation is regional the threshold value is equal to 0.612, meaning a natural logarithm equal to -0.5, represented by the straight, black, vertical lines in the figure. The land of all the municipalities at the left of these lines is used for conservation in the regional cost-benefit implementation. When the implementation is local, the threshold cost-benefit values are not the same for all *départements*. As the figure shows, the natural logarithm of these values are 0.15, -0.22, 2.74, -0.38, -0.69, and -0.8 for AHP, HA, AM, BDR, VAR, and VAUC, respectively. The grey intervals on the figure represent the variation between regional and local implementations in terms of municipalities. For the first four graphics, municipalities inside this interval are newly mobilized in the local implementation and for the last two graphics the reverse is true.

Figure 5.3 also presents the linear regression lines, weighted by the agricultural acreage share of each municipality in the total acreage of each *département*, and the values of the parameters of the intercepts and the slopes. The dotted regression lines are the same for every graphic and represent the regression line at the regional level: log(cost)$= -1.66 + 0.265^{**} \times$ log(cost/benefit), $R^2 = 0.13$. According to statistical and econometric theories, the regression lines represent the conditional expectations (Mood et al., 1974). So each regression line shows, for each *département*, the average costs of land use substitution as a function of the cost-benefit threshold used to implement conservation. Independently from the size of the interval between regional and local objectives, clearly all *départements* do not have the same average cost patterns for increasing supply of natural species on agricultural land. The more typical cases are AM and VAR which present contrasting land endowments. For the first *département*, even if small supplies of species are relatively cheap, the cost of providing more increases rapidly. At the threshold cost-benefit value of the local implementation (x=2.74), the theoretical average cost (on the regression line) is nearly two times the regional ones (due to the logarithm scale). At the opposite extreme, for VAR, the variation of the average cost of conservation (the slope of the regression line) is not statistically significant from zero and so can be considered as constant. Behind these differences between *départements* is the empirical counterpart of differentiated land scarcity.[13] In effect, the real issue is the relationship between agricultural valuation and natural valuation of land attributes. These regression slopes can be related to the correlation between costs and benefits at the different scales but in a non-intuitive way (see the

13. Our proxies for agricultural and natural intensities are not a strict definition of land heterogeneity, even if they are a function of it. Numerous human (modifiable) elements can explain the differentiated costs and benefits of land conversion from agricultural to natural uses. But because we do not consider these explanations, we prefer to deal with land heterogeneity as given in Nature.

Figure 5.3: Statistical relationships between log(cost) and log(cost/benef.) : *two stars for a statistical significativity at 1%.*



annexe 5.B, p. 177). In this example, correlation between agricultural costs and natural benefits in VAR is significantly more positive than the same correlation for AM.

A shortcoming of Figure 5.3 and the reasoning in terms of the average cost of increasing the cost-benefit threshold is that they do not directly address the quantity (acreages) of available land plots. For example, for VAR and VAUC, the local implementation can only be accomplished by the conservation of agricultural land in four and two municipalities, respectively. For the same objectives in terms of species, AM needs more than 100. As in Table 5.1, the main reason is that average agricultural area by municipality in AM is low. To build a bridge directly between local land scarcities and distribute conservation policies over a region, the quantity of agricultural acreage, independent of the intensities, has to be taken into account. This better explains the widths of grey intervals, but it is more an empirical question that depends of the area of application.

5.4.4 Scale trade-off and equity

Land endowments are sources of additional conservation costs for the best endowed administrative subdivisions, VAR and VAUC, in the regional implementation and for the worst endowed, AM, in the local one. The previous discussion attributes these differences to the opposition between regional and local patterns of land scarcity. This subsection presents some insights on the implicit trade-off in the choice of a split in terms of natural species objectives, and discusses an additional objective at the regional scale, that is, to determine the exogenous division rules with the most possible equality in the distributions of conservation cost.

Potentially, there is an infinity of scale trade-off, even for a given objective of 2,400 new species, therefore this analysis is restricted to the subset described. This exercise is a heuristic application of the general question of equity in conservation. Because the objective is to illustrate the variations between regional and local implementations, we define the subset of possible scale trade-offs as a continuum of objectives that admits previous rules as two extreme cases. Mathematically, the simplest means to proceed is to specify a continuum of weights from 0 to 1, to modulate the objectives of the administrative subdivisions from egalitarianism to specialization. This parameter P is the weight of efficiency: $P = 1$ corresponds to the case of regional implementation, the biggest land base for substitution possibilities, and $P = 0$ to the local implementation, the most constrained. This modulation must be implemented under the constraint of a same quantity of new species at the regional scale, as follows:

$$GAIN_d(P) = P \times Gain_d(reg.) + (1 - P) \times Gain_d(loc.). \tag{5.1}$$

For each *département* (d), the quantity of species demanded is a function of demand in the regional implementation ($Gain(reg.)$), demand in the local implementation ($Gain(loc.)$), and

the value of P. Note that P is the same for all administrative subdivisions, so we can prove that all scale trade-offs for $0 \leqslant P \leqslant 1$ provide the same total quantity of new species at the regional scale:

$$GAIN(P) = P \cdot \sum_d Gain_d(reg.) + (1 - P) \cdot \sum_d Gain_d(loc.). \tag{5.2}$$

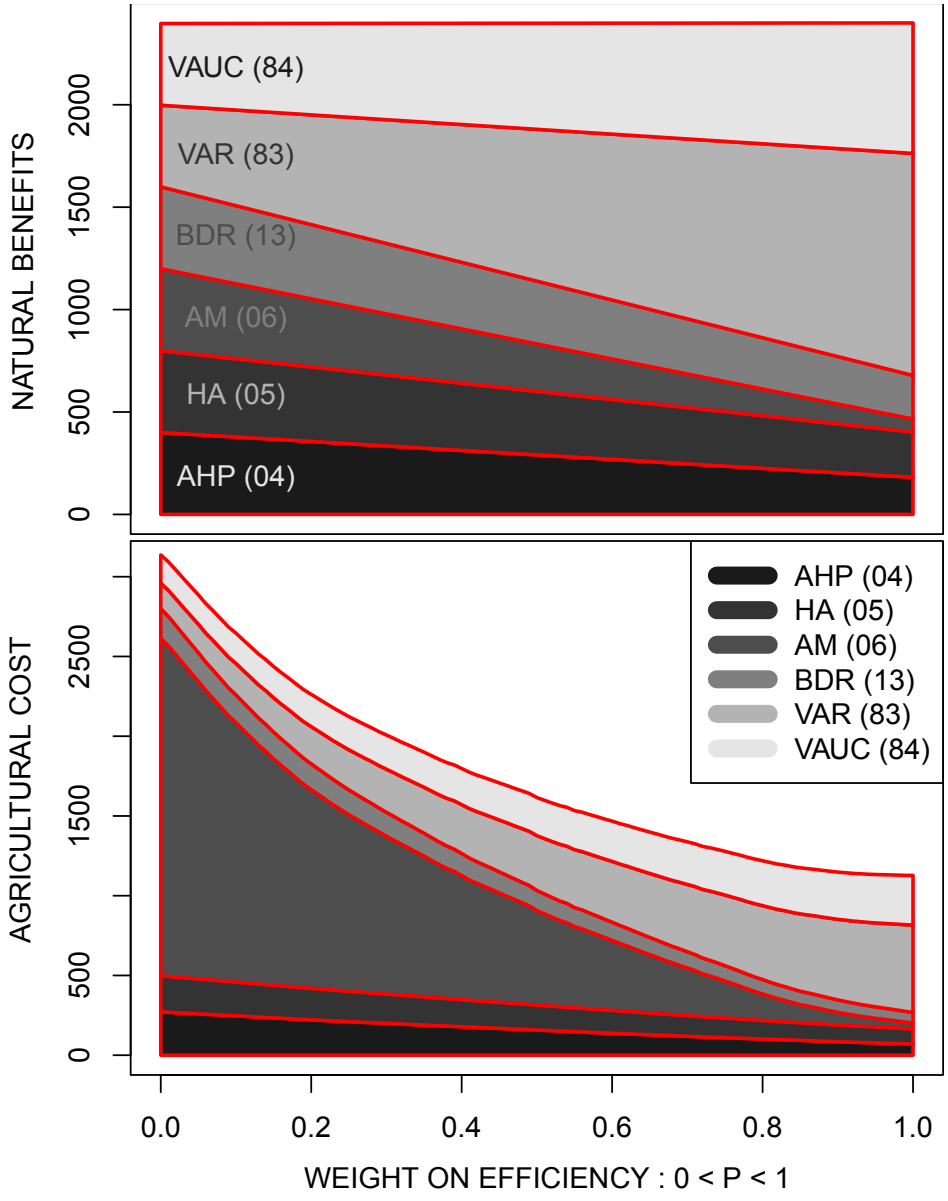
With this subset of scale trade-off, we simulate the conservation for all the different values of P: from 0 to 1 (step=0.01). The main document deals with the first-best rationale of ordering and selecting agricultural land plots and the alternative implementations with least-cost or max-benefit targeting are presented in the appendix. Figure 5.4 presents the results of these empirical simulations. For each P, the splitting of the objectives is given by (5.1). Then, the cost-benefit ordering and selection is implemented for each *département*, and cumulative costs are computed. As shown in the figure, the regional benefits are constant when P changes and the regional cost of conservation is the sum of the six local costs. This modulation of objectives from $P = 0$ to $P = 1$ is linear (strictly dependent on our definition of possible scale trade-off) but the modulation of conservation costs are decreasing at a decreasing rate. As already seen, AHP, HA, AM, and BDR are constrained to increase a smaller and smaller amount of natural species, and the reverse holds for VAR and VAUC.

From Figure 5.4, the modulation of the same regional objective presented here corresponds to the variations of threshold cost-benefit values from the egalitarianism to the specialization case. In other words, the modulation describes threshold shifts inside the grey intervals of Figure 5.3, p.166. These shifts imply different average costs of providing more or fewer species for the different administrative subdivisions. The discrete shift from egalitarianism to specialization decreases the total costs of conservation but increases the burden for the relatively better endowed *départements*: VAR and VAUC. With some equity considerations in the conservation objectives, this search for efficiency is not necessarily optimal, and if a region has willingness-to-pay for equity, it might accept a more costly conservation scheme.

We analyze this equity dimension of the problem with a well-used inequality measure in the economic literature: the Gini coefficient.[14] The coefficients are computed between conservation costs between the six *départements* to know the evolution of inequality between egalitarianism and specialization. Figure 5.5 shows, for each P, the values of the successive Gini coefficients. The egalitarianism in conservation objectives corresponds to the highest inequality in costs, a Gini about 0.55. If the *départements* have exactly the same land endowments, the value of the coefficient is 0. Specialization in conservation objectives provides a relatively high inequality too: a Gini around 0.5. As another extreme case, if all the land plots with the smallest cost-benefit ratios are in the same *département*, the value of the coefficient is 1 in such

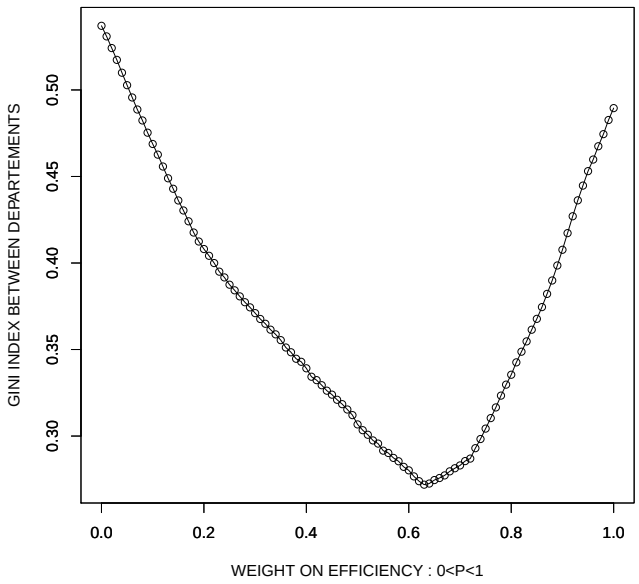
14. The Gini coefficient varies from 0 to 1; 0 is the absolute equality and 1 is the absolute inequality.

