



HAL
open science

The democratic challenges of electoral representation and populism : an empirical approach

Paul Vertier

► **To cite this version:**

Paul Vertier. The democratic challenges of electoral representation and populism : an empirical approach. Economics and Finance. Institut d'études politiques de paris - Sciences Po, 2018. English. NNT : 2018IEPP0003 . tel-03419534

HAL Id: tel-03419534

<https://theses.hal.science/tel-03419534>

Submitted on 8 Nov 2021

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.

Institut d'études politiques de Paris

Ecole doctorale de Sciences Po

Programme doctoral en Sciences économiques

Département d'économie

Doctorat en économie

**Les défis démocratiques de la
représentation électorale et du
populisme : une approche empirique**

Résumé

Paul Vertier

Thèse dirigée par Yann Algan

soutenue à Paris le 30 mars 2018

Jury :

Yann Algan,

Professeur des universités, IEP de Paris

Doyen de l'Ecole d'Affaires Publiques, IEP de Paris

Sergei Guriev,

Professor of Economics, IEP de Paris

Economiste en chef, Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement (BERD)

Rachel Kranton,

Professor of Economics, Duke University (Rapportrice)

Paul Seabright,

Professor of Economics, Toulouse School of Economics

Directeur de l'Institute for Advanced Study in Toulouse (IAST)

Ekaterina Zhuravskaya,

Professor of Economics, Paris School of Economics

Directrice d'études à l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales (EHESS) (Rapportrice)

Introduction

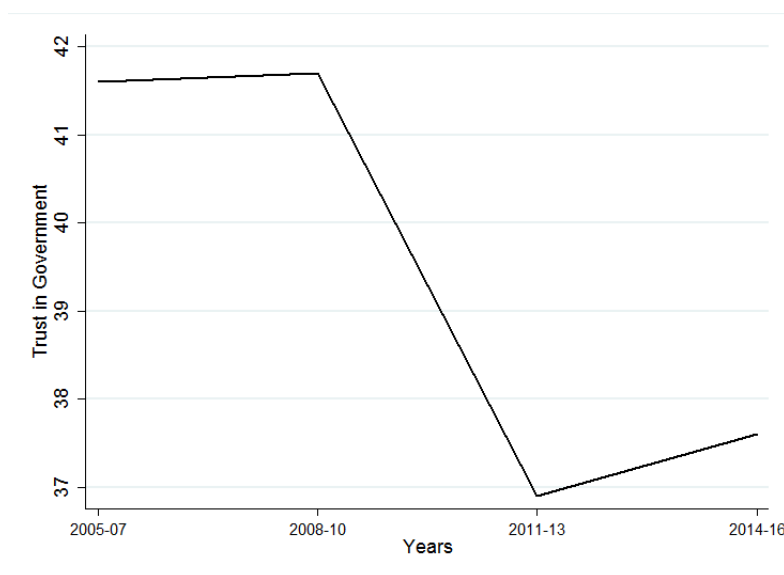
Les démocraties occidentales sont-elles fatiguées? Au cours des dernières années, la défiance à l'égard des politiciens et du processus démocratique a progressivement gagné l'esprit des citoyens occidentaux. Dans l'OCDE, au cours de la dernière décennie, la confiance dans le gouvernement a régulièrement diminué: alors qu'environ 42% des électeurs de l'OCDE ont déclaré avoir confiance en leur gouvernement en 2005, cette part a baissé à environ 37% en 2016 (Figure 1).

En France, au début de l'année 2017, 70% des citoyens considéraient que "la démocratie ne fonctionne pas correctement" et 67% pensaient que "la plupart des élus ne se soucient que des riches et des puissants" (CEVIPOF (2017)). Dans le même temps, le taux de participation diminue pour tous les types d'élections et les orientations politiques radicales semblent rencontrer un succès croissant dans diverses démocraties occidentales. Dans certains cas, les conséquences sont déjà considérables, comme l'illustrent l'élection de Donald Trump ou la décision britannique de se retirer de l'Union européenne. Dans d'autres cas, comme en France, les orientations politiques extrêmes sont encore faiblement représentées parmi les élus, mais sont de plus en plus populaires dans les isoloirs. Fait important, le mécontentement croissant des citoyens à l'égard de leurs politiciens et leur attrait pour le populisme semblent liés à un faible niveau de bien-être et à un pessimisme élevé: dans le cas de la France, les électeurs qui ont choisi de voter pour Marine Le Pen en avril 2017 étaient bien plus pessimistes quant à leurs perspectives d'avenir, quel que soit leurs caractéristiques socio-démographiques (Figure 2)

Dans l'ensemble, les démocraties contemporaines semblent être sujettes à une forme d'"adversité intime" (Gauchet (2007)), caractérisée par deux phénomènes souvent considérés comme imbriqués: une crise de la représentation et une montée des mouvements populistes.

Cette thèse vise à affiner notre compréhension de ces phénomènes en utilisant les outils

Figure 1: Confiance dans le gouvernement dans les pays de l'OCDE (2005-2016)

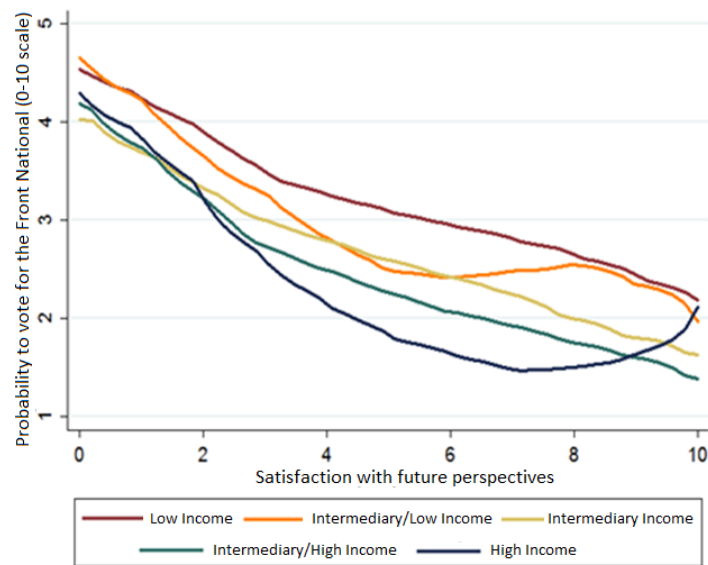


Source: OECD (2017)

de l'économie politique, dans un contexte européen. Si ces sujets ont été largement explorés par la philosophie, les outils offerts par l'économie politique ont considérablement modifié notre compréhension de la politique et le type de questions auxquelles nous pouvons tenter de répondre, à la fois grâce au développement de puissants outils méthodologiques et empiriques et grâce à l'émergence de nombreuses données de qualité.

Dans cette introduction, je présenterai d'abord un bref aperçu de la façon dont la philosophie, l'histoire et l'économie politique ont traité la question de la représentation électorale. J'analyserai ensuite la difficulté de définir les concepts de peuple et de populisme, avant de passer en revue les principales causes identifiées de la montée du populisme. Sur la base de cette analyse, je présenterai ensuite les chapitres de cette thèse, ainsi que leurs contributions respectives à la littérature. Chaque chapitre représente un essai indépendant. Les deux premiers chapitres traitent de deux aspects importants de la représentation électorale dans les démocraties représentatives contemporaines: la persistance des dynasties familiales dans l'arène politique et la faible représentation des femmes au pouvoir. Plus spécifiquement, le premier chapitre examine le rôle des dynasties politiques dans les municipalités italiennes au cours de la période 1985-2012, tandis que le deuxième chapitre étudie comment les biais de genre des électeurs français lors des élections départementales de 2015 ont influencé les

Figure 2: Satisfaction quant aux perspectives futures et intentions de vote pour le Front National aux élections présidentielles de 2017



Source: Algan, Beasley, et al. (2017)

résultats électoraux. Enfin, le troisième chapitre analyse dans quelle mesure la récente crise des migrants peut expliquer l'augmentation des votes populistes en France lors de l'élection présidentielle de 2017.

Elections: responsabilité et sélection

Le rôle des élections L'idéal démocratique de gouvernance pour et par le peuple a souvent été considéré comme plus qu'un simple système politique. La célèbre formule de Lefort (1986) le définit ainsi comme une "forme de société" dans laquelle le "lieu du pouvoir est vide", et dont l'archétype serait la démocratie athénienne, où les citoyens exercent le pouvoir directement et de façon délibérative. Pourtant, un tel idéal est particulièrement compliqué à mettre en place, et les formes de démocratie que nous connaissons aujourd'hui en sont quelque peu éloignées. C'est que, comme l'a reconnu Rousseau (1762), "s'il y avait un peuple de dieux, il se gouvernerait. Un gouvernement si parfait ne convient pas à des hommes".

Les élections ont été pensées comme une façon de respecter l'esprit de cet idéal démocratique de façon réaliste, en faisant intervenir le concept de représentation, qui comprend deux dimensions. Tout d'abord, au travers des élections, le peuple délègue à d'autres individus le droit de

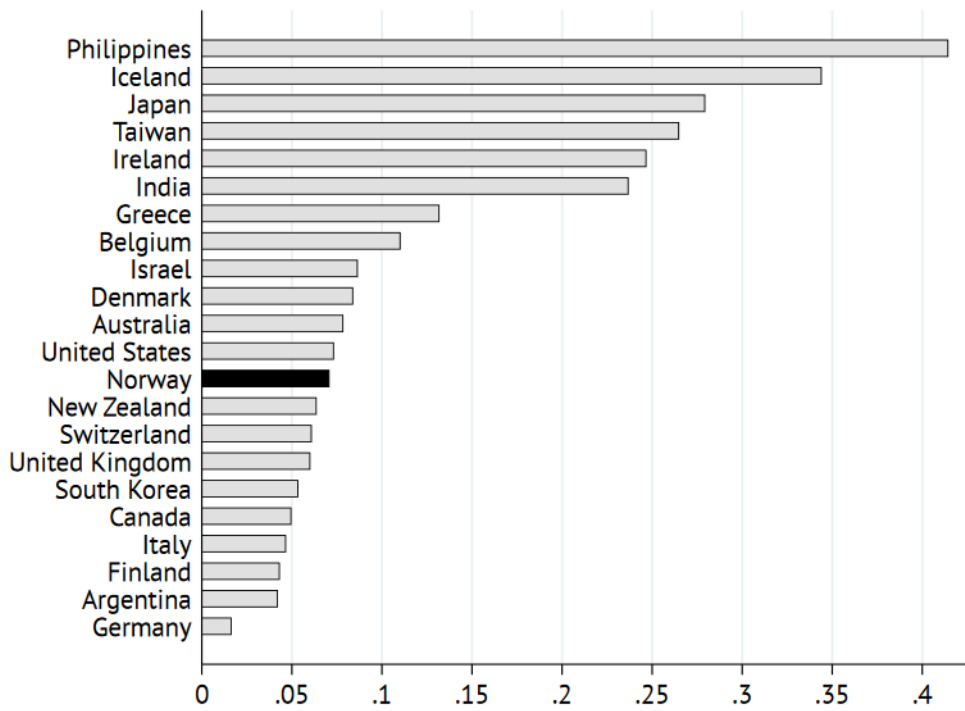
prendre des décisions en son nom. Par ailleurs, les élections permettent au peuple de contrôler ces décisions, en lui donnant la possibilité de ne pas renouveler le mandat des politiciens. Comme nous allons le montrer, et pour reprendre le vocabulaire contemporain de l'économie politique, les élections jouent à la fois un rôle de sélection et un rôle de responsabilisation des politiciens.

Mais alors que la plupart des sociétés modernes sont désormais régies par des règles de démocratie indirecte, les débats sur la nature démocratique des systèmes représentatifs sont aussi vieux que ce concept. D'une part, les adversaires des systèmes représentatifs considèrent les élections comme étant caractéristiques d'un système aristocratique, fondamentalement opposé à l'idéal de gouvernance démocratique (Aristote (n.d.), Rousseau (1762)), et soutiennent que les élections échouent à empêcher la capture du pouvoir par les experts, rendant les citoyens incapables d'exercer réellement le pouvoir ou d'exprimer leurs préférences (Arendt (1995), Castoriadis (1997)). D'autre part, les défenseurs de la démocratie indirecte soutiennent que les représentants sont plus compétents que le reste de la population (Montesquieu (1867), Sieyès (1789)). Au croisement de ces débats, la convergence d'un système représentatif vers l'idéal démocratique dépend de sa capacité à sélectionner des politiciens compétents qui représentent les préférences du peuple, et à les inciter à mettre en oeuvre des politiques conformes à ces préférences.

De nos jours, la plupart des démocraties occidentales font appel au suffrage universel - dans lequel tous les individus au-dessus d'un certain âge ont le droit de vote. Pourtant, un tel format d'élection ne garantit pas que les politiciens élus soient représentatifs de la population. Il est ainsi particulièrement frappant de noter que même dans des démocraties où le suffrage universel est solidement installé, la part des députés dynastiques au parlement peut être substantielle. Dans une étude récente, Fiva and Smith (2016) ont rassemblé différentes estimations de ce phénomène, qui est présent dans de nombreux pays (Figure 3). Inversement, malgré la généralisation du suffrage universel, les femmes sont encore loin d'être représentées équitablement en politique (Figure 4).

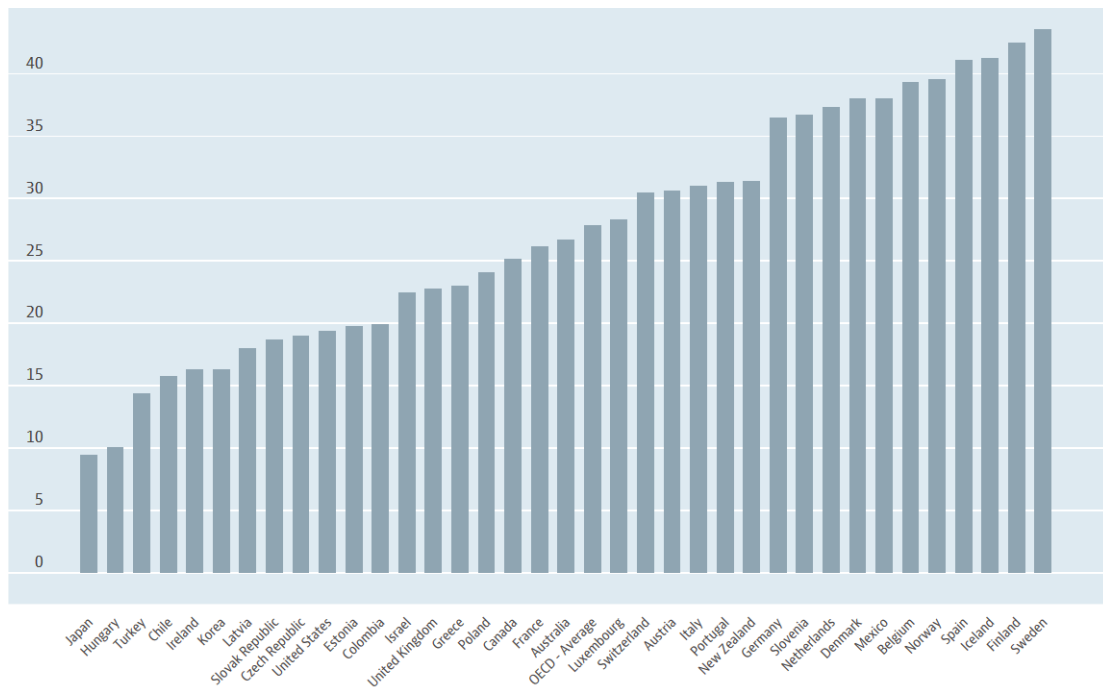
Dès lors, comprendre l'efficacité des démocraties représentatives implique de comprendre dans quelles conditions les élections sont susceptibles de représenter véritablement les

Figure 3: Part estimées de parlementaires issus de familles politiques



Source: Fiva and Smith (2016)

Figure 4: Part de femmes parlementaires en 2014



Source: OECD (2014)

préférences du peuple. C'est précisément ce que l'économie politique tente de faire.

Contributions de l'économie politique Le premier pas important vers la compréhension de la représentation électorale a été fait par Condorcet (1785), qui a remarqué que dans un vote majoritaire, les préférences pouvaient être non-transitives. Condorcet a partiellement résolu ce paradoxe en remarquant qu'un gagnant non-ambigu d'une élection était un candidat qui battait tous les autres concurrents dans des comparaisons par paire. Pourtant, si dans certaines conditions l'agrégation de décisions individuelles peut être considérée comme donnant un gagnant non-ambigu, ce n'est pas vrai dans le cas général. En effet, comme le montre le "théorème d'impossibilité" d'Arrow (1951), il n'existe pas une seule procédure d'agrégation qui satisfasse quatre conditions de base (universalité, absence de dictateur, unanimité et indépendance par rapport aux options non-pertinentes). Ainsi, la seule façon de rassembler l'universalité, l'unanimité et l'indépendance par rapport options non-pertinentes est d'être dans une dictature. Mais s'il est en général impossible de trouver une règle unique qui satisfasse toutes ces conditions de base, sous des hypothèses spécifiques, les préférences peuvent sans ambiguïté être agrégées dans un système représentatif. Une grande partie des développements ultérieurs de l'économie politique ont visé à comprendre quelles étaient ces conditions spécifiques.

Les premières approches, issues de l'école de Virginie et de la théorie du choix public, ont tenté de modéliser dans quelle mesure les élections étaient susceptibles de représenter le choix du peuple, les considérant principalement comme une compétition pour les votes basée sur des plateformes politiques. Dans un modèle pionnier, Downs (1957) a fait valoir que si les partis se soucient seulement de gagner et peuvent s'engager de façon crédible à tenir leurs promesses électorales, leurs plateformes politiques convergent vers les préférences de l'électeur médian. Mais cette contribution influente a rarement été vérifiée dans les données, et les contributions ultérieures ont suggéré que, si les politiciens ne peuvent s'engager pleinement à mettre en œuvre leur plateforme politique (en particulier s'ils ont des préférences partisans), alors les politiques publiques sont susceptibles de diverger entre partis (Alesina (1988)).

Mais ces premières contribution ne rendent pas compte de deux fonctions fondamentales des élections, qui ont été formalisées dans des contributions ultérieures: une fonction de sélection, et une fonction d'incitation.

Les incitations qu'apportent les élections aux politiciens ont d'abord été formalisées par Barro (1973) et Ferejohn (1986), qui ont utilisé la modélisation économique pour montrer que les élections limitent l'aléa moral qui pourrait affecter les politiciens une fois élus. Il est cependant important de noter que la capacité des élections à discipliner les politiciens dépend de contextes institutionnels spécifiques: dans leur livre, Persson and Tabellini (2002) montrent théoriquement comment les régimes politiques, les règles électorales ou la taille du district peuvent affecter les résultats électoraux et les politiques mises en oeuvre.

Cependant, alors que "dans une démocratie représentative, ce sont les politiciens qui sont élus et chargés de la politique" - pour reprendre les mots de Besley (2006) - la plupart des premiers modèles étaient axés sur les politiques plutôt que sur les politiciens. Les premières contributions importantes à ce sujet sont les modèles de citoyens-candidats d'Osborne and Slivinski (1996) et Besley and Coate (1997), où les électeurs sélectionnent les politiciens parmi un groupe de candidats qui décident de manière endogène d'entrer dans l'arène politique. Autrement dit, et comme cela a été confirmé empiriquement dans le cas des élections américaines par Lee, Moretti, and Butler (2004), les électeurs "élisent" les politiques plutôt qu'ils ne les "affectent".

Les contributions théoriques récentes ont donc porté sur la manière dont les élections pourraient aider à sélectionner de "bons" politiciens (Besley (2005)), en tenant compte du fait que les électeurs sont susceptibles de valoriser non seulement leurs positions politiques mais aussi leurs compétences (Caselli and Morelli (2004)). Dans ce cadre, une hypothèse fréquemment discutée est que si la compétence est corrélée avec certaines caractéristiques des individus, la valorisation de la compétence pourrait alors se faire aux dépens de la représentativité.

Causes et conséquences de l'inégale représentation de la population parmi les politiciens Si, comme l'a formulé Latour (2006), les chercheurs ne voient pas le monde à l'oeil nu mais "à l'oeil habillé", la qualité croissante de données disponibles a permis aux économistes politiques d'être mieux "habillés" et équipés pour évaluer leurs prédictions théoriques.

Un premier ensemble important de résultats empiriques a mis en évidence l'importance de l'identité des élus. Dans les contributions pionnières d'Akerlof and Kranton (2000), l'identité désigne à la fois selon les catégories sociales auxquelles nous appartenons et l'image que nous

avons de nous-mêmes. De nombreux travaux ont depuis montré que l'identité joue un rôle important en matière d'éducation (Akerlof and Kranton (2002)) ou de formes d'organisation (Akerlof and Kranton (2005)). Mais elle affecte également de façon importante les politiques publiques mises en place par les politiciens.

Dans une étude pionnière, Jones and Olken (2005) ont montré que les fluctuations du PIB des pays dépendent non seulement du type de régime politique, mais également de l'identité des dirigeants en place. En prolongeant leur travail, Besley, Montalvo, and Reynal-Querol (2011) ont montré que des leaders plus éduqués sont plus susceptibles de promouvoir la croissance dans leur pays. Au niveau infra-national, de nombreuses études ont également montré que le genre des leaders politiques affectait le type de politiques mises en oeuvre: en Inde, les femmes au pouvoir mettent plus souvent en place des politiques qui correspondent aux préoccupations des citoyennes (Chattopadhyay and Duflo (2004)), alors qu'au Brésil, les femmes sont moins susceptibles d'être corrompues (Brollo and Troiano (2016)). De même, des représentations plus larges de minorités défavorisées sont susceptibles d'augmenter le montant des transferts qu'elles reçoivent (Pande (2003)).

Parallèlement, plusieurs contributions ont montré qu'il est peu probable que l'augmentation de la présence de certaines catégories de population se fasse au détriment de la compétence des dirigeants. Par exemple, les quotas de genre en Suède (T. Besley et al. (2017)), ou en Italie (Baltrunaite et al. (2014)) se sont avérés augmenter la qualité des élus, notamment parce que les femmes sont en moyenne plus instruites que les hommes et parce que des politiciens masculins de faible qualité sont remplacés par des politiciennes de haute qualité. En outre, en Espagne, l'introduction de quotas de genre au niveau local a particulièrement bénéficié aux partis où les femmes étaient les plus sous-représentées (Casas-Arce and Saiz (2015)).

Dès lors, puisque l'identité des politiciens a de l'importance, il est important de comprendre pourquoi toutes les catégories de population ne sont pas représentées de manière égale parmi les politiciens. Plusieurs mécanismes peuvent expliquer ce phénomène, au nombre desquels on peut compter la perpétuation du pouvoir au sein de l'élite, et la discrimination contre certaines catégories de la population.

Le fait que les élites cherchent à perpétuer leur pouvoir est connu depuis longtemps (Pareto

(1901), Michels (1915), Mosca (1939)), mais la modélisation économique n'a que récemment mis en évidence les mécanismes sous-jacents à la capture du pouvoir par les élites (Robinson and Acemoglu (2008), Besley and Reynal-Querol (2017)), et la quantification de ce phénomène n'en est qu'à ses débuts. Dans une contribution pionnière Dal Bó, Dal Bó, and Snyder (2009), a estimé qu'environ 7% des membres du Congrès américain appartenaient à une dynastie politique. Depuis cette étude, plusieurs travaux ont quantifié la part des politiciens issus de dynasties politiques (Figure 3), améliorant ainsi considérablement notre compréhension de la manière dont les familles parviennent à se maintenir au pouvoir. Comme l'a montré Geys and Smith (2017), les candidats dynastiques semblent bénéficier d'un large avantage électoral, et les candidats aux élections font souvent partie de familles très centrales dans les réseaux locaux (Cruz, Labonne, and Querubin (2017)). En outre, les candidats élus sont plus susceptibles d'avoir un parent élu lors d'élections ultérieures (à quelques exceptions près, telles que Fiva and Smith (2016)).

Cependant, il est difficile de savoir dans quelle mesure le maintien au pouvoir des dynasties politiques est dû aux politiques qu'elles mettent en place, et les contributions à ce sujet sont récentes. En termes de conséquences politiques, Geys (2017b) a montré que les dynasties politiques induisent la sélection de politiciens moins éduqués. Mais les preuves sont encore divergentes sur le plan des politiques économiques: alors que certaines contributions affirment que les politiciens dynastiques affichent des performances inférieures lorsqu'ils sont au pouvoir (Asako et al. (2015)), d'autres constatent que les maires dynastiques sont susceptibles d'avoir des dépenses plus élevées (Braganca, Ferraz, and Rios (2015)). Dans le premier chapitre, nous cherchons à savoir si les municipalités dirigées par des maires dynastiques en Italie diffèrent sur divers indicateurs de performance, et examinons si les maires dynastiques sont plus susceptibles d'être stratégiques dans la façon dont ils utilisent leur budget. Pour ce faire, nous nous intéressons plus particulièrement à deux courants de littérature qui explorent les comportements de recherche de rente: la littérature sur les limites de mandats et celle sur les cycles budgétaires politiques.