Figure 5.4: Costs distribution according to the scale trade-off.



a regional (specialized) implementation. It is clear that these patterns of inequality are related to local land endowments but in a means that must be more rigorously proven.

Figure 5.5: Gini index of equity along the scale trade-off.



The important point here is there is an interior scale trade-off (P is about 0.6) that minimizes the inequality coefficient on the considered set of possibilities. Others interior solutions are found for the two alternative rationales: least-cost and max-benefit. As in Figure 5.9 and 5.10 (p. 176), the values of P are not the same but they are close, a little less for least-cost selection and a little more for max-benefit.

Even if the scale trade-off associated with the minimum equality P value is more costly than the most efficient one, if an equilibrium has to be found, it would be for a P between 0.6 and 1. The exact value depends on regional willingness-to-pay for equity and, as a consequence, the amount of additive cost that is acceptable. For example, there is a European Union policy, called *Natura2000*,[15] which proposes that regions delineate heritage species areas. Some related policies in *Natura2000* allocate budgets for contracting with farmers or landowners in these areas to protect existing species or promote their implementation. Here, the way to manage this policy for an exogenous objective of 2,400 species to minimize inequality is to put a compulsory objective of 160 species for each *département* ($0.4 \times (2400/6)$) to provide 960 species (40% of the objective) regionally and conserve land in the best endowed *départements* to provide the last 1,440 species (60%).

As acknowledged in the literature on inequality, the Gini coefficient is more a positive than a normative measure. It is not in accordance to welfare maximization in the particular case of Lorenz curves crossing themselves. Even if it is not the case here, this result is not assured for

15. See : `http://natura2000.eea.europa.eu`

other cases studied. A better inequality measurement has to be related to normative measures that appear in the maximization of an inequality adverse welfare function (Atkinson, 1970). Nevertheless, a conservation objective function with a disutility of inequality would prefer to deviate from the regional implementation ($P = 1$), as is the habitual case of interest in the literature. This result is robust to the Gini coefficient as a measure of inequality.

5.5 Discussion and conclusion

The conservation of macro-resources related to land use is an actual topic for states or more local administrations, often implemented on their own budgets. However, the macro nature of the resource often implies that the objectives of conservation are exogenous or determined on a more regional scale. Such conservation schemes cannot be enforced without defining the land resource base, i.e. land availability, coupled with a scale trade-off, i.e. implementation. As located allocation can generate heterogeneous contributions for different administrative units, political action cannot ignore equity considerations associated with what must be an efficient conservation (Nickerson et al., 2010). As a consequence, the conservation policy could create an interest to locate conservation on less interesting land plots that generate additional costs. This kind of equity cost is studied here in a highly stylized framework to obtain two kinds of results.

Extending the land base – and so the trade-offs between substitution possibilities – is a means to achieve goals for least cost. This comes from a relative land resource scarcity whose level is correlated with the scale. The costs of varying scale depend on land heterogeneity correlations with the underlying populations of land plots. There is a monotonic and positive marginal cost trend from a total centralization to a total division policy. On the other hand, opportunity cost heterogeneity is a source of inequality between different administrative subdivisions that conflicts with a political objective of equality. The depiction of cost variation along the distribution scale is a way to determine an interior trade-off according to the efficiency and equity objective. It can be a tool for discussing the social value of each function of land and for mapping the result of each splitting possibility in order to achieve a better democratic choice. In addition, the determination of positive costs, relative to efficient conservation, that come from equity issues is a way to discount the social value of spatial resource distribution, for example, in relation to accessibility. It is also a way to implement macro-resource conservation policy: the social acceptance of a policy depends on the device efficiency and, at a same time, in a belief of a good distribution of costs and benefits. This demonstration at a regional level may be realized at a country or global level. The only hindrance is the problem of data availability.

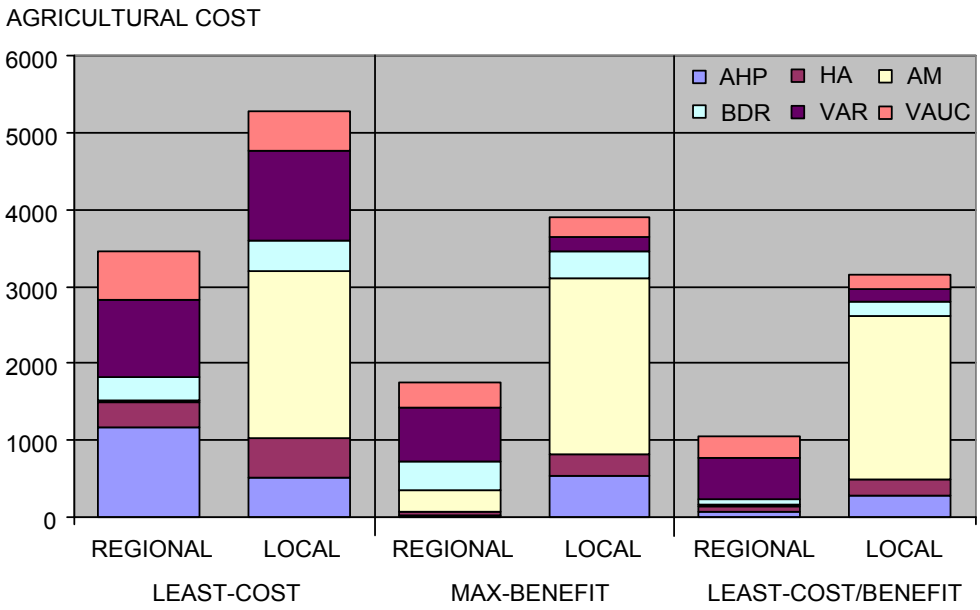
There are some limits in this methodology. We used correlations as a linear valuation of de-

pendence. It is possible to have an under- or over-valuation of real effects: the conversion risk is not homogeneous along each municipality. At the same time, we do not take into account spatial spillovers, non-linear dynamics, threshold effects, and market retroactions, assuming that these three elements change some local valuations but do not change the global interest of our methodology. Finally, our methodology is static. We do not take into account dynamics of other spaces that change the agricultural or natural allocation for each municipality, for example, urban sprawl. There is no account of the change in relative heterogeneity gradients (municipality classification) along with changes in land use demand. These will improve our research to build a dynamic model of land uses heterogeneity, including urban spaces.

ANNEXES

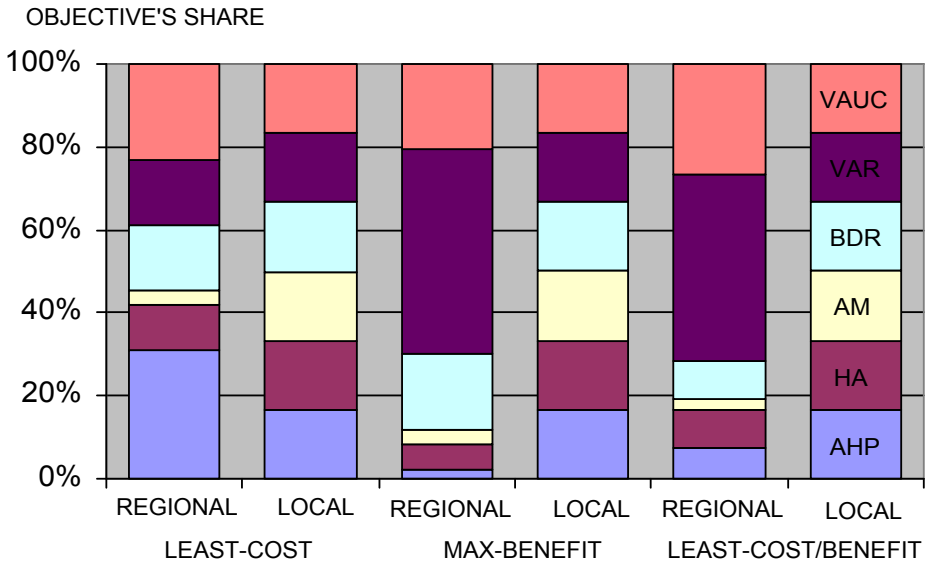
5.A Additional Figures

Figure 5.6: Costs for *départements* when scale and conservation rationale change:



Commentaries: *: In REGIONAL columns, VAR and VAUC are some important contributors to aggregate cost. But their relative importance globally decreases when considering the two alternative rationales (least-cost and max-benefit). In the case of benefit targeting, agricultural land from BDR and AM are used relatively more for conservation. For the least-cost selection, it is AHP which presents an increase of its relative contribution. For these two last rationales, the results are more directly explained by the descriptive statistics of Table 1 than cost-benefit ordering and selection.* Départements *with high average natural (resp. agricultural) intensity are relatively more mobilized in the natural (agricultural) oriented conservation rationale. Suboptimal rationales and suboptimal scales generates additional costs, but the local cost-benefit rationale is less costly than global least-cost rationale. From this cost point of view, the distribution of costs among deptermentes seems more robust to selection rule in the local implementation than in the regional.*

Figure 5.7: Benefits for *départements* when scale and conservation rationale change:



Commentaries: *From a benefit point of view, local implementation means egalitarianism and the corresponding three columns are equally divided, regardless of the chosen rationale. In the regional implementation, the same number of species has to be provided, so the total lengths of the columns are the same,but the partition of each is different. Intuitively, the* départements *with low-value agriculture are bigger contributors under the least cost-rational (AHP, VAUC) and the départements with high natural endowments are bigger contributor in the max-benefit rational (BDR, VAR, VAUC). The least-cost/benefit rationale appears as an intermediary repartition.*

Figure 5.8: Cumulative cost and cumulative gain independently for each *département*: *Because these graphics are not normalized (i.e. generalized Lorenz curves are plotted), the ranges of values for axes, abscises and ordinates, change between* départements. *As in the main document (Figure 5.2), black curves represent random selection, blue ones least-cost, orange for max-benefit and red for least cost-benefit.*

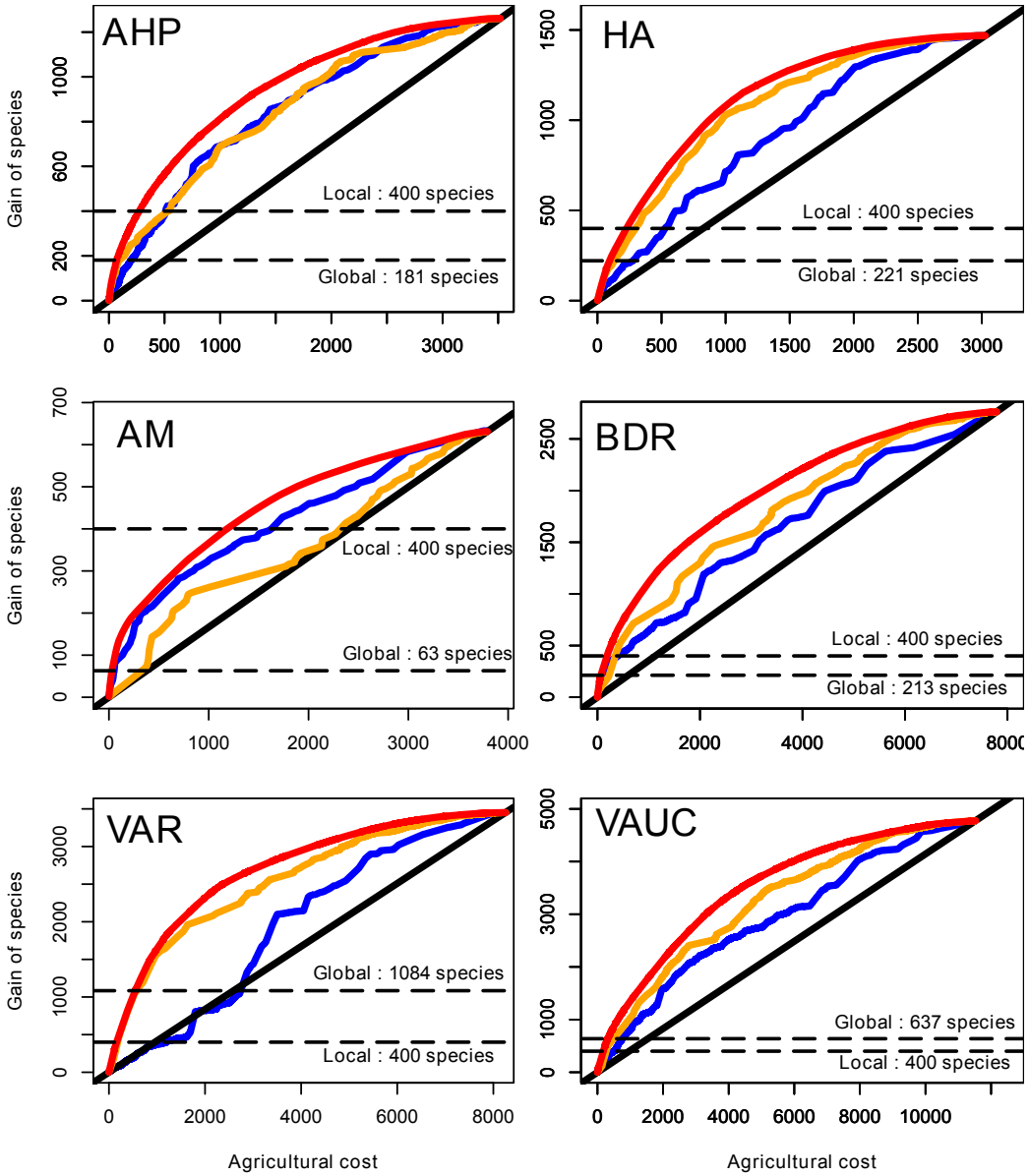


Figure 5.9: Gini coefficients when efficiency weight changes, least-cost selection:

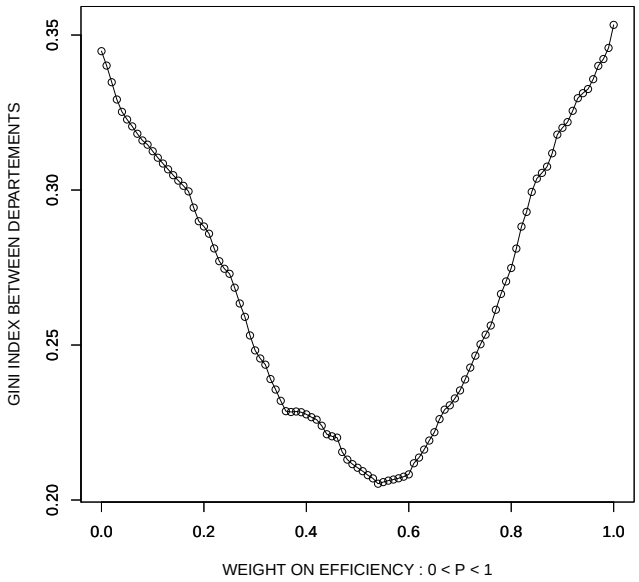
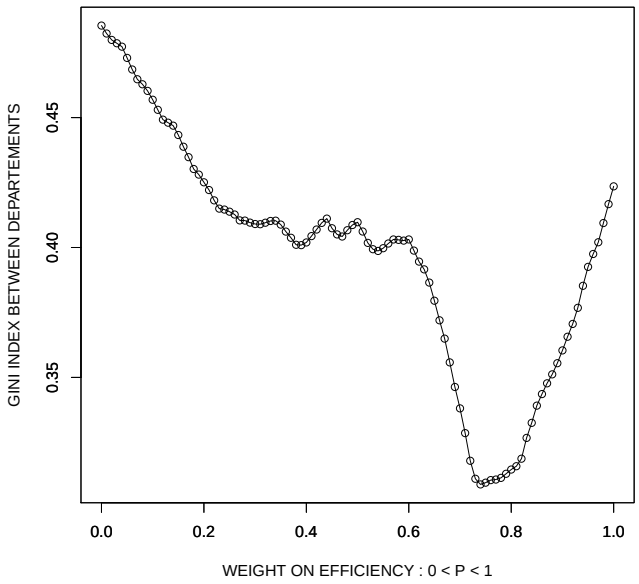


Figure 5.10: Gini coefficients when efficiency weight changes, max-benefit selection:



5.B Links to theoretical results of chapter 2

In chapter 2, the parameter of the joint log-normal distribution of (agricultural) cost and (water quality) benefits were noted:

- σ_y : standard deviation of natural logarithm of the costs,
- σ_x : standard deviation of natural logarithm of the benefits,
- σ_h : standard deviation of natural logarithm of the cost/benefit ratios,
- ρ_{xy} : correlation between natural logarithms of benefits and costs,
- ρ_{yh} : correlation between natural logarithms of cost/benefit ratio and costs,
- ρ_{xh} : correlation between natural logarithms of benefits and cost/benefit ratios.

The empirical counterparts of the values for this empirical application are reported in the following table. As a first remark, we see that the analytical relationships between the values described in chapter 2 are not dependent to the bivariate log-normal hypothesis. In effect, one can verify for each row of the table:

$$\sigma_h = \sqrt{\sigma_x^2 + \sigma_y^2 - 2 \cdot \rho_{xy}\sigma_x\sigma_y}, \quad \rho_{yh} = \frac{\sigma_y - \rho_{xy} \cdot \sigma_x}{\sigma_h}, \quad \rho_{yh} = \frac{\rho_{xy} \cdot \sigma_y - \sigma_x}{\sigma_h} \tag{5.3}$$

Table 5.3: Empirical parameters of joint costs/benefits distributions : *These statistics are computed between municipalities. For the number of observations in each administrative subdivision, see in the main article, Table 5.1. The level of significance of Pearson product-moment correlations are computed with their associated Student tests, H0: $\rho = 0$.*

	σ_y	σ_x	σ_h	ρ_{xy}	ρ_y	ρ_x
AHP	0.84	0.82	1.17	$+\ 0.00$	$+\ 0.72^{**}$	$-\ 0.70^{**}$
HA	0.72	1.06	1.35	$-\ 0.11$	$+\ 0.62^{**}$	$-\ 0.85^{**}$
AM	0.92	0.82	1.20	$+\ 0.04$	$+\ 0.73^{**}$	$-\ 0.65^{**}$
BDR	0.68	0.85	1.06	$+\ 0.06$	$+\ 0.60^{**}$	$-\ 0.76^{**}$
VAR	0.83	1.28	1.16	$+\ 0.46^{**}$	$+\ 0.20^{*}$	$-\ 0.77^{**}$
VAUC	0.64	0.76	0.90	$+\ 0.19^{*}$	$+\ 0.55^{**}$	$-\ 0.72^{**}$
REG	0.87	1.02	1.19	$+\ 0.22^{**}$	$+\ 0.55^{**}$	$-\ 0.70^{**}$

** for 1% significance and * for 5%.

These usual statistics allow us to explain some results that are found in the simulation of land conservation (regional and local objectives) on real data. By doing that, this provides simultaneously a proof that our results can be seen more general than the particular French region studied and more general than the log-normal distribution.

Chapter 2 of the thesis explains in detail the differences between random, cost, benefit, and cost-benefit targeting in relation to available information and institutional context. Because we consider the case of exogenous social objectives, this corresponds to the subsection 2.4.3 (p. 71) of chapter 2. This subsection first establishes that cost-benefit selection is always less costly than the others rationales. We empirically confirm this result in Figure 5.1 in the paper and Figure 5.8 in this appendix.

Another result (proposition 2.12, p. 72) is that for a given objective in terms of benefits, the least-cost rationale is more costly than the max-benefit ones iff $\sigma_y < \sigma_x$. The comparison between Table 5.3 and

Figure 5.8 provides empirical evidence of the result. As we can see, the only *département* with $\sigma_y > \sigma_x$ is AM the only *département* with a generalized Lorenz curve of least-cost rationale on the left of the max-benefit ones. AHP presents two similar standard deviations and the two associated generalized Lorenz curves are equally similar.

As described in chapter 2, the area between least-cost/benefit Lorenz curve and the diagonal of random selection is increasing with σ_h. By comparing Figure 5.8 with Table 5.3, we can see that this result applies to the empirical distributions. In effect, *départements* with the biggest σ_h (HA, AM, VAR) tend to have more concave curves. Some interesting results appear when we look for the effects of correlations. Except for HA, correlations are positive, which mean that *communes* with relatively high natural intensities tend to have high agricultural ones. Nevertheless, just two (VAR and VAUC) are significant. Conversely, the other correlations ρ_y and ρ_x (corresponding to the first best implementation) are clearly more significant. The only *département* with a small value for ρ_y is VAR which presents equally the bigger value for ρ_{xy}. So, when the first best selection is implemented the correlation of interest can be very different than the direct correlation ρ_{xy} implicitly present in numerous works.

The next table presents some univariate and multivariate normality tests for the distribution of cost, benefit and cost/benefit ratio. These tests are implemented with Energy Package on the R software, based on Szekely and Rizzo (2005). The energy statistic admits H0: normality and is here computed by parametric bootstrap with 199 replicates. For univariate cases, the more classical Shapiro-Wilk and Kolmogorov- Smirnov statistics are computed, without any difference. We see that, in numerous cases, normality is rejected and theoretical results still apply.

Table 5.4: Joint Normality tests : *E-Stat in black where the normality cannot be rejected and P-Values in parenthesis*

	UNIVARIATE			**BIVARIATE**
	C	B	C/B	(C, B)
AHP	**0.386**	**0.647**	**0.386**	**0.714**
	(0.477)	*(0.176)*	*(0.503)*	*(0.291)*
HA	**0.269**	**0.718**	0.714**	1.071*
	(0.719)	*(0.085)*	*(0.005)*	*(0.020)*
AM	**0.380**	**0.382**	1.145**	**0.788**
	(0.487)	*(0.513)*	*(0.001)*	*(0.196)*
BDR	**0.477**	0.946*	1.121*	1.152*
	(0.302)	*(0.015)*	*(0.030)*	*(0.010)*
VAR	0.878*	**0.643**	**0.149**	**0.925**
	(0.020)	*(0.121)*	*(0.999)*	*(0.090)*
VAUC	**0.690**	**0.459**	**0.325**	**0.762**
	(0.148)	*(0.291)*	*(0.578)*	*(0.286)*
REG	1.499**	1.095**	1.264**	1.729**
	(0.001)	*(0.010)*	*(0.005)*	*(0.001)*

CONCLUSION GÉNÉRALE

LA RARETÉ DES RESSOURCES EXIGE DES CHOIX. Nous avons étudié dans cette thèse les choix d'allocation de la terre entre des usages concurrents, des choix dont les coûts et les bénéfices sociaux dépendent directement d'une hétérogénéité non reproductible de la ressource. Exprimée en unité économique (*numéraire*), la distribution jointe des coûts et des bénéfices détermine la rareté relative de la terre. Cette distribution conditionne les possibilités de substitution face à des changements d'offres et de demandes en terre (issus des préférences, de la démographie ou des techniques). Plus une entité géographique – monde, pays, région – présente des coûts importants pour satisfaire une augmentation donnée de la demande, plus les substitutions sont contraintes et plus la terre est rare.

En présence d'une utilisation optimale de la ressource, la dépendance statistique entre les différents gradients de l'hétérogénéité ne structure qu'indirectement la rareté, qui dépend également des variances marginales de l'hétérogénéité (chapitre 1, chapitre 2 et chapitre 5). Une appréhension de la rareté de la terre qui intègre sa dimension qualitative doit considérer la variabilité individuelle propre à chaque usage puis les combiner pour obtenir la dépendance entre les dimensions. Sur un marché foncier concurrentiel, les choix d'allocation suivent la logique des avantages comparatifs et les hiérarchisations des unités de terre ne s'établissent pas dans l'absolu. En conséquence, la loi Ricardienne des rendements décroissants à la marge extensive est un cas particulier qui correspond à une certaine distribution (restreinte) de l'hétérogénéité de la terre. En présence d'une hétérogénéité multidimensionnelle, elle représente les dotations en terre les plus défavorables dans un continuum qui admet la possibilité de rendements croissants (chapitre 1).