Enfin, parmi les différents mécanismes qui peuvent expliquer pourquoi certaines catégories de population sont plus représentées que d'autres parmi les politiciens, la discrimination des

électeurs est une hypothèse largement discutée. Toutefois, il est difficile d'identifier cette forme de discrimination et de comprendre ses déterminants. En effet, de nombreux effets de sélection interviennent avant que les électeurs ne votent déposent leur bulletin dans l'urne. Considérons le cas particulier des femmes en politique, qui est au centre du deuxième chapitre de cette thèse. De nombreuses études ont montré que les femmes sont moins susceptibles de s'engager dans des environnements compétitifs. Cela peut être dû à des préférences différentes en termes de coopération (Kuhn and Villeval (2015)), dont l'origine peut remonter à la façon dont les sociétés humaines organisent la coopération et gèrent les conflits (Seabright (2012), Harari and Perkins (2014)), mais aussi aux discontinuités de carrière associées à la maternité (Bertrand, Goldin, and Katz (2010)). En outre, les partis ont souvent tendance à placer les femmes dans des circonscriptions difficiles à gagner (Thomas and Bodet (2013), Esteve-Volart and Bagues (2012), Casas-Arce and Saiz (2015)). Ces effets de sélection suggèrent qu'au final, les politiciennes sont susceptibles de différer des politiciens à la fois selon des caractéristiques observables (de fait, elles sont souvent plus instruites Baltrunaite et al. (2014)), et selon des caractéristiques non-observables. Par conséquent, comparer les scores agrégés des candidats masculins et féminins de différentes catégories de population est peu susceptible de produire une estimation causale de la discrimination.

En outre, si de nombreuses méthodes innovantes ont été utilisées pour mesurer la discrimination sur le marché du travail, il est beaucoup plus compliqué de le faire dans le domaine politique, car la décision finale des électeurs dans les isolements n'est pas observée. L'identification de mécanismes de discrimination dans le monde réel implique donc de trouver des expériences naturelles qui permettent de contourner ces problèmes. De ce point de vue, le deuxième chapitre de cette thèse est lié à un courant récent de littérature utilisant des expériences de terrain en politique pour mettre en évidence des discriminations envers certains types de candidats, qu'il s'agisse de discrimination statistique ¹ (comme dans le cas des discriminations de genre en Inde (Beaman et al. (2009)), ou en Italie (De Paola, Scoppa, and Lombardo (2010))) ou de discrimination par le goût ² (comme cela a pu être mis en évidence dans le cas des candidats afro-américains aux États-Unis (Broockman and Soltas (2017))).

1. Due à une information imparfaite et à des stéréotypes (Arrow et al. (1973), Phelps (1972))

2. Fondée sur les préférences (Becker (1957))

Comprendre le populisme

De la difficulté de définir le populisme La difficulté de définir le concept de peuple, dont les préférences sont censées être représentées par le biais des élections, permet également d'expliquer pourquoi le populisme est si difficile à définir - à la fois intrinsèquement et dans sa relation avec la démocratie.

Comme le reconnaît Panizza (2005), la définition du populisme est intrinsèquement lâche et peut être considérée comme un "mode d'identification accessible à tout acteur politique dans un champ discursif", qui oppose un "peuple souverain" à un "autre", [...] qui peut désigner "l'oligarchie", "la classe politique", un groupe ethnique ou religieux dominant, "l'entre-soi de Washington", "la ploutocratie" ou tout autre groupe qui empêche le peuple d'atteindre la plénitude".

Il n'est donc pas surprenant que ce concept laisse place à de nombreuses interprétations, notamment en ce qui concerne la relation du populisme à la démocratie. Alors que Panizza (2005) soutient que le populisme est plutôt un "miroir de la démocratie" que son ennemi, d'autres comme Rosanvallon (2014) le définissent comme une "pathologie de la démocratie électorale-représentative, et plus encore, comme pathologie de la contre-démocratie". En outre, si les définitions générales du populisme peuvent s'appliquer à de nombreuses dimensions du spectre idéologique, elles sont souvent associées en Europe à des mouvements d'extrême droite, notamment depuis le début des années 2000 et la percée électorale du Front National en France, ou de Pym Fortuyn aux Pays-Bas

En France, le *Front National* a pu être qualifié de parti "national-populiste" depuis les travaux de Taguieff (1984). Comme rappelé par Winock (1997), un tel concept fait partie d'une distinction plus large entre "populisme protestataire" et "populisme identitaire", le premier opposant "ceux d'en bas" à "ceux d'en haut", et le second opposant "ceux d'ici" à "ceux d'en face". Dans cette perspective, le Front National, créé par Jean-Marie Le Pen, qui appartenait auparavant au mouvement poujadiste, peut être vu comme un exemple de cette synthèse, qui prétend défendre le peuple français contre les étrangers, les immigrants et le pouvoir en place.

Expliquer la montée du populisme Mais si la nature du populisme est encore largement débattue, de nombreux facteurs favorisant l'émergence de tels mouvements ont été étudiés. Comme résumé par Panizza (2005), ces "nouvelles relations de représentation qui deviennent possibles à cause des dislocations de l'ordre politique existant" émergent généralement en période de troubles sociaux (par exemple dans des cadres d'hyperinflation) ou quand les élites politiques se discréditent (en cas de corruption, par exemple). Elles pourraient également être favorisées par les instabilités économiques, culturelles et démographiques (y compris la mondialisation, les vagues de migration ou les fluctuations économiques).

Les outils théoriques de l'économie politique ont également été précieux pour comprendre la montée du populisme, même si les contributions sur ce sujet spécifique sont plus récentes. Certaines modélisations du populisme l'ont par exemple interprété comme un moyen pour les politiciens de signaler qu'ils ne sont pas en collusion avec l'élite (Acemoglu, Egorov, and Sonin (2013)), une manière de démanteler les systèmes de contrôle de l'action des politiciens (Acemoglu, Robinson, and Torvik (2013), ou une forme de rejet des leaders déloyaux (Tella and Rotemberg (2016)).

Par ailleurs, suite à la crise financière de 2008, plusieurs contributions ont insisté sur le rôle crucial des conditions économiques pour expliquer la montée du populisme. Plus spécifiquement, la polarisation des préférences électorales est susceptible d'être causée par l'exposition aux chocs d'importation (Dorn, Hanson, Majlesi, et al. (2016), Clément Malgouyres (2017), Christian Dippel et al. (2017), Colantone and Stanig (2016)), ou aux chocs de chômage (Algan, Guriev, et al. (2017)). Ces résultats sont plus généralement liés à une littérature grandissante sur le rôle de l'environnement économique dans la formation des croyances et des préférences électorales des individus (voir Giuliano and Spilimbergo (2013), Roth and Wohlfart (2016), Alesina, Stantcheva, and Teso (2017), Carreri and Teso (2016)).

Une autre explication fréquemment explorée est liée aux motifs culturels. Contre l'hypothèse de l'insécurité économique, Inglehart and Norris (2016) ont suggéré que le principal moteur de la montée du populisme serait la "réaction culturelle" des membres de strates précédemment dominantes de la société et rejetant les valeurs progressistes.

Ces résultats font écho à ceux de Algan, Beasley, et al. (2017), où nous soutenons que les

électeurs du Front National lors de l'élection présidentielle de 2017 avaient un niveau de bien-être inférieur, un niveau de pessimisme plus élevé et une probabilité plus élevée de sentir que la qualité de leur quartier avait diminué par rapport au reste de la population. Ils font également écho à une vaste littérature évaluant l'impact de l'immigration sur les résultats électoraux, qui a largement montré que les grandes vagues de migration provoquent une augmentation des votes populistes (Viskanic (2017), Becker and Fetzer (2016), Brunner and Kuhn (2014) , Mendez and Cutillas (2014), Otto and Steinhardt (2014), Harmon (forthcoming), Halla, Wagner, and Zweimueller (forthcoming), Barone et al. (2016), Dustmann, Vasiljeva, and Damm (2016), Hangartner et al. (2017a)).

Plan de la thèse

Dynasties et politiques publiques Le premier chapitre, intitulé *Dynasties et politiques publiques*, est co-écrit avec Gianmarco Daniele. Dans ce chapitre, nous évaluons à la fois les causes et les conséquences du pouvoir dynastique en Italie. En utilisant un ensemble de données exceptionnellement riche de plus de 500 000 politiciens au niveau municipal en Italie entre 1985 et 2012, nous documentons plusieurs faits importants concernant l'existence de dynasties politiques dans ce pays. Tout d'abord, nous estimons le nombre de politiciens susceptibles d'être dynastiques et les caractérisons. Pour ce faire, nous nous appuyons sur des noms communs au sein des municipalités et définissons comme dynastique toute personne pour laquelle nous observons qu'un politicien du même nom a été élu précédemment - en tant que maire ou simple membre du conseil municipal - dans la même municipalité. Nos estimations principales suggèrent qu'entre 1985 et 2012, environ 15% des maires italiens étaient dynastiques.

Nous constatons par ailleurs que les maires dynastiques sont beaucoup plus jeunes et beaucoup moins expérimentés que les autres. Les candidats dynastiques sont également plus susceptibles de gagner des élections et d'être réélus. Enfin, nous montrons que les politiciens dynastiques au niveau de la municipalité sont plus préoccupés par leur carrière (car ils sont plus susceptibles d'entrer dans les couches supérieures de l'administration), et que le pouvoir se perpétue dans les municipalités italiennes (les candidats élus sont proportionnellement plus

nombreux à avoir un parent élu dans la même municipalité par la suite).

Deuxièmement, nous documentons les conséquences associées à l'élection de tels politiciens. Pour ce faire, nous nous appuyons sur deux spécifications principales. En utilisant le calendrier échelonné des élections municipales dans des régressions de panel à effets fixes et une régression par discontinuité sur des élections serrées entre candidats dynastiques et non-dynastiques au cours de la période 1998-2012, nous montrons qu'en moyenne les dépenses et recettes des villes dirigées par des élus dynastiques et non-dynastiques sont identiques. Cependant, alors que les maires italiens non-dynastiques s'engagent dans des cycles budgétaires (notamment via des dépenses plus élevées et des taux d'imposition plus bas en année pré-électorale), nous constatons que les cycles budgétaires des maires dynastiques sont deux fois plus importants. Fait important, ces dépenses plus élevées pendant les années préélectorales sont principalement financées par des transferts de capital des couches supérieures du gouvernement (la dette et les impôts augmentent également, mais dans une moindre mesure).

Ces résultats suggèrent que les maires dynastiques ont soit une plus grande capacité à mener de telles politiques (potentiellement grâce aux compétences politiques dont ils ont pu hériter) soit qu'ils sont plus incités à rester en politique (par exemple en raison de motivations de carrière), ce que nous ne pouvons démêler empiriquement. Nous étayons ces hypothèses en montrant que l'écart de cycle budgétaire entre les maires dynastiques et non-dynastiques est plus élevé lorsque leur marge électorale est faible et lorsqu'ils peuvent se présenter pour un nouveau mandat. Enfin, nous ne trouvons aucune preuve que les villes dirigées par des maires dynastiques ont des performances différentes par rapport aux villes dirigées par des maires non-dynastiques - que nous mesurons cette performance par la durée effective du mandat du maire, la croissance de l'assiette fiscale des entreprises privées, la rapidité de la collecte des recettes, la capacité de paiement, ou des indicateurs de corruption locale.

Biais de genre: enseignements d'une expérience naturelle dans le cadre d'élections locales en France Le deuxième chapitre de cette thèse, intitulé *Biais de genre: enseignements d'une expérience naturelle dans le cadre d'élections locales en France*, est co-écrit avec Jean-Benoît Eyméoud. Dans ce chapitre, nous exploitons une expérience naturelle dans le cadre des élections départementales françaises de 2015 pour identifier de manière causale la

discrimination de genre due aux électeurs. Dans ces élections, qui visaient à élire 95 conseils départementaux, les scrutins étaient binominaux et paritaires (afin de garantir une parité parfaite dans les conseils départementaux), et ce pour la première fois dans l'histoire des élections françaises. Nous faisons l'hypothèse que cette réforme a troublé certains électeurs, qui avaient l'habitude de voter pour une seule personne et un remplaçant, et qui ont pu penser que le nom de la première personne sur le bulletin de vote était le nom du candidat principal.

De façon crucial pour notre étude, l'ordre d'apparition des candidats sur les bulletins de vote a été déterminé par ordre alphabétique. Nous montrons que cette caractéristique de l'élection a permis une assignation aléatoire de candidats masculins et féminins en tête du bulletin, dans la mesure où les partis ne semble pas avoir choisi les candidats en fonction de leur nom de famille, et où les caractéristiques des candidats et des candidates sont similaires quelle que soit leur position sur le bulletin de vote.

En comparant plus de 9000 bulletins, nous montrons que les bulletins de droite pour lesquels la candidate étaient située en tête de bulletin ont perdu environ 1.5 points de votes au premier tour (une différence de 4% à 5%), et 4 points de probabilité d'atteindre le second tour ou de gagner directement l'élection (une différence de 5% à 6%).

Enfin, grâce à un échantillon de bulletins représentant environ 12% de la population totale des candidats, nous exploitons le fait que les candidats ont pu ajouter des informations supplémentaires sur le bulletin de vote (âge, expérience politique, profession et photo) pour tester la présence de discrimination dans l'esprit de Altonji and Pierret (2001). D'une part, nous montrons que les bulletins comportant des informations supplémentaires ont eu de meilleures performances électorales que les autres. D'autre part, nous constatons que la discrimination provient essentiellement de bulletins sur lesquels aucune information n'est rapportée et que la discrimination disparaît sur les bulletins de vote lorsque des informations supplémentaires sont fournies. De tels résultats suggèrent que la discrimination que nous mesurons est susceptible d'être statistique. Enfin, nous constatons que notre mesure de la discrimination contre les femmes de droite est corrélée avec les mesures de discrimination de genre sur le marché du travail, suggérant que la discrimination entre les sexes en politique pourrait être plus efficacement combattue si les politiques étaient coordonnées avec les politiques des autres marchés.