En présence de défaillances de marché, la dépendance entre les gradients d'hétérogénéité – dont la corrélation linéaire est une mesure heuristique – se révèle d'un intérêt pratique lorsque les choix ne sont effectués qu'en référence à un seul gradient (c'est-à-dire selon la logique des avantages absolus). La possibilité de situations de second rang – par l'information disponible ou le contexte institutionnel – prête un rôle déterminant à la corrélation *per se*, pour décrire les conséquences économiques et guider le choix politique (chapitre 2). Cependant, l'information sur l'hétérogénéité ne permet pas toujours de faire de meilleurs choix et il peut être préférable pour le régulateur de ne pas l'utiliser. L'information n'a pas de valeur économique dans ces

cas précis. La corrélation est également pertinente pour appréhender les expressions locales de la rareté de la terre car, en tant que mesure statistique, sa valeur dépend de la population considérée. Nous avons montré que des changements du périmètre de la population statistique correspondent à des changements d'échelle dans l'implémentation d'une régulation foncière (chapitre 5). Les différences de dotation entre les unités géographiques déterminent alors la répartition des coûts et des bénéfices de la régulation, permettant d'étudier l'équité spatiale de l'action publique.

Sur le volet empirique de l'hétérogénéité, le postulat d'immuabilité nous a conduit au chapitre 3 à étudier les attributs naturels, constitutifs de la terre : la pédologie (nature des sols, réserve en eau utile, hydromorphie) et la topographie (altitude, pente). Nous avons obtenu des effets différenciés sur le prix des terres agricoles, avec des valeurs hédoniques associées aux attributs topographiques supérieures à celles des attributs pédologiques. Les contributions de ces attributs à l'explication des prix atteignent un niveau relativement important lorsqu'ils varient parallèlement, comme c'est le cas dans la réalité. Nous avons interprété les effets marqués et peu attendus de la topographie comme des relations de complémentarité entre le capital naturel et le capital reproductible : coût de l'accessibilité aux parcelles pour le travail ou de leur pente pour la mécanisation.

Ces investigations ont été poursuivies dans le chapitre 4 en prenant l'identification en sens inverse. L'hétérogénéité n'apparaît plus sur la base d'une observation des attributs de la terre mais elle est révélée par ses conséquences sur les choix observés des utilisateurs (les exploitations agricoles). Les coûts d'opportunité, au moins dans le court terme, dépendent de la structure des exploitations et en particulier des choix passés en termes de facteurs de production et d'assolement. L'hétérogénéité de la terre, qui possède donc une composante prédéterminée, se révèle endogène. Bien que n'appartenant pas à la catégorie immuable des sources d'hétérogénéité, la complémentarité de cette composante avec les attributs naturels prouve que ces choix passés sont des éléments nécessaires à intégrer dans une régulation de l'usage de la terre. Les deux analyses empiriques ci-dessus ont également montré que l'espace est un support pertinent pour représenter les différents gradients d'hétérogénéité de la terre et pour illustrer les arbitrages issus des choix d'allocation.

Cette thèse présente des éléments pour une intégration plus explicite, dans la théorie économique et l'empirique, de l'hétérogénéité multidimensionnelle de la terre. En présence de plusieurs usages en concurrence pour la même ressource, les approches disjointes – économie agricole, urbaine ou environnementale – en équilibre partiel (donc sans marché explicite de la terre) présentent des lacunes qui vont se révéler d'autant moins justifiables que la rareté de la terre va s'accroître. Si, comme de nombreux travaux le présentent, le monde va connaître une rareté accrue de la terre, les connaissances sur son hétérogénéité vont se révéler d'un intérêt croissant. L'utilisation de ces connaissances issues de différentes disciplines

et leur confrontation dans un même référentiel spatial doivent permettre une meilleure évaluation des contraintes issues de la terre disponible, pour de meilleurs choix sociaux dans la gestion de la ressource.

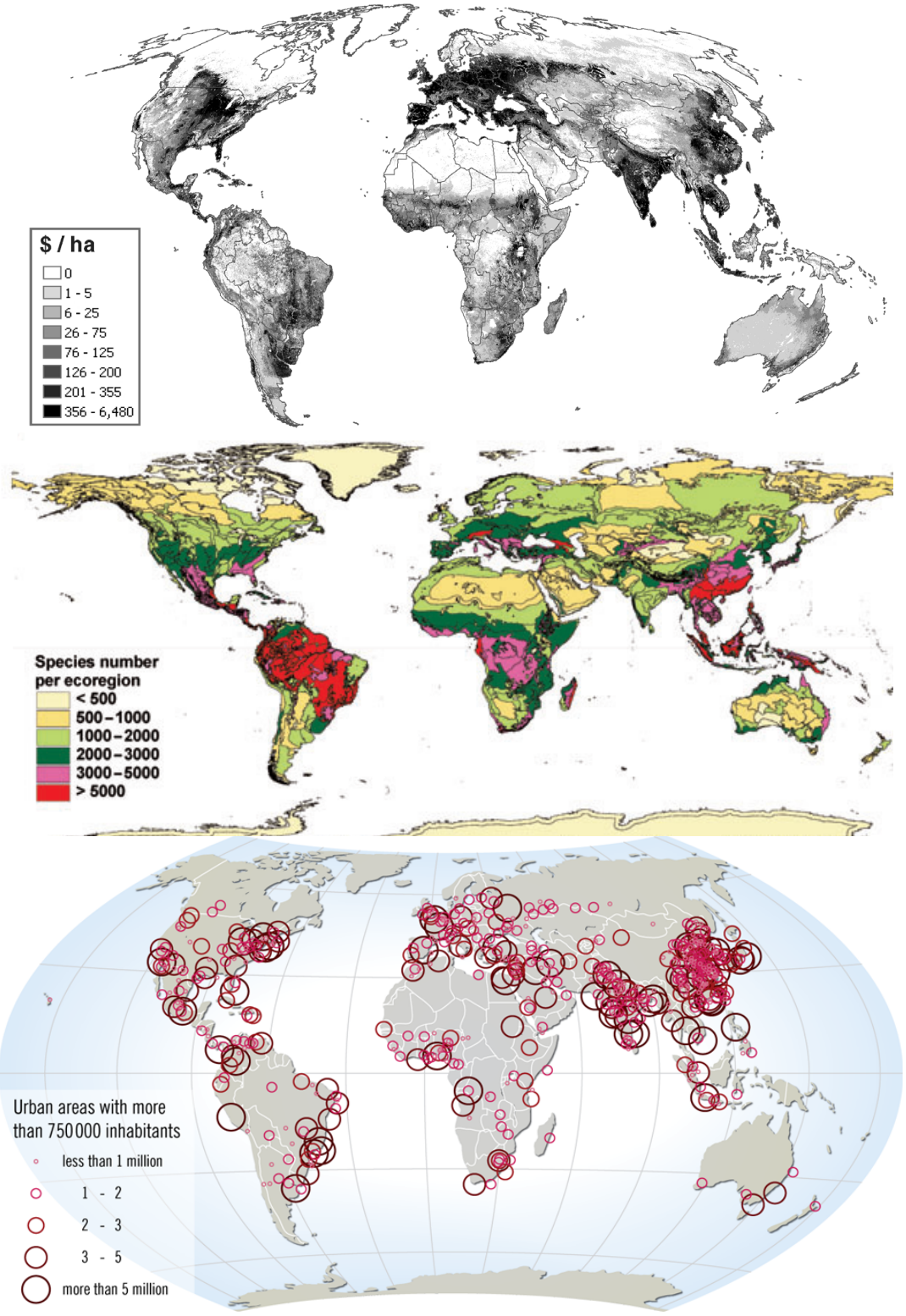
La Figure 5.11 illustre à l'échelle mondiale les dépendances existantes entre trois gradients d'hétérogénéité : les coûts d'opportunité agricoles, la richesse floristique et les villes de plus de 750 000 habitants (en 2005). La concordance entre le gradient agricole et le gradient urbain apparaît visuellement forte, suggérant une corrélation positive forte entre les deux hiérarchisations des unités de terre.[16] Cette dépendance apparaît d'autant plus importante que cette observation se retrouve à des échelles plus locales.[17] Par contre, les relations de dépendance spatiale entre ces deux gradients et la richesse floristique semblent plus faibles. Tous les cas de figure se retrouvent en effet sur les cartes. Nous observons : (i) des espaces avec une forte valeur naturelle et de faibles valeurs agricoles et urbaines : la forêt amazonienne, le centre des États-Unis ou la Nouvelle Guinée, (ii) des espaces à fortes valeurs agricoles et urbaines sans beaucoup d'espèces de plantes : l'Inde, la ceinture de maïs (*corn belt*) des États-Unis ou l'est de l'Argentine, (iii) des espaces à la fois à fortes valeurs agricoles, naturelles et urbaines : l'Europe, l'est de la Chine, l'extrême sud-ouest de l'Afrique ou l'Amérique centrale et (iv) des espaces à faibles valeurs naturelles, agricoles et urbaines : le nord du Canada, le Sahara, le nord de la Russie, l'Asie centrale ou l'Australie centrale. Dès lors, les catégories (i) et (ii) tirent la corrélation agrégée vers le bas alors que les catégories (iii) et (iv) la tirent vers le haut. En présence de corrélations positives, l'hétérogénéité de la terre a un rôle important à jouer, et reléguerait potentiellement les questions quantitatives au second plan.

Ces interprétations cartographiques illustrent une première limite aux choix effectués dans l'approche théorique de cette thèse, par une remise en cause de l'hypothèse d'une hétérogénéité immuable. Le poids des attributs naturels (non reproductibles) dans les gradients de la Figure 5.11 n'est pas évident *a priori*. Bien qu'il y ait des composantes naturelles aux gradients décrits (les déserts présentent des valeurs faibles, de même que les espaces situés au nord de la planète), la remise en cause de l'exogénéité des valeurs (en particulier entre l'urbain et l'agricole et entre l'agricole et la nature) peut invalider un raisonnement qui considèrerait l'hétérogénéité comme immuable : les variations des prix de la terre au chapitre 2 ne sont pas entièrement expliquées par des variables naturelles. La valeur agricole peut être issue de la proximité à la ville et l'extension des villes peut modifier cette hétérogénéité. Dans le même ordre d'idées, il est probable que les espèces de plantes observées aujourd'hui sont des conséquences des activités agricoles d'hier. Intégrer un coût d'opportunité sans les effets de report

16. Bien que l'on sache que les dotations en terres agricoles varient selon les pays, ce qui se traduit par le développement d'achats transnationaux.

17. Pour le cas français, une note récente du commissariat général au développement durable (Antoni, 2011) sur l'artificialisation des terres agricoles remarque que : « [d]ans environ la moitié des régions françaises, les sols qui ont les meilleures potentialités agronomiques sont les plus touchés. » La variable retenue pour approcher les potentialités agronomiques est la réserve en eau utile, étudiée de manière approfondie dans le chapitre 3.

FIGURE 5.11 – Croisement de trois gradients d'hétérogénéité à l'échelle du monde : La carte du haut (Naidoo and Iwamura, 2007) représente les coûts d'opportunité liés au retrait de l'usage agricole ($/*ha*). La carte centrale (Kier et al., 2005) représente des estimations du nombre de plantes (*flore*) par région écologique. La carte du bas localise les grandes métropoles selon les Nations Unies en 2005, voir : `http://nordpil.com/static/images/world_cities_map.png`.



ou de simultanéité peut entraîner des erreurs dans la quantification de la rareté relative de la terre. Il semble toutefois raisonnable de considérer l'hétérogénéité comme donnée à court ou moyen termes. Bien que les questions d'endogénéité peuvent apparaître déterminantes à long terme (à travers les possibilités d'irrigation, de transport ou les changements technologiques), ces distributions à l'échelle globale semblent constituer une base solide pour les décisions d'aujourd'hui : les villes vont continuer de concentrer l'essentiel de la croissance démographique et la distribution des espèces naturelles va continuer de suivre les zones écologiques et climatiques.