Démantèlement de la "jungle": relocalisation de migrants et vote extrême en France

Le troisième chapitre de cette thèse, intitulé *Démantèlement de la "jungle": relocalisation de migrants et vote extrême en France*, est co-écrit avec Max Viskanic, et évalue l'impact de la relocalisation des migrants de Calais en France entre octobre 2015 et octobre 2016 sur les votes pour le *Front National* lors de l'élection présidentielle de 2017.

Dans cette étude, nous utilisons le démantèlement du camp de migrants de Calais (qui rassemblait environ 7000 migrants) comme une expérience naturelle permettant d'évaluer les conséquences électorales de l'exposition locale et à court terme aux migrants. En effet, les migrants de Calais ont été envoyés dans plus de 200 centres temporaires (appelés Centres d'Accueil et d'Orientation, ou CAO), où ils ont reçu une assistance sanitaire et administrative (afin d'entamer une procédure pour obtenir le statut de réfugié). Ces relocalisations ont la plupart du temps concerné un petit nombre de migrants (généralement quelques dizaines), qui devaient rester pendant une période maximale de trois mois. Pendant cette période, les migrants ne pouvaient pas travailler et, une fois la procédure entamée pour obtenir le statut de réfugié, ils ont été transférés dans des centres permanents.

Afin de traiter les biais d'endogénéité potentiels dans les choix de localisation des migrants, nous instrumentons la présence d'un CAO dans une municipalité par le nombre de lits disponibles dans les villages vacances, qui étaient particulièrement adaptés à l'accueil des migrants, car ils étaient souvent fermés pendant la période hivernale. Dans ce cadre, la condition d'exclusion a de bonnes chances d'être vérifiée, car la présence de villages vacances a été déterminée historiquement, et car le stock de villages vacances est très persistant dans le temps (pour valider cela, nous menons plusieurs tests qui confirment que notre analyse a peu de chances de refléter l'existence de tendances passées différentes entre les villes qui ont reçu des migrants et celles qui n'en ont pas reçu).

En utilisant cette stratégie de variable instrumentale, nous estimons que les municipalités qui ont reçu des migrants ont eu un taux de croissance de leur vote en faveur du *Front National* entre les élections présidentielles de 2012 et 2017 inférieur de 15.7 points de pourcentage. Cet effet suggère que dans ces municipalités, le taux de croissance du vote en faveur du *Front National* a été équivalent à 25% du taux de croissance des autres municipalités (soit une différence

de 4 points de pourcentage en termes de parts de voix). Nous mettons également en évidence une dispersion spatiale de cet effet: les villes situées dans un rayon de 5 kilomètres autour d'un CAO ont eu un taux de croissance du vote en faveur du Front National inférieur de 1.8 points de pourcentage.

Compte tenu de la richesse de notre base de données, nous sommes également en mesure d'effectuer une analyse d'hétérogénéité et d'étudier la marge intensive de ces résultats. Dans l'ensemble, nous constatons que cet effet négatif est provoqué par les municipalités qui ont reçu peu de migrants: nous estimons que celles qui ont reçu plus de 39 migrants pour 1000 habitants ont vu leur vote augmenter plus que la moyenne. En outre, nous constatons que la diminution du vote en faveur du Front National est plus importante dans les municipalités ayant une plus grande proportion de migrants et de jeunes dans la population totale. Cependant, l'effet négatif a été atténué dans les municipalités dont les maires ont publiquement appelé à accueillir des migrants. Dans l'ensemble, ces résultats sont parmi les premiers à documenter l'idée que des interactions à petite échelle et de courte durée avec les migrants ont tendance à réduire les votes extrêmes (conformément à l'hypothèse du contact formulée par Allport (1954)), tout en confirmant les résultats selon lesquels l'exposition à de grandes vagues de migration est susceptible d'augmenter les votes d'extrême droite.

Dynasties et politiques publiques

Cet article est coécrit avec Gianmarco Daniele.

Introduction Alors que les effets des familles sur la transmission des richesses et du pouvoir ont été largement étudiés (Piketty (2013); Atkinson (2015)), peu de travaux documentent l'importance des familles en politique. Ceci est surprenant car, bien que les positions politiques dans les sociétés démocratiques soient généralement attribuées par le biais d'élections, les familles continuent de jouer un rôle important dans l'arène politique. Par exemple, la part des élus dynastiques est évaluée à environ 9% aux Etats-Unis (Dal Bó, Dal Bó, and Snyder (2009)) à environ 50% aux Philippines (Querubin (2013)). La littérature académique sur le rôle des familles en politique s'est jusqu'à présent concentrée sur la façon dont les dynasties politiques se forment et persistent, et n'a que peu étudié leurs effets. Au contraire, cet article se concentre sur le comportement des dirigeants dynastiques une fois au pouvoir.

Notre raisonnement repose sur l'hypothèse que l'objectif principal d'un politicien est de maximiser ses chances de rester en fonction, ce qui dépendra du vote rétrospectif des individus. Par conséquent, pendant leur mandat, les politiciens cherchent à signaler leur qualité aux électeurs. Les politiciens dynastiques, parce qu'ils héritent de compétences politiques, sont susceptibles d'être dans une position privilégiée pour envoyer ce signal.

Des études antérieures ont montré que les politiciens dynastiques réussissent mieux sur le plan électoral grâce aux compétences politiques dont ils héritent, telles que la capacité de mobiliser les réseaux locaux, de négocier avec les élites locales et d'exploiter la réputation de leur famille (Dal Bó, Dal Bó, and Snyder 2009; **querubin2013family** Rossi 2017; Cruz, Labonne, and Querubín 2017). En cours de mandat, les compétences dont héritent les politiciens dynastiques pourraient les aider à mettre en oeuvre des politiques qui maximisent leurs chances

de réélection. Par exemple, ils pourraient être plus en mesure de mettre en oeuvre des politiques d'amélioration du bien-être. Mais ils pourraient également se comporter de façon plus stratégique, en mettant en place de telles politiques lorsque les électeurs sont plus réceptifs, juste avant les élections.³

De plus, les compétences dont ils héritent pourraient aussi permettre aux politiciens dynastiques d'obtenir des rentes politiques plus élevées, augmentant ainsi leurs efforts pour rester au pouvoir et mettre en oeuvre des politiques favorisant leur réélection. Un exemple plausible serait d'exploiter les réseaux de leurs prédécesseurs pour maximiser leur recherche de rente: en effet, les réseaux politiques augmentent significativement les revenus des politiciens et de leurs proches (Folke, Persson, and Rickne 2017, Labonne and Fafchamps 2015, Fisman, Schulz, and Vig 2012, Querubin and Snyder Jr 2011, Eggers and Hainmueller 2009) et les bénéfices des firmes connectées (**faccio2006politiquement** Amore and Bennedsen 2013, Gagliarducci and Manacorda 2014).⁴ Par conséquent, nous faisons l'hypothèse que les politiciens dynastiques mettent en oeuvre des politiques différentes dans le but de se faire réélire parce qu'ils le *peuvent* - grâce aux compétences politiques dont ils ont hérité - et/ou parce qu'ils le *veulent* - en raison de rendements plus élevés de la politique.

Dans cet article, nous explorons ces hypothèses en utilisant des données sur les politiciens locaux italiens au cours de la période 1985-2012. Nous nous concentrons sur la façon dont les budgets municipaux varient selon que les villes sont dirigées par des maires dynastiques ou non-dynastiques. Les maires italiens sont élus au suffrage direct et exercent un fort pouvoir sur les budgets municipaux. Cela motive notre intérêt pour l'analyse des recettes (transferts, impôts locaux et prêts) et des dépenses (types de dépenses) des municipalités. De plus, nous considérons également un ensemble de variables mesurant leur performance globale pendant leur mandat, qui ne sont pas prises en compte par les indicateurs budgétaires.

Nos estimations, fondées sur un modèle de panel à effets fixes et une régression par dis-

3. Cependant, l'avantage électoral dont bénéficient les politiciens dynastiques pourrait également rendre moins utile le signalement de leurs compétences, et les rendre ainsi moins stratégiques

4. Par ailleurs, les politiciens dynastiques pourraient préférer une carrière politique pour des motifs de réputation, notamment s'ils perçoivent une plus grande utilité (que les politiciens non-dynastiques) à occuper un poste politique. Enfin, une explication alternative est que les politiciens dynastiques pourraient souffrir d'un «effet Carnegie» (Durante, Labartino, and Perotti 2014) si l'avantage conféré par leurs prédécesseurs les pousse à sous-investir dans leur propre capital humain, les incitant d'autant plus à rester au pouvoir.

continuité sur les élections locales remportées par une faible marge par un candidat dynastique, montrent que les maires dynastiques ne se comportent pas différemment en termes de dépenses et de recettes moyennes. Nous ne trouvons pas non plus de différences significatives en termes de types de dépenses. Cependant, les maires dynastiques sont plus susceptibles d'augmenter les dépenses publiques lors de l'année précédant les élections. Ils augmentent en particulier les dépenses de capital, et financent ces dépenses principalement par des transferts plus élevés provenant des échelons supérieurs du gouvernement. L'augmentation est substantielle - entre 70 et 190 euros par habitant selon les spécifications. Par ailleurs, les maires non-dynastiques augmentent également les dépenses en année pré-électorale (bien que dans une moindre mesure par rapport aux élus dynastiques): une telle décision semble également être jugée optimale par les politiciens non-dynastiques, ce qui renforce l'idée que les politiciens dynastiques semblent être plus stratégiques en raison de compétences plus élevées et/ou de rendements supérieurs associés à la politique.

Pour consolider cette interprétation, nous montrons que les politiciens dynastiques sont réactifs aux incitations électorales. En effet, nous montrons que la différence de cycles budgétaires entre élus dynastiques et non-dynastiques est plus élevée i) lorsque les élus peuvent se présenter pour un nouveau mandat (c'est-à-dire s'ils sont à la fin de leur premier mandat, les maires italiens n'ayant pas le droit de faire plus de deux mandats); ii) lorsque les maires sont élus par des marges plus faibles. Cependant, nous ne trouvons pas de différence de cycle budgétaire quand un parent se présente à l'élection suivante, ce qui suggère que les dépenses pré-électorales sont utilisées pour des ambitions individuelles plutôt que familiales.

Enfin, nous ne trouvons pas de différence entre les maires dynastiques et non-dynastiques sur d'autres indicateurs de performance (mesuré par des indicateurs de stabilité politique, de croissance économique, d'efficacité de la gouvernance et de corruption). Dans l'ensemble, comme nous ne trouvons des différences qu'en termes de dépenses pré-électorales, nous suggérons que les élus dynastiques diffèrent des autres sur des critères essentiellement liés à leurs carrières politiques, alors que les compétences politiques dont ils peuvent hériter ne mènent pas à de meilleurs résultats observables.

Une hypothèse sous-jacente de notre analyse est que les maires dynastiques diffèrent des

maires non-dynastiques. Afin de vérifier cette hypothèse, nous montrons que les politiciens dynastiques ont de meilleures carrières et de meilleures performances électorales: ils ont plus de chance de remporter des élections locales et de se faire élire aux échelons supérieurs (parlements provinciaux) que les politiciens non-dynastiques. Par ailleurs, le pouvoir politique persiste dans les municipalités italiennes: un candidat élu a deux fois plus de chances d'avoir par la suite un parent en fonction qu'un candidat non-élu. Ces différences importantes corroborent l'idée que les élus dynastiques héritent de compétences politiques.

Notre analyse couvre tous les élus locaux italiens entre 1985 et 2012 (N = 571 824): aussi, nous devons nous appuyer sur une méthode systématique pour identifier les liens familiaux pouvant exister entre eux. Dans la lignée des études antérieures sur les dynasties académiques et politiques (Allesina (2011); Durante, Labartino, and Perotti (2014); Querubin (2013)) ainsi que sur la mobilité sociale intergénérationnelle (Clark (2014); Clark and Cummins (2015)), nous identifions comme membres d'une même famille des politiciens qui partagent le même nom dans une même municipalité. Cette méthode d'identification réduit nécessairement la précision de nos estimations. Cependant, nous montrons que nos résultats sont confirmés ou renforcés lorsque nous excluons les politiciens avec des noms de famille fréquents (l'identification des liens familiaux étant plus problématique pour de tels individus).

Notre recherche contribue à quatre pans de la littérature économique. Premièrement, elle améliore la compréhension des comportements stratégiques que les élites adoptent pour se maintenir au pouvoir dans les démocraties modernes (Michels (1915); Mosca (1939); Pareto (1901); Robinson and Acemoglu (2008)).

Deuxièmement, nous contribuons à la littérature émergente sur les familles en politique, en nous intéressant non seulement aux politiques publiques mises en place par les dynasties politiques, mais également à la perpétuation dynastique du pouvoir (Dal Bó, Dal Bó, and Snyder (2009); Rossi (2017); Querubin (2013)), et aux avantages électoraux des candidats dynastiques (Feinstein (2010); Asako et al. (2015)).

Troisièmement, nous contribuons à la littérature sur les effets des liens familiaux, qui ont des conséquences préjudiciables en termes de performance des entreprises (Bertrand and Schoar (2006), Bennedsen et al. (2007)), de participation au marché du travail (Alesina and

Giuliano (2010)) ou de recrutement académique (Durante, Labartino, and Perotti (2014)).

Enfin, nous contribuons également à la littérature sur les cycles budgétaires (Rogoff (1990); Blais and Nadeau (1992)), qui a montré que incitations à manipuler les dépenses peuvent varier selon les groupes politiques (Persson, Tabellini, et al. (2003)). En particulier, les cycles budgétaires étant susceptibles d'être liés à des recherches de rente (Shi and Svensson (2006)), les résultats de cet article complètent ceux de Braganca, Ferraz, and Rios (2015) et de Geys (2017a) liés aux comportements potentiels de recherche de rente des politiciens dynastiques.

Données et cadre institutionnel Le système politique italien comporte trois niveaux de gouvernance: les municipalités (environ 8 000 à travers le pays) représentent le niveau le plus bas, suivies par les régions (20) et le niveau national. Comme dans la plupart des autres pays européens, les administrations municipales ont des responsabilités importantes en matière d'éducation, de protection sociale, de culture et de loisirs, d'urbanisme, de transport, de développement économique, de gestion des déchets et de police locale. Les élections municipales, qui permettent d'élire les membres du conseil et le maire (directement élu), ont lieu tous les cinq ans (tous les quatre ans avant 2000). Le système électoral dépend de la taille de la municipalité, selon qu'elle est supérieure ou inférieure à 15 000 habitants.

Dans cet article, nous rassemblons un large ensemble de données concernant les municipalités italiennes locales afin d'identifier les dynasties politiques et de mesurer les budgets au niveau municipal. Plus précisément, nous basons nos estimations sur trois ensembles de données différents: i) des données individuelles sur tous les élus locaux entre 1985 et 2012, incluant des informations biographiques (sexe, éducation, date et lieu de naissance, travail); ii) les résultats des élections locales pour la période 1993-2012;⁵; iii) les recettes et dépenses fiscales pour la période 1998-2012.

Nos données ne nous permettant pas d'identifier directement les liens familiaux entre les élus en Italie, nous identifions comme appartenant à une même famille des individus portant le même patronyme. Plus précisément, nous définissons comme dynastiques des maires dont le nom a été porté par au moins un politicien par le passé le passé (depuis 1985) dans la même

5. Cette base de données comprend également des informations sur les candidats qui ont été élus maire ou qui ont reçu suffisamment de votes pour devenir conseillers

municipalité.

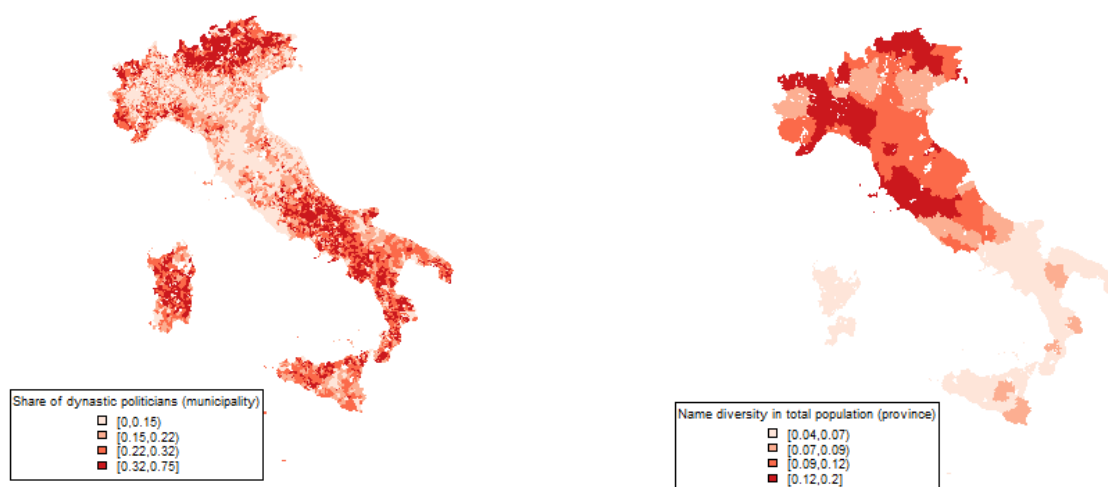
L'utilisation des noms de famille pour identifier les dynasties politiques est une approximation valable dans le contexte italien, puisque les enfants reçoivent le nom de famille de leur père. Cependant, une telle méthodologie pourrait souffrir de deux types d'erreurs différents. Premièrement, puisque les gens peuvent avoir le même nom de famille sans être apparentés, notre méthode peut identifier à tort comme dynastiques des individus de familles différentes. Deuxièmement, cette méthode identifie seulement les liens entre les membres d'une même famille s'ils ont le même patronyme. Bien qu'ils reflètent les liens familiaux les plus étroits et les plus susceptibles de produire des effets forts (enfants, petits-enfants, etc.), ils négligent les liens de parenté plus éloignés (cousins, neveux, gendres) et les filles qui ont changé leur nom de famille lors du mariage. Par conséquent, cette méthode peut également identifier comme non-dynastiques des individus appartenant à la même famille mais ayant des noms différents. Bien que la disponibilité des données nous empêche de traiter directement ces deux questions, il est important de noter qu'elles biaisent nos estimations vers zéro. Néanmoins, nous répondons à cette préoccupation à l'aide de plusieurs tests, en excluant notamment les noms de famille les plus courants de l'échantillon d'estimation et en contrôlant pour la fréquence relative de chaque nom au niveau provincial.

Importance des politiciens dynastiques Les politiciens locaux dynastiques représentent une part importante des politiciens.⁶ Comme le montre la figure 5a, la part des politiciens dynastiques par municipalité sur la période 1998-2012 est hétérogène à travers le pays: elle semble être particulièrement élevée dans le sud et le nord du pays (plus d'un politicien sur trois a le même nom de famille qu'au moins un membre précédent du conseil municipal), et plus faible dans le centre du pays (avec des parts plus proches de 10%). Cependant, la répartition des parts de politiciens dynastiques au cours de cette période pourrait refléter certaines caractéristiques sous-jacentes des municipalités. Par exemple, la concentration des noms de famille n'est pas la même partout dans le pays. Grâce à des données fiscales qui enregistrent l'occurrence de chaque nom de famille italienne au niveau de la province (depuis 2005)⁷, nous pouvons re-

6. Nous utilisons le terme de "politiciens" pour désigner les membres des conseils municipaux

7. Nous remercions Giovanna Labartino d'avoir fourni ces données.

Figure 5: Politiciens dynastiques et concentration des noms de famille



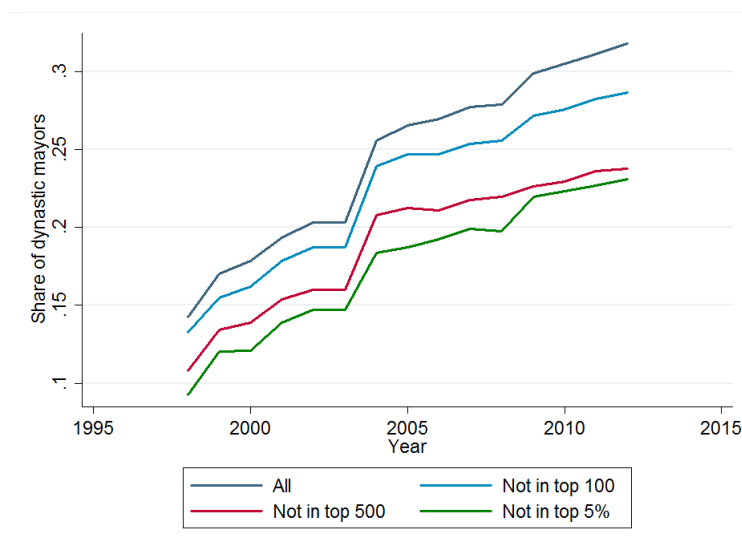
(a) Part de politiciens dynastiques au niveau municipal (1998–2012)

(b) Diversité patronymique au niveau de la province

constituer la concentration des noms de famille sur le territoire italien (Figure 5b). La diversité des noms de famille est très hétérogène dans les provinces italiennes et est plus élevée dans le nord que dans le sud : dans le nord, le nombre de noms de famille correspond à environ 10-15% du nombre total d'individus, alors que dans le sud ce chiffre est d'environ 5-10%.

Une deuxième source d'hétérogénéité provient du fait que le nombre d'individus vraisemblablement dynastiques n'est pas constant dans le temps. La figure 6 met en évidence cette hétérogénéité dans le temps, représentant la part des maires dynastiques pour différentes catégories de maires, en fonction de la fréquence de leurs noms dans la population totale. Au cours de notre période d'intérêt (1998-2012), la part de tous les maires dynastiques a doublé, passant de 15% à plus de 30%. Si nous limitons l'échantillon à des individus dont le nom ne figure pas parmi les 100 noms de famille les plus courants au niveau de la province (ce qui exclut environ 15% des maires élus), la part des individus dynastiques présumés passe de 13% en 1998 à 28% en 2012. Pour les personnes dont le nom de famille ne figure pas parmi les 500 noms de famille les plus courants au niveau de la province (ce qui exclut 20-25% des maires élus), cette part passe de 11% en 1998 à 24% en 2012. Enfin, pour les individus dont le nom de famille ne figure pas parmi les 5% de noms de famille les plus communs dans la province (ce

Figure 6: Evolution de la part de maires dynastiques au court du temps et concentration des noms de famille



qui exclut environ 50% de l'échantillon), cette part passe de 9% en 1998 à environ 23% en 2012.

Cependant, l'augmentation énorme du nombre de maires dynastiques reflète le fait que pour les politiciens élus dans les dernières années de notre base de données, une fenêtre temporelle plus longue est disponible (toutes les années précédentes dans notre jeu de données depuis 1985) pour déterminer s'ils sont dynastiques ou pas. Cela peut être problématique car le nombre d'individus dynastiques non-identifiés comme tels est susceptible de diminuer avec le temps, ce qui peut induire un biais variant dans le temps.

Afin de résoudre ce problème, nous proposons d'autres définitions d'individus dynastiques, définissant un maire comme dynastique si la première personne observée portant le même nom que lui est entrée au conseil municipal dans les 10 ans ou dans les 5 ans avant sa première apparition dans un conseil municipal. Comme souligné dans les Figures ?? et ??, les maires dynastiques identifiés dans les 10 ans correspondent encore à plus de 60% des individus dynastiques supposés en 2012, tandis que ceux identifiés dans les 5 ans représentent seulement 35% cette année-là.⁸

Cette méthode d'identification des maires dynastiques, et les données dont nous disposons

8. Ci-dessous, nos résultats de référence n'imposent aucune restriction, que ce soit en termes de fréquence patronymique des politiciens ou de fenêtre temporelle utilisée pour identifier les maires dynastiques: nous utilisons l'échantillon complet de politiciens et identifions les individus dynastiques par des noms de famille communs dans la même ville. Cependant, nous utilisons les définitions alternatives présentées dans cette section pour contrôler la robustesse des résultats.

sur les politiciens locaux nous permettent de caractériser les maires dynastiques. Nous mettons ainsi en évidence que les maires dynastiques sont beaucoup plus jeunes (de 4 ans) et ont moins d'expérience politique lorsqu'ils arrivent au pouvoir (4 ans de moins d'expérience politique antérieure). Ceci est probablement dû au fait que, comme ils héritent d'un avantage électoral, ils ont besoin de moins d'expérience politique pour être compétitifs sur le plan électoral en tant que candidats à la mairie. De plus, ils se présentent beaucoup plus fréquemment sur des listes civiques (c'est-à-dire des partis sans organisation nationale) et dans le sud du pays.

En termes de caractéristiques des villes, nous observons des taux de chômage plus élevés et des niveaux de confiance plus faibles dans les villes dirigées par des maires dynastiques. Nous trouvons également que la durée moyenne du mandat d'un maire dynastique est légèrement plus longue que celle d'un maire non-dynastique. Enfin, nous constatons une performance légèrement moins bonne pour les maires dynastiques, mesurée par la part des revenus réels par rapport aux revenus attendus et la part des dépenses payées au cours de l'année. Cependant, comme nous le verrons plus loin, certains de ces faits ne reflètent que des effets de structure.