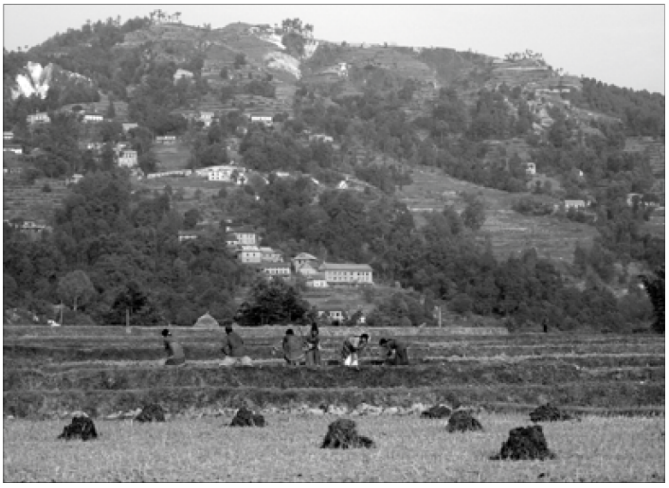
Une deuxième limite de la théorie présentée ici est de postuler une exclusivité entre usages et fonctions de la terre. La terre est souvent multifonctionnelle, comme le montrent les exemples typiques des fonctions naturelles remplies par certains usages agricultures et forestiers (puits de carbone, épuration de l'eau, etc.) Ainsi, un même usage de la ressource peut répondre à différentes demandes sociales et il revient alors à la recherche d'identifier les synergies et les arbitrages au sein des usages agricoles et naturels de la terre. Turner et al. (2007b) obtiennent, à l'échelle mondiale, une concordance dans l'espace entre les services écosystémiques (en valeur) et la biodiversité (en nombre d'espèces) associés aux espaces naturels. Ils indiquent toutefois que la conservation de certaines espèces doit faire l'objet d'un ciblage particulier, indépendamment des services écosystémiques. Pour une partie de l'État de l'Oregon et en intégrant les incitations économiques, Nelson et al. (2008) trouvent qu'augmenter la séquestration du carbone n'entraîne pas nécessairement la conservation d'espèces rares. Dans la même région, Nelson et al. (2009) obtiennent une concordance entre des objectifs de certains services écosystémiques (qualité de l'eau et des sols) et la conservation de la biodiversité. Bennett et al. (2009) développent une typologie des services écosystémiques en particulier selon les interactions qu'ils admettent entre eux : il y a synergie s'ils cohabitent spatialement et arbitrage dans le cas inverse. Pour la Grande-Bretagne, Anderson et al. (2009) étudient la concordance spatiale entre la biodiversité, la séquestration du carbone, la valeur agricole et la valeur récréative sans obtenir de relations univoques. Ils présentent alors l'importance de l'échelle d'appréhension de la concordance en montrant que les relations peuvent être variables selon la sous-région ou la précision des données. Ces quelques exemples montrent que même en l'absence d'exclusivité dans l'usage de la terre, les relations statistiques entre différentes fonctions de la terre restent primordiales. Les résultats analytiques présentés ici peuvent constituer une base pour poursuivre les analyses en prenant en compte la multifonctionnalité.

La rareté étudiée dans cette thèse, qualifiée d'économique dans le titre, se base sur les "sacrifices" (coûts d'opportunité) associés aux substitutions possibles dans l'usage des ressources et dans la satisfaction des demandes sociales. Cette vision relative de la rareté peut être opposée à une vison absolue qui, selon Baumgärtner et al. (2006), *« is not within the scope of economics but has been a theme of ecology and ecological economics. »* Le caractère absolu de la rareté se dé-

marque par l'absence de substitutions dans les offres et/ou les demandes, comme par exemple face aux pertes entropiques inéluctables chez Georgescu-Roegen (1971) qui conduisent vers une rareté à long terme de l'énergie nécessaire à la vie humaine. Cette distinction est importante car l'idée d'une rareté absolue des ressources naturelles est souvent – et implicitement – présente dans les préoccupations de l'opinion publique et certains documents officiels.[18] Nous pensons que la rareté absolue doit être étudiée (par exemple en termes de fonctions naturelles nécessaires au bien-être : Krutilla, 1967; Krautkraemer, 2005; Ayres, 2007) mais sans occulter le contre-poids issue de la définition relative (Schultz, 1951; Johnson, 2000, 2002). Il y a en effet un rôle pour les économistes à rechercher un cadre conceptuel équilibré qui n'opposerait pas les deux visions mais permettrait de tester leurs pertinences respectives, selon les caractéristiques de la ressource en question.

18. Voir par exemple la communication « *Pour une Europe efficace dans l'utilisation des ressources* » (`http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2011:0021:FIN:FR:PDF`), une des initiatives phares de la stratégie Europe 2020 qui propose un « *découplage entre, d'une part, la croissance économique et, d'autre part, la consommation de ressources et ses retombées sur l'environnement.* »

FIGURE 5.12 – Rareté et hétérogénéité au Tibet oriental et dans les Hautes-Alpes (Gap) : Selon le poids de la contrainte sur les terres utilisables pour l'agriculture, les habitations sont construites dans les pentes (photo du haut reprise du journal "Horizons et débats" février 2010, N° 4 : `http://www.horizons-et-debats.ch/index.php?id=1989`) ou sur le plat (photo du bas reprise du journal "Dauphiné libéré" 23 mai 2011 : `http://www.ledauphine.com/hautes-alpes/2011/05/23/preserver-les-terres-agricoles`).



Bibliographie

AITCHISON, J. AND J. BROWN (1957). *The Lognormal Distribution*. Cambridge University Press.

ALIG, R. J., J. D. KLINE AND M. LICHTENSTEIN (2004). Urbanization on the US landscape : Looking ahead in the 21st century. *Landscape and Urban Economics* 69 : 219–234.

ALSTON, J. M. AND B. H. HURD (1990). Some neglected social costs of government spending in farm programs. *American Journal of Agricultural Economics* 72 : 149–156.

ANDERSON, B. J., P. R. ARMSWORTH, F. EIGENBROD, C. D. THOMAS, S. GILLINGS, A. HEINEMEYER, D. B. ROY AND K. J. GASTON (2009). Spatial covariance between biodiversity and other ecosystem service priorities. *Journal of Applied Ecology* 46 : 888–896.

ANDO, A., J. CAMM, S. POLASKY AND A. SOLOW (1998). Species distributions, land values, and efficient conservation. *Science* 279 : 2126–2128.

ANDO, A. W. AND P. SHAH (2010). Demand-side factors in optimal land conservation choice. *Resource and Energy Economics* 32 : 203–221.

ANDREWS, S. S. AND C. R. CARROL (2001). Designing a soil quality assessment tool for sustainable agroecosystem management. *Ecological Applications* 11 : 1573–1585.

ANGELSEN, A. (2010). Policies for reduced deforestation and their impact on agricultural production. *Proceedings of the National Academy of Science* 107 : 19639–19644.

ANTLE, J., S. CAPALBO, S. MOONEY, E. ELLIOTT AND K. PAUSTIAN (2003). Spatial heterogeneity, contract design, and the efficiency of carbon sequestration policies for agriculture. *Journal of Environmental and Economic Management* 46 : 231–250.

ANTLE, J. M. AND J. J. STOORVOGEL (2006). Predicting the supply of ecosystem services from agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 88 : 1174–1180.

ANTONI, V. (2011). L'artificialisation des sols s'opère aux dépends des terres agricoles. Tech. Rep. 75, Commissariat général au développement durable.

AOUBID, S. AND H. GAUBERT (2010). Évaluation économique des services rendus par les zones humides. Tech. Rep. 23, Commissariat général au développement durable.

ARMSWORTH, P. R., G. C. DAILY, P. KAREIVA AND J. N. SANCHIRICO (2006). Land market feedbacks can undermine biodiversity conservation. *Proceedings of the National Academy of Science* 14 : 5403–5408.

ARNOTT, R. J. AND J. E. STIGLITZ (1979). Aggregate land rent, expenditure on public goods, and optimal city size. *Quarterly Journal of Economics* 93 : 471–500.

ARROW, K. J., M. L. CROPPER, G. C. EADS, R. W. HAHN, L. B. LAVE, R. G. NOLL, P. R. PORTNEY, M. RUSSEL, R. SCHMALENSEE, V. K. SMITH AND R. N. STAVINS (1996). Is there a role for benefit-cost analysis in environmental, health and safety regulation ? *Science* 272 : 221–222.

ATKINSON, A. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory* 2 : 244–263.

AYRES, R. U. (2007). On the practical limits to substitution. *Ecological Economics* 61 : 115–128.

BABCOCK, B. A., P. LAKSHMINARAYAN, J. WU AND D. ZILBERMAN (1996). The economics of a public fund for environmental amenities : A study of CRP contracts. *American Journal of Agricultural Economics* 78 : 961–971.

BABCOCK, B. A., P. LAKSHMINARAYAN, J. WU AND D. ZILBERMAN (1997). Targeting tools for the

purchase of environmental amenities. *Land Economics* 73 : 325–339.

BALL, V. E., J. C. BUREAU, K. EAKIN AND A. SOMWARU (1997). CAP reform : Modeling supply response subject to the land set-aside. *Agricultural Economics* 17 : 277–288.

BALMFORD, A., R. E. GREEN AND J. P. W. SCHARLEMANN (2005). Sparing land for nature : Exploring the potential impact of changes in agricultural yield on the area needed for crop production. *Global Change Biology* 11 : 1594–1605.

BANZHAF, H. S. (2009). Objective or multi-objective ? Two historically competing visions for benefit-cost analysis. *Land Economics* 85 : 3–23.

BARBIER, E., D. PEARCE AND A. MARKANDYA (1990). Environmental sustainability and cost-benefit analysis. *Environment and Planning A* 22 : 1259–1266.

BARBIER, E. B., E. W. KOCH, B. R. SILLIMAN, S. D. HACKER, E. WOLANSKI, J. PRIMAVERA, E. F. GRANEK, S. POLASKY, S. ASWANI, L. A. CRAMER, D. M. STOMS, C. J. KENNEDY, D. BAEL, C. V. KAPPEL, G. M. E. PERILLO AND D. J. REED (2008). Coastal ecosystem-based management with nonlinear ecological functions and values. *Science* 321-323 : 72–86.

BARLOWE, R. (1958). *Land resource economics : The political economy of rural and urban land resource use*. Englewood Cliffs New Jersey.

BARNAUD, G. AND E. FUSTEC (2007). *Conserver les zones humides : Pourquoi ? Comment ?*. QUAE Éditions.

BARNETT, H. AND C. MORSE (1963). *Scarcity and Growth : The Economics of Natural Resource Availability*. Johns Hopkins University Press, Baltimore.

BARTELMUSA, P. (2009). The cost of natural capital consumption : Accounting for a sustainable world economy. *Ecological Economics* 68 : 1850–1857.

BATEMAN, I. J., R. BROUWER, H. DAVIES, B. H. DAY, A. DEFLANDRE, S. D. FALCO, S. GEORGIOU, D. HADLEY, M. HUTCHINS, A. P. JONES, D. KAY, G. LEEKS, M. LEWIS, A. A. LOVETT, C. NEAL, P. POSEN, D. RIGBY AND R. K. TURNER (2006). Analysing the agricultural costs and non-market benefits of implementing the water framework directive. *Journal of Agricultural Economics* 57 : 221–237.

BAUMGÄRTNER, S., C. BECKER, M. FABER AND R. MANSTETTEN (2006). Relative and absolute scarcity of nature : Assessing the roles of economics and ecology for biodiversity conservation. *Ecological Economics* 59 : 487–498.

BELSLEY, D. (1991). *Conditioning diagnostics, collinearity and weak data in regression*. New York : John Wiley & Sons.

BENNETT, E. M., G. D. PETERSON AND L. J. GORDON (2009). Understanding relationships among multiple ecosystem services. *Ecology Letters* 12 : 1–11.

BONTEMPS, P., G. ROTILLON AND N. TURPIN (2005). Self-selecting agri-environmental policies with an application to the Don watershed. *Environmental and Resource Economics* 31 : 275–301.

BORISOVA, T., J. SHORTLE, R. D. HORAN AND D. ABLER (2005). Value of information for water quality management. *Water Ressoures Research* 41.

BOUMA, J., H. VAN DER WOERD AND O. KUIK (2009). Assessing the value of information for water quality management in the North Sea. *Journal of Environmental Management* 90 : 1280–1288.

BOURGEON, J.-M., P.-A. JAYET AND P. PICARD (1995). An incentive approach to land set-aside programs. *European Economic Review* 39 : 1487–1509.

BROWN, G. M. (2000). Renewable natural resource management and use without markets. *Journal of Economic Literature* 38 : 875–914.

BRUAND, A., O. DUVAL AND I. COUSIN (2004). Estimation des propriétés de rétention en eau des sols à partir de la base de données SOLHYDRO : Une première proposition combinant le type d'horizon, sa texture et sa densité apparente. *Étude et Gestion des Sols* 11 : 323–332.