Les conséquences budgétaires de l'élection d'un maire dynastique Pour explorer les effets de l'élection d'un maire dynastique sur le budget municipal, nous utilisons d'abord une approche à effets fixes sur l'ensemble des observations entre 1998 et 2012. Nous nous intéressons à deux caractéristiques spécifiques: (1) la mesure dans laquelle la taille des composants des budgets municipaux varie selon que le maire est dynastique ou non et (2) la présence de cycles budgétaires au niveau de la municipalité, et leur importance relative entre maires dynastiques et non-dynastiques.

Nous testons d'abord l'effet de l'élection d'un maire dynastique sur les recettes et les dépenses moyennes d'une municipalité, via la spécification suivante:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \nu X_{it} + \gamma_t + \epsilon_i + u_{it},$$

où $Y_{i,t}$ est une variable expliquée dans la ville i lors d'une année t , D_{it} est une variable binaire valant 1 si le maire de la ville i au cours de l'année t est dynastique, X_{it} est un ensemble

de caractéristiques de la ville i lors de l'année t , γ_t est un effet fixe année et u_{it} est un terme d'erreur variant au cours du temps. Le paramètre β indique la différence de valeur de la variable d'intérêt entre maires dynastiques et non-dynastiques.

Dans une seconde spécification, nous testons la présence de cycles budgétaires différenciés entre maires dynastiques et non-dynastiques, en estimant l'équation suivante.

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \delta LY_{it} + \kappa(D_{it} * LY_{it}) + \nu X_{it} + \gamma_t + \epsilon_i + u_{it}$$

où LY_{it} est une variable binaire qui vaut 1 si la prochaine élection municipale dans la ville i au cours de l'année t a lieu l'année suivante, et 0 autrement.

Le paramètre β indique l'écart moyen de la variable d'intérêt entre les maires dynastiques et non-dynastiques au cours des trois premières années de leur mandat. Le paramètre δ indique, pour les maires qui ne sont pas dynastiques, la différence de la variable d'intérêt entre la dernière année du mandat et les trois premières années. Le paramètre κ indique dans quelle mesure cette différence est plus grande pour les maires dynastiques que pour les maires non-dynastiques.

Notre identification des cycles budgétaires est rendue possible par le fait que le calendrier électoral est défini de manière exogène *ex ante*, et parce que les élections municipales ne se déroulent pas la même année pour chaque ville. Nous sommes donc en mesure d'isoler les effets fixes de l'année de l'effet du temps jusqu'aux prochaines élections. De plus, pour nous assurer que nous estimons correctement les cycles budgétaires, nous n'incluons que les villes qui répondent à un certain nombre de critères. Dans l'estimation à effets fixes, nous n'incluons que les villes pour lesquelles deux termes complets de cinq ans sont observés (c'est-à-dire pour les élections postérieures à 1999). Cela permet d'éviter les fins de mandat anticipées et garantit que nous avons suffisamment de variations intra-villes en termes de variables explicatives pour identifier séparément tous les effets mentionnés ci-dessus.⁹ Globalement, cela revient à utiliser un échantillon de 6184 villes pour l'analyse de panel¹⁰. Afin d'éviter les valeurs

9. Dans le cadre de la régression par discontinuité mise en oeuvre dans les sections suivantes, puisque l'identification repose sur une variation entre les villes, nous imposons une contrainte légèrement moins stricte et gardons les villes pour lesquelles au moins un terme complet est observé entre 1999 et 2012.

10. Il y a 2 938 villes dans la régression par discontinuité: le nombre de villes présentes dans cette spécification

Table 1: Effet des dynasties politiques sur le budget moyen

	Dép. tot.	Dép. courantes	Dép. de capital	Impôts	Emprunts	Transf. de capitaux
Dynastie	28.618 (21.019)	3.637 (4.562)	20.914 (17.574)	3.281 (2.096)	9.514 (5.228)*	12.273 (16.323)
R^2	0.02	0.24	0.02	0.41	0.01	0.01
N	47,420	47,420	47,420	47,418	47,416	47,416

Le tableau présente l'estimation d'un modèle de panel à effets fixes, où les variables d'intérêt sont des catégories de recette et de dépense publique (toutes exprimées en euros par tête et winsorisées au niveau de 1%). La principale variable explicative est une variable binaire indiquant si le maire est dynastique ou non. L'échantillon comprend toutes les villes pour lesquelles deux mandats pleins de 5 ans sont observés entre 1999 et 2012. Les années d'élection sont exclues de l'estimation. Toutes les spécifications contrôlent pour des effets fixes année et municipalité, ainsi que pour la taille de population, le genre du maire, son expérience politique, son niveau d'éducation, son lieu de naissance et la présence d'une limitation de mandat. Les erreurs standards sont clusterées au niveau de la municipalité et sont présentées entre parenthèses.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

aberrantes potentielles, nous winsorisons les variables d'intérêt au niveau de 1%. Enfin, la quasi-totalité des élections de notre échantillon ayant eu lieu entre les mois d'avril et de juin, en cas de changement de maire, nous ne sommes pas sûrs de qui décide du budget en période électorale: nous excluons donc de l'échantillon les années d'élection.

Estimations en données de panel La table 1 présente les résultats d'estimation pour les différences moyennes des différentes composantes du budget. Les variables d'intérêt sont les dépenses totales, les dépenses courantes, les dépenses en capital, les impôts, les emprunts et les transferts en capital des gouvernements régionaux et nationaux (exprimés en euros par habitant). Chaque régression contrôle pour l'âge, l'expérience et les années d'éducation du maire, ainsi que la présence d'une limitation de mandat dans le temps. Nous contrôlons également pour des variables indiquant si le maire est né dans la ville et s'il est issu d'une liste civique (c'est-à-dire un parti sans organisation nationale). Enfin, nous contrôlons également par la population de la ville.

Dans le tableau 1, nous n'observons aucun effet des dynasties politiques sur les dépenses courantes et de capital. Nous ne constatons pas non plus d'effet sur les recettes fiscales et les transferts de capitaux des couches supérieures du gouvernement. Cependant, il semble que les maires dynastiques contractent un peu plus d'emprunts (9,5 euros par habitant, en moyenne) que les maires non-dynastiques.

Mais si peu d'effets sont perceptibles en termes de budget moyen, nous trouvons beaucoup plus de variation en termes de cycles budgétaires. Plusieurs conclusions peuvent être tirées de

est plus petit puisque l'identification repose également sur des élections comportant au moins un candidat dynastique et un candidat non-dynastique

Table 2: Effet des dynasties politiques sur les cycles budgétaires

	Dép. tot.	Dép. courantes	Dép. de capital	Impôts	Emprunts	Transf. de capitaux
Dynastie	14.595 (21.462)	1.835 (4.617)	8.920 (17.926)	2.133 (2.096)	5.945 (5.336)	4.182 (16.668)
LY	44.550 (10.114)***	-0.615 (1.398)	36.181 (9.143)***	-5.223 (0.840)***	12.898 (3.032)***	19.475 (8.112)**
Dynastie*LY	51.078 (17.137)***	7.183 (2.254)***	43.875 (15.996)***	5.042 (1.570)***	12.852 (5.187)**	30.088 (14.740)**
R^2	0.02	0.24	0.02	0.42	0.01	0.01
N	47,420	47,420	47,420	47,418	47,416	47,416

Le tableau présente l'estimation d'un modèle de panel à effets fixes, où les variables d'intérêt sont des catégories de recette et de dépense publique (toutes exprimées en euros par tête et winsorisées au niveau de 1%). Les principales variables explicatives sont deux variables indiquant (1) si le maire est dynastique ou non (2) si nous nous situons en dernière de mandat électoral. L'échantillon comprend toutes les villes pour lesquelles deux mandats pleins de 5 ans sont observés entre 1999 et 2012. Les années d'élection sont exclues de l'estimation. Toutes les spécifications contrôlent pour des effets fixes année et municipalité, ainsi que pour la taille de population, le genre du maire, son expérience politique, son niveau d'éducation, son lieu de naissance et la présence d'une limitation de mandat. Les erreurs standards sont clusterées au niveau de la municipalité et sont présentées entre parenthèses.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

l'analyse du tableau 2. Premièrement, dans les villes dirigées par des maires non-dynastiques, les dépenses sont supérieures d'environ 45 euros par habitant au cours de la dernière année par rapport aux années précédentes. Ceci est principalement dû à une augmentation des dépenses en capital (qui s'élèvent à 36 euros par habitant), qui semble être financée par une augmentation des transferts en capital du gouvernement et de la région (avec une différence d'environ 19 euros par habitant entre la dernière année et les trois premières années du mandat) et par une augmentation des emprunts contractés (avec une différence d'environ 13 euros par habitant). Cependant, les recettes fiscales semblent diminuer d'environ 5 euros par habitant au cours de la dernière année du mandat. En d'autres termes, nous observons un fort cycle budgétaire dans notre échantillon: avant les élections, les maires non-dynastiques augmentent les dépenses en capital et réduisent les impôts, tout en augmentant les prêts et les transferts provenant des échelons supérieurs du gouvernement.

Deuxièmement, les cycles budgétaires sont beaucoup plus élevés pour les maires dynastiques. En effet, entre la dernière année et les trois années précédentes du premier trimestre, la variation des dépenses totales par tête des maires est de 51 euros plus élevée pour les maires dynastiques que pour les maires non-dynastiques. Ce cycle plus prononcé provient principalement d'une augmentation supplémentaire substantielle des dépenses en capital au cours de la dernière année (44 euros supplémentaires par rapport aux trois années précédentes) et d'une augmentation supplémentaire des dépenses courantes par habitant (environ 7 euros). Cette augmentation des dépenses au cours de la dernière année de la période est principalement financée par des transferts de capitaux des gouvernements nationaux et régionaux (avec une

différence de 30 euros) et par une augmentation des emprunts contractés (avec une différence de 13 euros), tandis que les impôts augmentent de 5 euros supplémentaires au cours de la dernière année. Par conséquent, le cycle budgétaire des maires dynastiques est beaucoup plus prononcé que celui des maires non-dynastiques: ils dépensent relativement plus à la fin du terme que les maires non-dynastiques, et financent cette augmentation supplémentaire des dépenses principalement par des transferts de capitaux provenant des échelons supérieurs de gouvernement. La capacité de bénéficier d'un transfert plus important durant les années préélectorales pourrait indiquer que les politiciens dynastiques sont susceptibles d'avoir davantage de liens avec les couches supérieures de gouvernements - sécurisant ainsi les transferts plus facilement, conformément aux conclusions de Brollo and Nannicini (2012), qui montrent qu'au Brésil, les maires politiquement alignés sont plus susceptibles d'obtenir des transferts en années pré-électorales.

Ces résultats sont robustes à l'imposition de certaines restrictions sur l'identification des maires dynastiques. Ainsi, si nous ne conservons que les maires dont le nom ne figure pas parmi les 100 ou les 500 plus communs dans la province, la différence estimée de cycle budgétaire entre les maires dynastiques et non-dynastiques est plus élevée que dans l'analyse de référence, ce qui suggère l'existence d'un biais d'atténuation. Nos résultats sont également robustes à l'identification des maires dynastiques sur une fenêtre temporelle de 10 ans. Par ailleurs, nous observons certaines sources d'hétérogénéité intéressantes. Tout d'abord, le cycle budgétaire relatif des maires dynastiques est beaucoup plus élevé dans les petites municipalités et pour les maires exerçant des professions libérales (avocat, maire ou notaire). Étant donné que les liens familiaux et les effets sur la réputation sont susceptibles d'être plus marqués dans les petites municipalités et pour les professions libérales, les avantages et les incitations inhérents aux dynasties pourraient être plus forts là-bas. Nous constatons également que ces différences sont plus élevées pour les maires plus jeunes et moins expérimentés, ce qui est particulièrement compatible avec des préoccupations de carrière (comme proposé par Alesina, Troiano, and Cassidy (2015)).

Régression par discontinuité Même si le calendrier électoral est exogène, les effets identifiés dans les régressions de panel pourraient être biaisés si les caractéristiques non-

observées du maire et de la ville sont corrélées avec la dynastie et les variables d'intérêt. Cela pourrait se produire, par exemple, si les électeurs choisissaient leur candidat en fonction de critères qui affectent à la fois la probabilité d'avoir un maire dynastique et les politiques mises en oeuvre. De plus, si la probabilité d'élire des candidats dynastiques est affectée par les résultats de la politique ou par les cycles budgétaires, alors notre effet estimé pourrait être biaisé.