BURCHFIELD, M., H. G. OVERMAN, D. PUGA AND M. A. TURNER (2006). Causes of sprawl : A portrait from space. *Quarterly Journal of Economics* 121 : 587–633.

BURKE, M., K. OLESON, E. MCCULLOUGH AND J. GASKELL (2009). A global model tracking water, nitrogen, and land inputs and virtual transfers from industrialized meat production and trade. *Environmental Modeling and Assessment* 14 : 179–193.

CAMERON, S. E., K. J. WILLIAMS AND D. K. MITCHELL (2008). Efficiency and concordance of alternative methods for minimizing opportunity costs in conservation planning. *Conservation Biology* 22 : 886–896.

CANTON, J., S. DE CARA AND P.-A. JAYET (2009). Agri-environmental schemes : Adverse selection, information structure and delegation. *Ecological Economics* 68 : 2114–2121.

CASSMAN, K. G. (1999). Ecological intensification of cereal production systems : Yield potential, soil quality, and precision agriculture. *Proceedings of the National Academy of Science* 96 : 5952–5959.

CASTLE, E. N. (1965). The market mechanism, externalities, and land economics. *Journal of Farm Economics* 47 : 542–556.

CASTLE, E. N. (2003). Land, economic change and agricultural economics. *Agricultural and Ressource Economics Review* 32 : 18–32.

CASWELL, M. F. AND D. ZILBERMAN (1986). The effects of well depth and land quality on the choice of irrigation technology. *American Journal of Agricultural Economics* 68 : 798–811.

CAVAILHÈS, J., M. HILAL, P. WAVRESKY, G. CONTESTI AND H. EL YOUSFI (2009). Marché foncier et périurbanisation. Tech. rep., MUHC-INRA.

CAVAILHÈS, J. AND P. WAVRESKY (2003). Urban influences on periurban farmland prices. *European Review of Agricultural Economics* 30 : 333–357.

CHAKRAVORTY, U. AND D. L. KRULCE (1994). Heterogeneous demand and order of ressource extraction. *Econometrica* 62 : 1445–1452.

CHAKRAVORTY, U., D. L. KRULCE AND J. ROUMASSET (2005). Specialization and nonrenewable resources : Ricardo meets Ricardo. *Journal of Economic Dynamics and Control* 29 : 1517–1545.

CHAMBERS, R. J. AND R. E. JUST (1989). Estimating multioutput technologies. *American Journal of Agricultural Economics* 71 : 980–995.

CHICOINE, D. (1981). Farmland values at the urban fringe : An analysis of sales prices. *Land Economics* 57 : 353–362.

CHRÉTIEN, J. (2000). Référentiel Pédologique de Bourgogne à 1/250 000 : Régions naturelles, pédopaysages et sols de la Côte d'Or. Tech. rep., Institut National de la Recherche Agronomique.

CLAASSEN, R., A. CATTANEO AND R. JOHANSSON (2008). Cost-effective design of agri-environmental payment programs : U.S. experience in theory and practice. *Ecological Economics* 65 : 737–752.

COLMAN, D. AND P. VAVRA (2002). The optimal allocation of land between alternative support schemes : An exploration of claims for arable area payments. *Journal of Agricultural Economics* 53 : 283–298.

COSTANZA, R. AND H. E. DALY (1992). Natural capital and sustainable development. *Conservation Biology* 6 : 37–46.

COSTANZA, R., R. D'ARGE, R. DE GROOT, S. FARBERK, M. GRASSO, B. H. K. LIMBURG, S. NAEEM, R. V. O'NEILL, J. PARUELO, R. G. RASKIN, P. SUTTONKK AND M. VAN DEN BELT (1997). The value of the world's ecosystem services and natural capital. *Nature* 387 : 253–260.

COSTELLO, C. AND S. POLASKY (2004). Dynamic reserve site selection. *Resource and Energy Economics* 26 : 157–174.

CRÉPIN, A.-S. (2005). Incentives for wetland creation. *Journal of Environmental Economics and Management* 50 : 598–616.

DALE, V. H. AND S. POLASKY (2007). Measures of the effects of agricultural practices on ecosystem services. *Ecological Economics* 64 : 286–296.

DE GROOT, R., J. VAN DER PERK, A. CHIESURA AND A. VAN VLIET (2003). Importance and threat as determining factors for criticality of natural capital. *Ecological Economics* 44 : 187–204.

DEFRIES, R., G. P. ASNER AND R. H. (EDS.) (2004). *Effects of Land-Use Change on Ecosystems*. American Geophysical Union, Washington, D.C.

DIETZ, S. AND E. NEUMAYER (2007). Weak and strong sustainability in the seea : Concepts and measurement. *Ecological Economics* 61 : 617–626.

DORMONT, B. (2007). *Introduction à l'économétrie*. Montchrestien, 2e édition.

DÖÖS, B. R. (2002). Population growth and loss of arable land. *Global Environmental Change* 12 : 303–311.

DUDLEY, N. AND S. STOLTON (2003). Running pure : The importance of forest protected areas to drinking water. Tech. rep., World Bank/WWF. Alliance for Forest Conservation and Sustainable Use, Washington, DC.

EKELAND, I., J. J. HECKMAN AND L. NESHEIM (2004). Identification and estimation of hedonic models. *Journal of Political Economy* 112 : 60–109.

ERVIN, D. E. AND J. W. MILL (1985). Agricultural land markets and soil erosion : Policy relevance and conceptual issues. *American Journal of Agricultural Economics* 67 : 938–942.

EVANS, A. W. (1991). On monopoly rent. *Land Economics* 67 : 1–14.

EWERS, R., J. P. W. SCHARLEMANN, A. BALMFORD AND R. GREEN (2009). Do increases in agricultural yield spare land for nature ? *Global Change Biology* 15 : 1716–1726.

FEDOROFF, N. V., D. S. BATTISTI, R. N. BEACHY, P. J. M. COOPER, D. A. FISCHHOFF, C. N. HODGES, V. C. KNAUF, D. LOBELL, B. J. MAZUR, D. MOLDEN, M. P. REYNOLDS, P. C. RONALD, M. W. ROSEGRANT, P. A. SANCHEZ, A. VONSHAK AND J.-K. ZHU (2010). Radically rethinking agriculture for the 21st century. *Science* 327 : 833.

FENECH, A., J. FOSTER, K. HAMILTON AND R. HANSELL (2003). Natural capital in ecology and economics : An overview. *Environmental Monitoring and Assessment* 86 : 3–17.

FERRARO, P. J. (2003). Assigning priority to environmental policy interventions in a heterogeneous world. *Journal of Policy Analysis and Management* 22 : 27–43.

FERRARO, P. J. (2004). Targeting conservation investments in heterogeneous landscapes : A distance-function approach and application to watershed management. *American Journal of Agricultural Economics* 86 : 905–918.

FERRARO, P. J. (2008). Asymmetric information and contract design for payments for environmental services. *Ecological Economics* 65 : 810–821.

FERRARO, P. J. AND R. D. SIMPSON (2002). The cost-effectiveness of conservation payments. *Land Economics* 78 : 339–353.

FISCHER, D. T. AND R. L. CHURCH (2003). Clustering and compactness in reserve site selection : An extension of the biodiversity management area selection model. *Forest Science* 49 : 555–565.

FISHER, A. C. (1977). *On measures of natural resource scarcity*. Scarcity and growth reconsidered, RFF Press.

FISHER, A. C., J. V. KRUTILLA AND C. J. CICCHETTI (1974). The economics of environmental preservation. *American Economic Review* 64 : 1030–1039.

FOLEY, J. A., R. DEFRIES, G. P. ASNER, C. BARFORD, G. BONAN, S. R. CARPENTER, F. S. CHAPIN, M. T. COE, G. C. DAILY, H. K. GIBBS, J. H. HELKOWSKI, T. HOLLOWAY, E. A. HOWARD, C. J. KUCHARIK, C. MONFREDA, J. A. PATZ, C. PRENTICE, N. RAMANKUTTY AND P. K. SNYDER (2005). Global consequences of land use. *Science* 309 : 570–574.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (2000). The Global Outlook for Future Wood Supply from Forest Plantations. Tech. rep., Working Paper GFPOS/WP/03, Rome.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (2010). Global Forest Resources Assessment 2010. Tech. rep., FAO Forestry Paper 163, Rome.

FOX, J. (2003). Effect display in R for generalized linear models. *Journal of Statistical Software* 8.

FOX, J. AND G. MONETTE (1992). Generalized collinearity diagnostics. *Journal of the American Statistical Association* 87 : 176–183.

FRASER, R. (1997). Land heterogeneity and the may 1992 reform of CAP cereal price support. *Journal of Agricultural Economics* 48 : 65–70.

FRASER, R. W. (2009). Land heterogeneity, agricultural income forgone and environmental benefit : An assessment of incentive compatibility problems in environmental stewardship schemes. *Journal of Agricultural Economics* 60 : 190–201.

FREES, E. W. AND E. A. VALDEZ (1998). Understanding relationships using copulas. *North American Actuarial Journal* 2 : 1–24.

VAN GARDEREN, K. J. (2001). Optimal prediction in log-linear models. *Journal of Econometrics* 104 : 119–140.

GARDEREN, K. J. V. AND C. SHAH (2002). Exact interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *Econometrics Journal* 5 : 149–159.

GENIAUX, G., J.-S. AY AND C. NAPOLÉONE (in press). A spatial hedonic approach on land use change anticipations. *Journal of Regional Science* .

GEORGESCU-ROEGEN, N. (1971). *The Entropy Law and the Economic Process*. Harvard University Press, Cambridge.

GODFRAY, H. C. J., J. R. BEDDINGTON, I. R. CRUTE, L. HADDAD, D. LAWRENCE, J. F. MUIR, J. PRETTY, S. ROBINSON, S. M. THOMAS AND C. TOULMIN (2010). Food security : The challenge of feeding 9 billion people. *Science* 327 : 812–818.

GREENSTONE, M. AND T. GAYER (2009). Quasi-experimental and experimental approaches to environmental economics. *Journal of Environmental Economics and Management* 57 : 21–44.

GRILICHES, Z. AND J. MAIRESSE (1995). Production functions : The search for identification. *NBER Working Paper Series* N.5067.

GUYOMARD, H., M. BAUDRY AND A. CARPENTIER (1996). Estimating crop supply response in the presence of farm programmes : Application to the CAP. *European Review of Agricultural Economics* 23 : 401–420.

HALL, D. C. AND J. V. HALL (1984). Concepts and measures of natural resource scarcity with a summary of recent trends. *Journal of Environmental Economics and Mangement* 11 : 363–379.

HALVORSEN, R. AND R. PALMQUIST (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review* 70 : 474–475.

HARDIE, I. W. AND P. PARKS (1997). Land use with heterogeneous land quality : An application of an area base model. *American Journal of Agricultural Economics* 79 : 299–310.

HARTWICK, J. (1977). Intergenerational equity and the investing of rents of exhaustible resources. *American Economic Review* 67 : 972–974.

HASTIE, T. AND R. TIBSHIRANI (1990). *Generalized additive models*. Chapman and Hall.

HECKMAN, J. J. (1979). Sample selection as a specification error. *Econometrica* 47 : 153–161.

HECKMAN, J. J. AND B. H. HONORE (1990). The empirical content of the Roy model. *Econometrica* 58 : 1121–1149.

HECKMAN, J. J. AND G. SEDLACEK (1985). Heterogeneity, aggregation, and market wage functions : An empirical model of self-selection in the labor market. *Journal of Political Economy* 93 : 1077–1125.

HENDRICKX, J. AND B. PELZER (2004). Collinearity involving ordered and unordered categorical variables. In *Paper presented at the RC33 conference in Amsterdam, August 17-20*.

HERTEL, T. W. (2011). The global supply and demand for agricultural land in 2050 : A perfect storm in the making ? *American Journal of Agricultural Economics* 93 : 259–275.

HILAL, M. (2010). Odomatrix. Calcul de distances routières intercommunales. *Cahier des Techniques de l'INRA* Numéro spécial : Méthodes et outils de traitement des données en sciences sociales. Retours d'expériences : 41–63.

HOAG, D. L., B. A. BABCOCK AND W. E. FOSTER (1993). Field-level measurement of land productivity and program slippage. *American Journal of Agricultural Economics* 75 : 181–189.

HOTELLING, H. (1931). The economics of exhaustible ressources. *Journal of Political Economy* 39 : 137–175.

HUBACEK, K. AND S. GILJUM (2003). Applying physical input/output analysis to estimate land appropriation (ecological footprints) of international trade activities. *Ecological Economics* 44 : 137–151.

HUBERT, M.-H. AND M. MOREAUX (2007). The challenge of meeting the future food needs. *Cahiers du LERNA* 17-338 : 1–35.

HUSTON, M. A. (2005). The three phases of land-use change : Implications for biodiversity. *Ecological Applications* 15 : 1864–1878.

HUTCHINS, M. G., A. DEFLANDRE-VLANDAS, P. E. POSEN, H. N. DAVIES AND C. NEA (2010). How do river nitrate concentrations respond to changes in land use ? A modelling case study of headwaters in the River DerwentvCatchment, North Yorkshire (UK). *Environmental Modeling and Assessment* 15 : 93–109.

INNES, R. (2003). Stop and go agricultural policies with a land market. *American Journal of Agricultural Economics* 85 : 198–215.

IRWIN, E. G. AND N. E. BOCKSTAEL (2007). The evolution of urban sprawl : Evidence of spatial heterogeneity and increasing land fragmentation. *Proceedings of the National Academy of Science* 104 : 20672–20677.

JAMAGNE, M., R. BETREMIEUX, J. BEGON AND A. MORI (1977). Quelques données sur la variabilité dans le milieu naturel de la réserve en eau des sols. *Bulletin Technique d'Information* 324-325 : 627–641.

JANTKE, K. AND U. A. SCHNEIDER (2010). Integrating land market feedbacks into conservation planning : A mathematical programming approach. *Environmental Model Assessment* .

JAYET, P. A. AND G. ROTILLON (2002). Retrait des terres et subsidiarité dans le cadre de la politique agricole commune. *Louvain Economic Review* 68 : 407–428.

JOHNSON, D. G. (2000). Population, food and knowledge. *American Economic Review* 90 : 1–14.

JOHNSON, D. G. (2002). The declining importance of natural resources : Lessons from agricultural land. *Resource and Energy Economics* 24 : 157–171.

JOLY, D., T. BROSSARD, H. CARDOT, J. CAVAILHÈS, M. HILAL AND P. WAVRESKY (2009). Interpolation par régressions locales : Application aux précipitations en france. *L'Espace Géographique* 38 : 157–170.

JUST, R. E. AND J. M. ANTLE (1990). Interactions between agricultural and environmental policies : A conceptual framework. *American Economic Review* 80 : 197–202.

KAMMANN, E. E. AND M. P. WAND (2003). Geoadditive models. *Journal of Royal Statistical Society : C Applied Statistic* 52 : 1–18.

KARK, S., N. LEVIN, H. S. GRANTHAM AND H. POSSINGHAM (2009). Between-country collaboration and consideration of costs increase conservation planning efficiency in the mediterranean basin. *Proceedings of the National Academy of Science* 106 : 15360–15365.

KELEJIAN, H. H. AND I. R. PRUCHA (2001). On the asymptotic distribution of the Moran I test statistic with applications. *Journal of Econometrics* 104 : 219–257.

KENNEDY, D. AND C. NORMAN (2005). What don't we know ? *Science, 125th anniversary* 309 : 75.

KENNEDY, P. E. (1981). Estimation with correctly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review* 71 : 801.

KENNEDY, W., JR. AND J. GENTLE (1980). *Statistical computing*. New York : Marcel Dekker, Inc.

KIER, G., J. MUTKE, E. DINERSTEIN, T. H. RICKETTS, W. KÜPER, H. KREFT AND W. BARTHLOTT (2005). Global patterns of plant diversity and floristic knowledge. *Journal of Biogeography* 32 : 1107–1116.

KING, T. M., G. AND J. WITTENBERG (2000). Making the most of statistical analyses : Improving interpretation and presentation. *American Journal of Political Science* 44 : 347–36.

KIRWAN, B., R. N. LUBOWSKI AND M. J. ROBERTS (2005). How cost-effective are land retirement auctions ? Estimating the difference between payments and willingness-to-accept in the Conservation

Reserve Program. *American Journal of Agricultural Economics* 87 : 1239–1247.

KOJADINOVIC, I. AND J. YAN (2010). Modeling multivariate distributions with continuous margins using the copula R package. *Journal of Statistical Software.* 34.

KOOP, G. AND D. POIRIER (1997). Learning about the across-regime correlation in switching regression models. *Journal of Econometrics* 78 : 217–227.

KRAUTKRAEMER, J. A. (2005). Economics of natural resource scarcity : The state of the debate, discussion Paper Resource For the Future.

KRUTILLA, J. V. (1967). Conservation reconsidered. *American Economic Review* 57 : 777–786.

LAMBIN, E. F. AND P. MEYFROIDT (2011). Global land use change, economic globalization, and the looming land scarcity. *Proceedings of the National Academy of Science* 108 : 3465–3472.

LEWIS, D. J., A. J. PLANTINGA AND J. WU (2009). Targeting incentives to reduce habitat fragmentation. *American Journal of Agricultural Economics* 91 : 1080–1096.

LI, D. X. (2000). On default correlation : A copula function approach. *Journal of Fixed Income* 9 : 43–54.

LICHTENBERG, E. (1989). Land quality, irrigation development, and cropping patterns in the nothern high plains. *American Journal of Agricultural Economics* 71 : 187–194.

LICHTENBERG, E. (2002). *Agriculture and the environment*. Elsevier, *Handbook of agricultural economics 2A-Agricultural and its external linkages*, chap. 23. 1249–1314.

LIEN, D.-H. D. (1985). Moments of truncated bivariate log-normal distributions. *Economics Letters* 19 : 243–247.

LIVANIS, G., C. B. MOSS, V. E. BRENEMAN AND R. NEHRING (2006). Urban sprawl and farmland prices. *American Journal of Agricultural Economics* 88 : 915–929.

LOPEZ, R. A., F. A. SHAH AND M. A. ALTOBELLO (1994). Amenity benefits and the optimal allocation of land. *Land Economics* 70 : 53–62.

LOVE, H. A. AND W. E. FOSTER (1990). Commodity program slippage rates for corn and wheat. *Western Journal of Agricultural Economics* 15 : 272–281.

LUBOWSKI, R. N., A. J. PLANTINGA AND R. N. STAVINS (2006). Land-use change and carbon sinks : Econometric estimation of the carbon sequestration supply function. *Journal of Environmental Economics and Management* 51 : 135–152.

MADDISON, D. (2000). A hedonic analysis of agricultural land prices in England and Wales. *European Review of Agricultural Economics* 27 : 519–532.

MAGESAN, A. AND M. A. TURNER (2010). The value of information in regulation. *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 10 : 76.

MANLAY, R. J., C. FELLER AND M. J. SWIFT (2007). Historical evolution of soil organic matter concepts and their relationships with the fertility and sustainability of crop systems. *Agriculture Ecosystems and Environment* 119 : 217–233.

MATSON, P. A. AND P. M. VITOUSEK (2006). Agricultural intensification : Will land spared from farming be land spared for nature ? *Conservation Biology* 20 : 709–710.

MCCONNELL, K. E. (1989). The optimal quantity of land in agriculture. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics* 18 : 63–72.

MCMILLEN, D. P. (2010). Issues in spatial data analysis. *Journal of Regional Science* 50 : 119–141.

MÉDAIL, F. AND P. QUÉZEL (1997). Biodiversity hotspots in the Mediterranean Bassin : Setting global conservation priorities. *Conservation Biology* 13 : 1510–1513.

MENDELSOHN, R., W. D. NORDHAUS AND D. SHAW (1994). The impact of global warming on agriculture : A Ricardian analysis. *American Economic Review* 84 : 753–771.

MESSER, K. D. (2006). The conservation benefits of cost-effective land acquisition : A case study in Maryland. *Journal of Environmental Management* 79 : 305Ű315.

MEYFROIDT, P., T. K. RUDEL AND E. F. LAMBIN (2010). Forest transitions, trade, and the global displa-

cement of land use. *Proceedings of the National Academy of Science* 107 : 20917–20922.

MILLENNIUM ECOSYSTEM ASSESSMENT (2005). Ecosystems and human well-being : Biodiversity synthesis. Tech. rep., World Resources Institute, Washington, DC, USA.

MIRANOWSKI, J. A. AND B. D. HAMMES (1984). Implicit prices of soil characteristics for farmland in Iowa. *American Journal of Agricultural Economics* 66 : 745–749, proceeding Issue.

MOOD, A. M., F. A. GRAYBILL AND D. C. BOES (1974). *Introduction to the Theory of Statistics*. McGraw-Hill Series in Probability and Statistics, 3rd Edition.

MUIRHEAD, R. J. (1982). *Aspects of multivariate statistical theory*. Wiley-Interscience.

NAIDOO, R., A. BALMFORD, P. J. FERRARO, S. POLASKY, T. H. RICKETTS AND M. ROUGET (2006). Integrating economic costs into conservation planning. *TRENDS in Ecology and Evolution* 21 : 681–687.

NAIDOO, R. AND T. IWAMURA (2007). Global-scale mapping of economic benefits from agricultural lands : Implications for conservation priorities. *Biological Conservation* 140 : 40–49.

NAIDOO, R. AND T. H. RICKETTS (2006). Mapping the economic costs and benefits of conservation. *PLoS Biology* 4 : 2153–2164.

NELSON, E., G. MENDOZA, J. REGETZ, S. POLASKY, H. TALLIS, D. R. CAMERON, K. M. A. CHAN, G. C. DAILY, J. GOLDSTEIN, P. M. KAREIVA, E. LONSDORF, R. NAIDOO, T. H. RICKETTS AND M. R. SHAW (2009). Modeling multiple ecosystem services, biodiversity conservation, commodity production, and tradeoffs at lands scales. *Frontier in Ecology and Environment* 7.

NELSON, E., S. POLASKY, D. J. LEWIS, A. J. PLANTINGA, E. LONSDORF, D. WHITE, D. BAEL AND J. J. LAWLER (2008). Efficiency of incentives to jointly increase carbon sequestration and species conservation on a landscape. *Proceedings of the National Academy of Science* 105 : 9471–9476.

NELSON, R. (2006). *An introduction to copulas*. Springer Series in Statistics.

NETO, D. (2006). Dépendance non-monotone : Une application à la relation rendement-volume. *Annales d'Economie et de Statistiques* 82 : 187–216.

NEWBURN, D., S. REED, P. BERCK AND A. MERENLENDER (2005). Economics and land-use change in prioritizing private land conservation. *Conservation Biology* 19 : 1411–1420.

NEWBURN, D. A., P. BERCK AND A. M. MERENLENDER (2006). Habitat and open space at risk of land use conversion : Targeting strategies for land conservation. *American Journal of Agricultural Economics* 88 : 28–42.

NICKERSON, C., M. RIBAUDO AND N. HIGGINS (2010). The Farm Act's regional equity provision : Impacts on conservation program outcomes. Tech. Rep. ERR-98, U.S. Dept. of Agriculture, Econ. Res. Serv.

OHNSORGE, F. AND D. TREFLER (2007). Sorting it out : International trade with heterogeneous workers. *Journal of Political Economy* 115 : 868–892.

PALMQUIST, R. B. (1989). Land as a differentited factor of production : A hedonic model and its implications for welfare measurement. *Land Economics* 65 : 23–28.

PALMQUIST, R. B. AND L. E. DANIELSON (1989). A hedonic study of the effects of erosion control and drainage on farmland values. *American Journal of Agricultural Economics* 71 : 55–62.

PELTZMAN, S. AND T. N. TIDEMAN (1972). Local versus national pollution control : A note. *American Economic Review* 62 : 959–963.

PLANTINGA, A. J., R. N. LUBOWSKI AND R. N. STAVINS (2002). The effects of potential land development on agricultural land prices. *Journal of Urban Economics* 52 : 561–581.

POLASKY, S., J. D. CAMM AND B. GARBER-YONTS (2001). Selecting biological reserves cost-effectively : An application to terrestrial vertebrate conservation Oregon. *Land Economics* 77 : 68–78.