Pour résoudre ces problèmes, nous estimons une régression par discontinuité, en mettant l'accent sur des élections serrées dans lesquelles les deux meilleurs candidats sont dynastiques et non-dynastiques. Nous définissons la variable sous-jacente comme la différence de parts de voix reçues entre le meilleur candidat dynastique et le meilleur candidat non-dynastique. Cette variable peut prendre n'importe quelle valeur entre -1 et 1 , et prend une valeur positive si un maire dynastique est élu. L'intuition derrière cette méthodologie est que l'élection de maires dynastiques ou non-dynastiques dans les élections remportées par une marge étroite s'apparente à une désignation aléatoire. Si D_i est la variable indiquant si un maire dynastique est élu, et X_i indique la marge du meilleur candidat dynastique, nous avons alors:

$$\beta = \mathbf{E}[Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = 0].$$

En supposant que le seuil ne puisse pas être manipulé (c'est-à-dire que la variable sous-jacente ne soit pas discontinue autour du seuil de 0), et qu'il n'y ait aucune discontinuité dans d'autres facteurs de confusion potentiels, nous pouvons estimer l'effet de traitement moyen local associé à l'élection d'un maire dynastique, qui correspond à la discontinuité de la variable observée au seuil. En dénotant $Y_i(0)$ la variable expliquée dans une ville non-dirigée par un maire dynastique et $Y_i(1)$ comme la variable expliquée dans une ville dirigée par un maire dynastique, nous cherchons à estimer l'effet de traitement moyen local au seuil $X_i = 0$:

$$\beta = \mathbf{E}[Y_i(1) - Y_i(0)|X_i = 0].$$

Pour ce faire, nous estimons l'équation suivante:

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + \delta P(X_{it}) + \gamma P(X_{it})D_{it} + \epsilon_{it},$$

où Y_{it} est une variable d'intérêt dans une ville i au cours du mandat t , et $P(X_{it})$ est une fonction de polynôme de la marge du meilleur candidat dynastique. L'effet estimé de l'élection d'un maire dynastique est donné par le coefficient $\hat{\beta}$.

Cependant, comme indiqué par Hahn, Todd, and Van der Klaauw (2001) et comme résumé par Lee and Lemieux (2010), pour que les observations à gauche du seuil soient un bon contre-factuel des observations à droite du seuil, et pour que l'estimation de $\hat{\beta}$ soit sans biais, les contre-factuels $\mathbf{E}[Y_i(1)|X]$ et $\mathbf{E}[Y_i(0)|X]$ doivent être continus autour du seuil. Ceci implique que si certaines variables de contrôle corrélées à la variable de résultat sont également discontinues autour du seuil, l'effet du traitement local estimé est susceptible d'être biaisé. Ci-dessous, nous montrons que c'est précisément ce qui se passe dans notre cadre.

Bien que la variable sous-jacente ne soit pas discontinue autour du seuil de zéro (comme l'indique le test de McCrary (McCrary (2008)) que nous présentons dans la Figure 8¹¹), le traitement ne semble pas être distribué de façon aléatoire autour de ce seuil. En effet, comme le souligne la Figure 8, l'âge et l'expérience sont nettement plus faibles pour les maires dynastiques, bien que les autres variables de contrôle soient équilibrées autour du seuil.

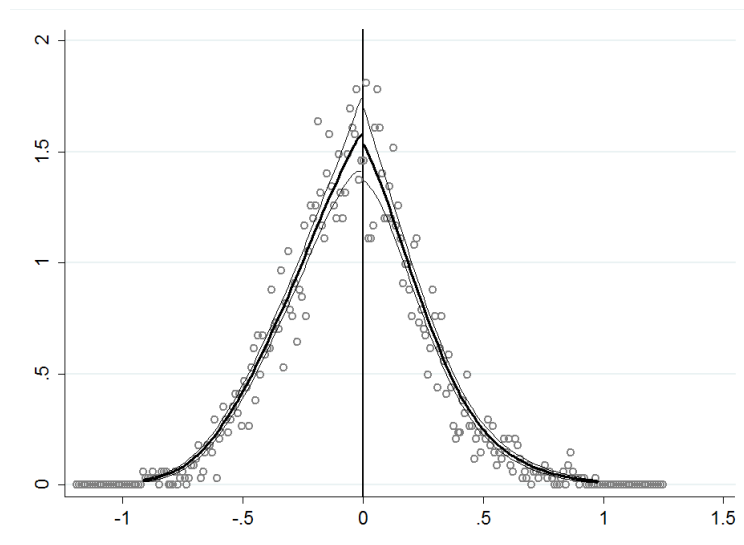
Le tableau 3 confirme cette intuition: il rassemble les résultats de l'estimation d'une régression par discontinuité dans laquelle on estime une régression polynomiale locale avec des polynômes d'ordre 2, en utilisant une largeur de bande optimale choisie selon la méthodologie développée par Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014) et un noyau triangulaire.¹²

Dans l'ensemble, autour du seuil, les maires dynastiques sont 2,8 ans plus jeunes et ont passé 6 ans de moins au conseil municipal (ce qui correspond à plus d'un mandat de différence). D'une part, de telles discontinuités observées dans les variables de contrôle observées confirment que les leaders dynastiques diffèrent des autres politiciens. D'autre part, étant donné

11. Pour identifier la marge des candidats dynastiques et non-dynastiques, nous avons pris en compte les élections pour lesquelles des informations sur au moins les deux meilleurs candidats sont disponibles, et dans lesquelles au moins un candidat dynastique a été identifié. Comme expliqué précédemment, nous ne présentons que les résultats pour les villes pour lesquelles des termes complets de 5 ans sont observés

12. Les erreurs standards sont clusterées au niveau municipal, et les résultats sont similaires lorsqu'on contrôle un ordre supérieur ou inférieur des polynômes.

Figure 7: Test de McCrary sur l'échantillon d'élections considéré pour les régressions par discontinuité



La figure représente un test McCrary de discontinuité autour de zéro de la variable indiquant la marge du meilleur candidat dynastique pour notre échantillon d'élections entre 1999 et 2007

que ces discontinuités qui pourraient affecter les cycles budgétaires (Alesina, Troiano, and Cassidy (2015) montrent, par exemple, que les jeunes maires des municipalités italiennes ont des cycles budgétaires plus prononcés), l'estimation de l'effet causal du leadership dynastique sur les cycles budgétaires pourrait être biaisée. De fait, nos résultats reflètent les politiques mises en place par un certain type de politicien, qui serait à la fois dynastique, jeune et peu expérimenté. Cependant, si nous supposons que les politiciens dynastiques sont plus jeunes et moins expérimentés à cause de leur avantage dynastique, cela nous fournirait un effet causal des politiques mises en place par les leaders dynastiques.¹³

Cependant, même en relâchant cette hypothèse, nous mettons en oeuvre diverses méthodologies permettant de recouvrer partiellement un effet causal. Tout d'abord, nous incluons l'âge et l'expérience comme variables de contrôle dans nos estimations¹⁴. Par ailleurs, nous complétons cette régression par discontinuité par une procédure de *matching* inspirée de Alesina, Troiano, and Cassidy (2015), qui aide à réduire les déséquilibres observés autour du seuil, en réduisant

13. Nous adoptons donc les points de vue de Becker et al. (2016), Campa and Serafinelli (2015) et Gagliarducci and Paserman (2016), qui interprètent des résultats de régression par discontinuité dans cette optique

14. Bien que, dans ce cadre, une telle méthodologie ait une efficacité limitée. Comme souligné par Calonico et al. (2016), le contrôle des covariables observées ne permet d'améliorer l'identification qu'en cas de continuité des scénarios contrefactuels. Ces auteurs soutiennent en outre qu'interagir le traitement et les variables de contrôle n'est susceptible d'améliorer l'identification que dans des situations très restrictives

Figure 8: Discontinuité en termes d'âge et d'expérience

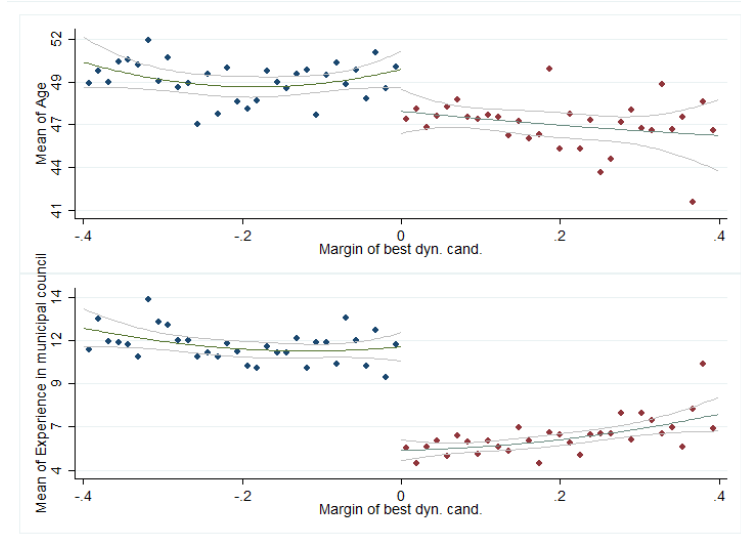


Table 3: Discontinuité des variables de contrôle autour du seuil

Polynômes d'ordre 2	Age	Exp.	Né dans la ville	Homme	Education
Dynastie	-2.877** (1.365)	-6.117*** (0.665)	0.029 (0.077)	-0.038 (0.037)	0.614 (0.454)
Bandwidth	0.278	0.375	0.209	0.250	0.270
N (gauche)	1291	1563	1067	1217	1247
N (droite)	1139	1350	947	1080	1082
	Liste civique	Sud	Population	Chômage	
Dynastie	-0.010 (0.067)	0.035 (0.068)	1899.222 (1357.696)	1.048 (1.214)	
Bandwidth	0.259	0.275	0.159	0.241	
N (gauche)	1244	1285	831	1184	
N (droite)	1103	1134	775	1054	

Ce tableau présente les résultats d'une régression par discontinuité avec une largeur de bande calculée à l'aide de la méthode développée par Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014), qui utilise un noyau triangulaire et un polynôme d'ordre deux de la marge du meilleur candidat dynastique. Les variables expliquées sont les caractéristiques des maires et des villes. L'échantillon inclut tous les mandats complets de 5 ans entre 1999 et 2012. L'âge et l'expérience sont mesurés au début du mandat alors que la population est mesurée en moyenne au cours du mandat. Les erreurs standards sont clusterées au niveau municipal et sont indiquées entre parenthèses

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

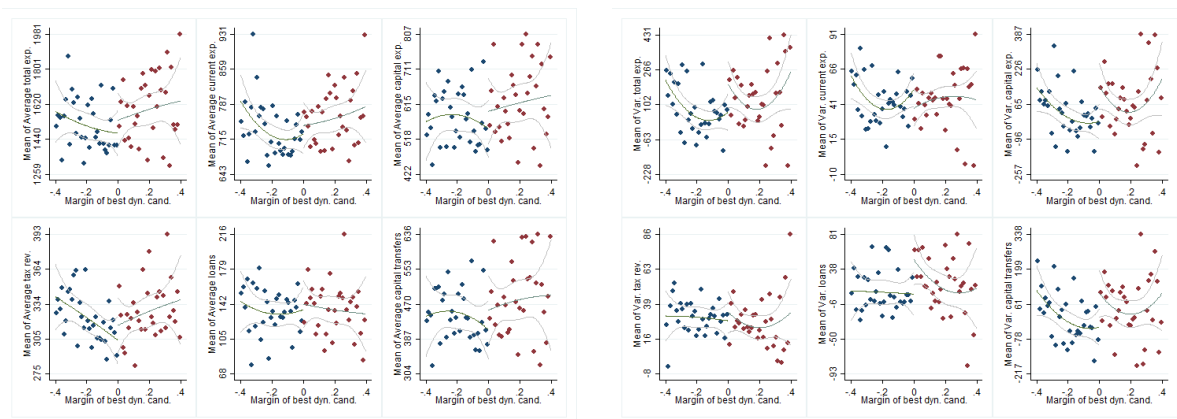


Figure 9: Recettes et dépenses moyennes (échantillon complet) Figure 10: Variation des recettes et dépenses (échantillon complet)

les différences d'âge et d'expérience entre les maires dynastiques et non-dynastiques que nous comparons; troisièmement, nous testons les estimations sur des sous-échantillon de maires "jeunes" (dont l'âge est inférieur à l'âge médian) et "inexpérimentés" (dont l'expérience précédente au sein du conseil municipal est inférieure à l'expérience médiane). Si l'effet dynastique est également présent dans ces sous-échantillons, cela indique que l'effet principal ne peut pas s'expliquer uniquement par les discontinuités observées en termes d'âge et d'expérience.

Nous présentons les estimations de la régression par discontinuité dans les Figure 9 et 10 et dans le tableau 4.¹⁵ Les résultats suggèrent que la variation des dépenses en capital et des transferts en capital est clairement discontinue au seuil, et nettement plus élevée pour les maires dynastiques. Inversement, il n'y a pas de différences claires pour les dépenses et les revenus moyens. Le Tableau 4, qui présente les estimations de la discontinuité de ces différentes variables, suivant la même méthodologie que celle utilisée pour les variables de contrôle confirme la représentation graphique: les dépenses en capital et les transferts de capital par habitant augmentent beaucoup plus au cours de la dernière année du mandat chez les maires dynastiques. Plus précisément, la différence de variation entre les maires dynastiques et non-dynastiques est de l'ordre de 150 à 190 euros par habitant tant pour les dépenses en capital que pour les transferts en capital. La seconde partie du tableau 4 montre que l'inclusion de variables de contrôle dans l'estimation ne semble pas affecter nos estimations.