POLASKY, S., C. COSTELLO AND C. MCAUSLAND (2004). On trade, land-use, and biodiversity. *Journal of Environmental Economics and Management* 48 : 911Ű925.

POWER, A. G. (2010). Ecosystem services and agriculture : Tradeoffs and synergies. *Philosophical Tran-*

sactions of the Royal Society B 365 : 2959–2971.

R DEVELOPMENT CORE TEAM (2009). R : A language and environment for statistical computing. R fundation for statistical computing, Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0.

RADELOFFA, V. C., S. I. STEWARTB, T. J. HAWBAKERA, U. GIMMIA, A. M. PIDGEONA, C. H. FLATHERC, R. B. HAMMERD AND D. P. HELMERSA (2010). Housing growth in and near United States protected areas limits their conservation value. *Proceedings of the National Academy of Science* 107 : 940–945.

RAMANKUTTY, N., A. T. EVAN, C. MONFREDA AND J. A. FOLEY (2008). Farming the planet : 1. geographic distribution of global agricultural lands in the year 2000. *Global Biogeochemical Cycles* 22.

RANDALL, A. AND E. N. CASTLE (1985). *Land resources and land markets*. Elsevier, chap. in Handbook of Natural Resource and Energy Economics, vol. III. 571–620.

RIBAUDO, M. O. (1989). Targeting the Conservation Reserve Program to maximize water quality benefits. *Land Economics* 65 : 320–332.

RICARDO, D. (1817). *Principles of political economy and taxation*. Great minds series, London.

ROBERTS, M. J. AND N. KEY (2008). Agricultural payments and land concentration : A semiparametric spatial regression analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 90 : 627–643.

ROY, A. (1951). Some thoughts on the distribution of earnings. *Oxford Economic Papers* 3 : 135–146.

RUDELA, T. K., L. SCHNEIDER, M. URIARTE, B. L. TURNER, R. DEFRIES, D. LAWRENCE, J. GEOGHEGAN, S. HECHT, A. ICKOWITZ, E. F. LAMBIN, T. BIRKENHOLTZ, S. BAPTISTA AND R. GRAU (2009). Agricultural intensification and changes in cultivated areas, 1970-2005. *Proceedings of the National Academy of Science* 106 : 20675–20680.

SAIZ, A. (2010). The geographic determinants of housing supply. *Quarterly Journal of Economics* 125 : 1253–1296.

SAMUELSON, P. A. (1952). Spatial price equilibrium in linear programming. *American Economic Review* 42 : 283–303.

SCHULTZ, T. W. (1951). The declining importance of agricultural land. *Economic Journal* 61 : 725–740.

SEGERSON, K. AND J. J. OPALUCH (1991). Aggregate analysis of site-specific pollution problems : The case of groundwater contamination from agriculture. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics* 20 : 83–97.

SETO, K. C., R. SÁNCHEZ-RODRIGEZ AND M. FRAGKIAS (2010). The new geography of contempory urbanization and the environment. *Annual Review of Environment and Resources* 35 : 167–194.

SHERIFF, G. (2009). Implementing second-best environmental policy under adverse selection. *Journal of Environmental Economics and Management* 57 : 253–268.

SHORROCKS, A. (1983). Ranking income distributions. *Economica* 50 : 3–17.

SHORTLE, J. AND R. HORAN (2001). The economics of nonpoint pollution. *Journal of Economic Surveys* 15 : 255–290.

SMITH, M. D. (2003). Modelling sample selection using archimedean copulas. *Econometrics Journal* 6 : 99–123.

SMITH, P. E. (2009). How economic growth becomes a cost : The scarcity multiplier. *Ecological Economics* 68 : 710–718.

SMITH, V. K. (1979). *Scarcity and Growth Reconsidered*. Johns Hopkins University Press, Baltimore.

SOLOW, R. (1974). Intergenerational equity and exhaustible resources. *Review of Economic Studies* 41 : 29–46.

SOLOW, R. M. AND F. Y. WAN (1976). Extraction costs in the theory of exhaustible resources. *The Bell Journal of Economics* 7 : 359–370.

STAVINS, R. N. (1996). Correlated uncertainty and policy instrument choice. *Journal of Environmental Economics and Management* 30 : 218–232.

STAVINS, R. N. (1999). The costs of carbon sequestration : A revealed-preference approach. *American Economic Review* 89 : 994–1009.

STAVINS, R. N. AND A. B. JAFFE (1990). Unintented impacts of public investments on private decisions : The depletion of forested wetlands. *American Economic Review* 80 : 337–352.

STIGLITZ, J., A. SEN, FITOUSSI, J.-P., B. AGARWAL, K. ARROW, A. ATKINSON, F. BOURGUIGNON, J.-P. COTIS, A. DEATON, K. DERVIS, M. FLEURBAEY, N. FOLBRE, J. GADREY, E. GIOVANNINI, R. GUESNERIE, J. HECKMAN, G. HEAL, C. HENRY, D. KAHNEMAN, A. KRUGER, A. OSWALD, PUTNAM, N. R.D., STERN, C. SUNSTEIN, P. WEIL, J.-E. CHAPRON, D. BLANCHET, J. LE CACHEUX, M. D'ERCOLE, P. PIONNIER, L. RIOUX, P. SCHREYER, X. TIMBEAU AND . MARCUS, V. (2009). Rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social. Tech. rep.

SZEKELY, G. J. AND M. L. RIZZO (2005). A new test for multivariate normality. *Journal of Multivariate Analysis* 93 : 58–80.

TILMAN, D., K. G. CASSMAN, P. A. MATSON, R. NAYLOR AND S. POLASKY (2002). Agricultural sustainability and intensive production practices. *Nature* 418.

TURNER, B. L., E. F. LAMBIN AND A. REENBERG (2007a). The emergence of land change science for global environmental change and sustainability. *Proceedings of the National Academy of Science* 104 : 20666–20671.

TURNER, W. R., K. BRANDON, T. M. BROOKS, R. COSTANZA, G. A. B. DA FONSECA AND R. PORTELA (2007b). Global conservation of biodiversity and ecosystem services. *BioScience* 57 : 868–873.

UZAWA, H. (1962). Production functions with constant elasticity of substitution. *Review of Economic Studies* 29 : 291–299.

VITOUSEK, P. M., H. A. MOONEY, J. LUBCHENCO AND J. M. MELILLO (1997). Human domination of earth's ecosystems. *Science* 277 : 494–499.

WIEBE, K. (2003). *Land quality, Agricultural productivity, and food security : Biophysical processes and economic choices at local, regional, and global level*. Edward Elgar.

WIESENFARTH, M. AND T. KNEIB (2010). Bayesian geoadditive sample selection models. *Journal of the Royal Statistical Society : C Applied Statistics* 59 : 1–24.

WILLIAMS, J. C. (2008). Optimal reserve site selection with distance requirements. *Computers and Operations Research* 35 : 488–498.

WIRSENIUS, S., C. AZAR AND G. BERNDES (2010). How much land is needed for global food production under scenarios of dietary changes and livestock productivity increases in 2030 ? *Agricultural System* 103 : 621–638.

WOOD, S. (2006). *Generalized Additive Models : An introduction with R*. SRC.

WOOLDRIDGE, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT press, Cambridge.

WORLD BANK (2010). Rising global interest in farmland : Can it yield sustainable and equitable benefits ? Tech. rep., World Bank, Washington, DC.

WU, J. (2000). Slippage effects of the conservation reserve program. *American Journal of Agricultural Economics* 82 : 979–992.

WU, J., R. M. ADAMS AND G. BOGGESS (2000). Cumulative effects and optimal targeting of conservation efforts : Steelhead trout habitat enhancement in Oregon. *American Journal of Agricultural Economics* 82 : 400–413.

WU, J. AND B. A. BABCOCK (1996). Contract design for the purchase of environmental goods from agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 78 : 935–945.

WU, J. AND B. A. BABCOCK (1999). The relative efficiency of voluntary vs. mandatory environmental regulation. *Journal of Environmental Economics and Management* 37 : 158–175.

WU, J. AND K. SEGERSON (1995). The impact of policies and site characteristics on potential grounwater pollution in Wisconsin. *American Journal of Agricultural Economics* 77 : 1033–1047.

WU, J. AND K. SKELTON (2002). Targeting conservation efforts in the presence of threshold effects and

ecosystem linkages. *Ecological Economics* 42 : 313–331.

WU, J., D. ZILBERMAN AND B. A. BABCOCK (2001). Environmental and distributional impacts of conservation targeting strategies. *Journal of Environmental Economics and Mangement* 41 : 333–350.

ZELEK, C. A. AND G. E. SHIVELY (2003). Measuring the opportunity cost of carbon sequestration in tropical agriculture. *Land Economics* 79 : 342–354.

Table des figures

1.1 Le rapport des inverses des ratios de Mills de (1.44) . . . 33
1.2 L'élasticité-rente de la demande en terre agricole . . . 36
1.3 Le rapport des inverses des ratios de Mills en bidimensionnel . . . 40
1.4 Marge extensive : effets *ex ante* et *ex post* . . . 47
1.5 Marge intensive : *économie ouverte* et *économie fermée* . . . 48
1.6 Allocation optimale de la terre avec double hétérogénéité . . . 49
1.7 Corrélation seuil pour des rendements croissants à la marge extensive . . . 49

2.1 Résultats de la simulation log-normale n° 1 . . . 83
2.2 Résultats de la simulation log-normale n° 2 . . . 84
2.3 Résultats de la simulation log-normale n° 3 . . . 85
2.4 Résultats de la simulation copule n° 1 . . . 86
2.5 Résultats de la simulation copule n° 2 . . . 87
2.6 Résultats de la simulation copule n° 3 . . . 88

3.1 Les effets des variables naturelles pour M2 . . . 104
3.2 Interactions entre RU et HYD pour M3 . . . 105
3.3 Comparaisons effets propres et effets couplés à la pédologie . . . 109
3.4 Comparaisons effets propres et effets couplés aux variables naturelles . . . 111
3.5 Les transactions SCAFR dans le triangle des textures . . . 119
3.6 Interactions de RU avec l'altitude et la pente . . . 119
3.7 Les variabilités des prix prédits . . . 120

4.1 The CAP reform direct payment as function of set-aside rate . . . 127
4.2 Spatial distribution of average opportunity costs of land diversion . . . 135
4.3 Spatial fitting of average opportunity costs . . . 141
4.4 Farms ranked by their average opportunity cost . . . 147
4.5 Cumulative opportunity cost as a function of acreages . . . 147

5.1 Land uses and administrative subdivisions in Provence . . . 157
5.2 The four stylized rationales to increase natural species . . . 161

5.3 Statistical relationships between log(cost) and log(cost/benef.) 166
5.4 Costs distribution according to the scale trade-off 169
5.5 Gini index of equity along the scale trade-off 170
5.6 Costs for *départements* when scale and conservation rationale change 173
5.7 Benefits for *départements* when scale and conservation rationale change 174
5.8 Cumulative cost and cumulative gain independently for each *département* 175
5.9 Gini coefficients when efficiency weight changes, least-cost selection 176
5.10 Gini coefficients when efficiency weight changes, max-benefit selection 176
5.11 Croisement de trois gradients d'hétérogénéité à l'échelle du monde 182
5.12 Rareté et hétérogénéité au Tibet oriental et dans les Hautes-Alpes 185

Liste des tableaux

1 Estimations de l'usage de la terre (2000) et des demandes additionnelles (2030) . 3

3.1 Corrélations entre les attributs naturels du foncier 99
3.2 Représentativité des transactions SCAFR 100
3.3 Les coefficients et écarts-types estimés des modèles M1, M2 et M3 102
3.4 Sources et intitulés des variables utilisées 117
3.5 Statistiques descriptives 118
3.6 Les résultats du modèle complet de la section 3.5 121
3.7 Médianes intra-catégories des attributs naturels 122

4.1 Farms classification according to reform short run reactions 133
4.2 Results from different models for opportunity costs determinants 138
4.3 Descriptive statistics about main variables 146

5.1 Descriptive statistics for the six administrative subdivision of Provence 158
5.2 The costs and gains from the two extremes scales strategies 163
5.3 Empirical parameters of joint costs/benefits distributions 177
5.4 Joint normality tests 178