15. Plus précisément, la figure 9 rapporte les différences dans les dépenses moyennes et les recettes moyennes entre les maires dynastiques et non-dynastiques, en fonction de la marge du meilleur candidat dynastique. La figure 10 représente la différence entre la dernière année du terme et la moyenne des années précédentes

Table 4: Discontinuités du budget moyen et des cycles budgétaires - Polynômes d'ordre 2

Sans variables de contrôle						
Polynômes d'ordre 2	Dép. tot.	Dép. courantes	Dép. de capital	Impôts	Emprunts	Transf. de capitaux
Dynastie	148.937 (121.730)	-8.355 (38.965)	91.057 (79.409)	37.122 (23.879)	20.297 (23.856)	91.561 (72.737)
Bandwidth	0.219	0.323	0.231	0.209	0.243	0.239
N (left)	1104	1420	1150	1061	1188	1174
N (right)	972	1242	1019	942	1056	1043
	Δ Dép. tot.	Δ Dép. courantes	Δ Dép. de capital	Δ Impôts	Δ Emprunts	Δ Transf. de capitaux
Dynastie	167.455* (97.754)	-13.041 (12.147)	172.886* (89.394)	-1.737 (12.693)	50.537 (31.226)	193.545** (79.063)
Bandwidth	0.235	0.279	0.252	0.310	0.271	0.224
N (left)	1135	1260	1187	1347	1239	1101
N (right)	1016	1117	1062	1199	1102	986
Avec variables de contrôle						
Polynômes d'ordre 2	Dép. tot.	Dép. courantes	Dép. de capital	Impôts	Emprunts	Transf. de capitaux
Dynastie	162.249 (119.631)	3.910 (38.349)	76.821 (77.668)	54.062** (21.302)	16.190 (23.645)	79.599 (71.763)
Bandwidth	0.209	0.329	0.220	0.218	0.247	0.222
N (left)	1040	1403	1083	1079	1177	1095
N (right)	907	1207	939	932	1025	950
	Δ Dép. tot.	Δ Dép. courantes	Δ Dép. de capital	Δ Impôts	Δ Emprunts	Δ Transf. de capitaux
Dynastie	189.197* (98.401)	-13.656 (12.328)	193.428** (91.028)	1.218 (13.061)	63.369** (31.305)	202.975** (80.207)
Bandwidth	0.231	0.268	0.241	0.294	0.254	0.222
N (left)	1102	1209	1131	1279	1168	1074
N (right)	971	1056	1001	1113	1029	943

Le tableau présente les résultats d'une régression par discontinuité avec une largeur de bande calculée selon la méthode de Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014), qui utilise un noyau triangulaire et contrôle pour un polynôme d'ordre deux de la marge du meilleur candidat dynastique. Les variables expliquées sont les moyennes des catégories de dépenses et de recettes au cours du mandat (lignes du haut) et les différences de catégories de dépenses et de recettes entre la dernière année du mandat et la moyenne des trois premières années (lignes du bas). Toutes les variables sont winsorisées au niveau de 1%. L'échantillon comprend tous les mandats de cinq ans entre 1999 et 2012. La première partie du tableau n'inclut pas de variables de contrôle, alors que la seconde partie du tableau contrôle pour l'existence d'une limitation de mandat, l'expérience, l'âge, le lieu de naissance, le sexe et l'éducation du maire, ainsi que le chômage moyen et la population moyenne dans la ville au cours du mandat, et des variables binaires indiquant si le maire est membre d'une liste civique et si la ville est située dans le sud du pays. Les erreurs sont clusterées au niveau de la ville et présentées entre parenthèses.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Notons par ailleurs que ces résultats tiennent également si nous comparons les maires dynastiques et non-dynastiques en nous restreignant à ceux dont l'âge et l'expérience sont inférieurs à la médiane observée. L'effet y est même plus prononcé que dans l'estimation principale, ce qui suggère que les préoccupations de carrière pourraient jouer un rôle important. En outre, il se peut que les maires non-dynastiques inexpérimentés ne possèdent pas les compétences nécessaires pour imposer de telles dépenses stratégiques. Enfin, ces résultats sont également robustes à la comparaison de maires dont le nom de famille ne fait pas partie des 100 et 500 plus courants dans la province.

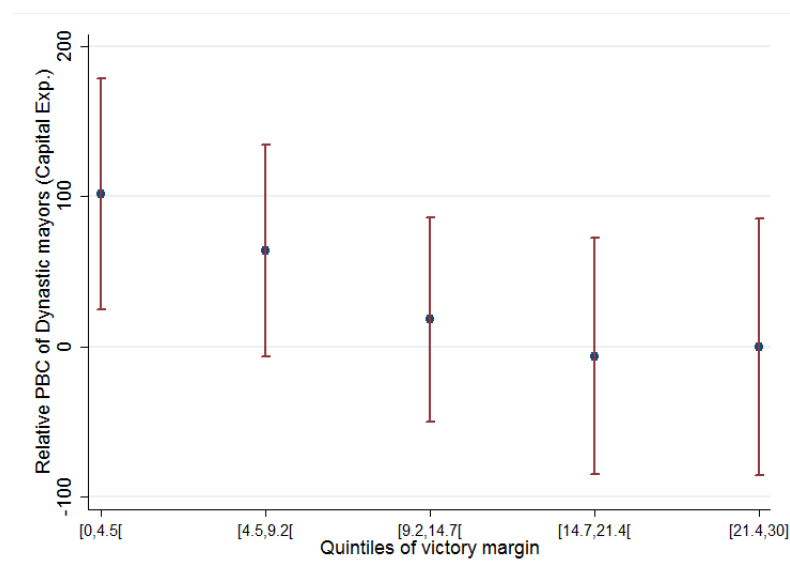
Globalement, les résultats des analyses en panel et en régression par discontinuité suggèrent donc que les maires dynastiques augmentent leurs dépenses en année pré-électorale, en les finançant par des transferts de capitaux plus élevés. Comme nous observons un cycle budgétaire politique également pour les maires non-dynastiques, il semble que les leaders dynastiques soient plus à même d'appliquer cette politique stratégique, ce qui confirme l'idée qu'ils pourraient avoir des compétences plus élevées ou des rentes politiques plus élevées.

Mécanismes La différence de cycles budgétaires entre politiciens dynastiques et non-dynastiques varie en fonction des incitations électorales. D'une part, nous trouvons que la différence de cycles budgétaires est plus élevée parmi les maires qui peuvent se représenter que parmi les maires qui ne le peuvent pas. Pour ce faire, nous interagissons dans un premier temps le traitement et la présence ou non de limitation de mandat dans le temps: bien que l'interaction ne soit pas significative, le coefficient d'interaction estimé suggère que l'écart de cycles budgétaires entre les maires dynastiques et non-dynastiques n'existe que pour les maires qui peuvent se représenter à l'élection suivante. Dans un deuxième temps, nous menons des régressions par discontinuité séparées sur l'échantillon des maires qui peuvent se représenter à un second mandat, et à ceux qui ne peuvent pas se représenter (ayant déjà effectué deux mandats), et constatons une différence de cycles politiques uniquement pour les maires qui peuvent se présenter à l'élection suivante.

Par ailleurs, la magnitude de l'écart entre les cycles budgétaires des maires dynastiques et non-dynastiques semble d'autant plus importante que la compétition électorale est rude. Dans la Figure 11, nous représentons les cycles budgétaires relatifs des maires dynastiques pour différents niveaux de compétition électorale (mesurée par la marge de victoire à l'élection précédente, dans le cadre du modèle à effets fixes). Nous considérons les élections avec des marges inférieures à 30% et les décomposons en quintiles. Les résultats suggèrent que le cycle budgétaire (en termes de dépenses en capital) est relativement plus élevé pour les politiciens dynastiques lorsque la concurrence politique est plus élevée, c'est-à-dire quand le maire en place a été élu par une marge étroite. Notons que ce test pourrait expliquer pourquoi nous avons estimé des coefficients plus élevés dans la régression par discontinuité que dans le modèle de panel à effets fixes.

Cependant, les cycles budgétaires politiques pourraient également être utilisés pour transmettre le pouvoir à un autre membre de la famille. Pour tester cette hypothèse, nous examinons si, dans le cadre de la modélisation en panel, les cycles budgétaires sont plus élevés lorsqu'un membre de la famille est candidat à la prochaine élection et que le maire lui-même ne se présente pas à nouveau aux élections: les résultats indiquent que ce n'est pas le cas. Par ailleurs, nous examinons également si les "fondateurs" des dynasties politiques ont eux

Figure 11: Cycles budgétaires et marge de victoire



aussi des dépenses pré-électorales plus élevées. Si les bénéfices de la fonction politique - et donc leurs incitations à rester en fonction - et/ou les compétences politiques sont plus élevés précisément en raison de l'héritage de leurs prédécesseurs, nous nous attendons à ne pas trouver de différence significative entre les fondateurs des dynasties et les autres. Des analyses menées en panel et dans le cadre d'une régression par discontinuité confirment cette prédiction. Les résultats montrent que si les maires dynastiques ont en effet des cycles budgétaires politiques plus élevés que les maires non-dynastiques, les fondateurs des dynasties ne sont pas significativement différents de ces derniers.

Ces résultats suggèrent ainsi que les cycles budgétaires sont plutôt utilisés pour garder le pouvoir pour soi plutôt que pour faciliter la transmission du pouvoir aux membres de la famille.

Performances des villes dynastiques et non-dynastiques Une dernière question importante est de savoir si les politiciens dynastiques sont aussi de "meilleurs" politiciens en termes de maximisation du bien-être des citoyens. Nous abordons ce point en testant si les maires dynastiques réussissent mieux sur un ensemble d'indicateurs, qui, selon nous, constituent des indicateurs de bonne gouvernance. Premièrement, nous évaluons la durée du mandat - des

mandats plus courts indiquant une probabilité plus élevée d'abandon en cours de mandat. Ceci est un indicateur de stabilité politique car il mesure la capacité du maire à occuper son poste jusqu'à la fin du mandat électoral (Daniele, Galletta, Geys, et al. (2017)). Deuxièmement, nous considérons leur capacité à collecter des revenus (c'est-à-dire le rapport entre les recettes collectées et les recettes anticipées dans l'année) et à rembourser la dette publique à temps (c'est-à-dire le rapport entre les dépenses effectivement payées et les dépenses engagées dans l'année). Ils sont tous deux considérés comme des indicateurs d'efficacité de la gestion du gouvernement municipal, et sont peu affectés par les différences d'idéologie politique entre maires (Gagliarducci and Nannicini (2013)). Troisièmement, nous examinons le taux de croissance de l'assiette fiscale du secteur privé, un indicateur du taux de croissance du secteur privé (sans tenir compte de l'économie souterraine). Quatrièmement, nous incluons une mesure de la corruption observée au niveau de la ville. Plus précisément, cette variable indique si un maire est accusé de crimes en lien avec son poste politique, tel que rapporté par les informations locales. Cette mesure n'est disponible que pour la période 200-2012 ¹⁶ Dans l'ensemble, nous ne trouvons aucun effet clair de la dynastie politique sur ces variables, montrant que les maires dynastiques sont peu susceptibles d'être plus (ou moins) compétents. En résumé, ce n'est pas parce qu'ils sont plus stratégiques qu'ils sont de meilleurs ou de moins bons politiciens.

Les politiciens dynastiques sont-ils vraiment différents? Pour finir, nous menons un dernier ensemble d'analyses permettant de caractériser plus finement les différences existant entre les politiciens dynastiques et les autres.

Tout d'abord, nous constatons que les candidats dynastiques ont des carrières politiques plus longues et ont plus de succès électoral. Dans des régressions linéaires incluant des effets fixes au niveau de l'année et de la municipalité, nous constatons que les candidats dynastiques ont plus de chance d'être élus (la différence correspondant à environ 3 à 4 points de probabilité), mais cette différence existe principalement parmi les candidats qui n'ont eu que peu

16. Nous remercions Tommaso Giommoni d'avoir partagé avec nous ses données sur les accusations criminelles des politiciens locaux italiens. Les données ont été recueillies systématiquement à travers la plateforme Factiva, en examinant des mots clés identifiant des accusations criminelles liées au nom d'un politicien local. Si un maire est accusé après la fin de son mandat pour un crime ayant eu lieu alors qu'il était en fonction, nous considérons que l'accusation est valable pour la période au cours de laquelle le maire était en fonction. Pour plus de détails sur cette mesure, voir Giommoni (2017).

(ou pas) d'expérience par le passé au sein du conseil municipal. Par ailleurs, dans le cadre d'une régression linéaire sur l'ensemble des conseillers municipaux observés, nous constatons que les politiciens dynastiques restent non seulement plus longtemps dans les conseils municipaux, mais ont également plus de chance de faire partie des assemblées provinciales ou régionales par la suite.

Par ailleurs, nous montrons que, comme cela a déjà été mis en évidence aux États-Unis, en Argentine et aux Philippines (Dal Bó, Dal Bó, and Snyder (2009); Rossi (2017); Querubin (2013)), les dynasties italiennes se perpétuent également dans l'arène politique. Pour ce faire, nous exploitons une régression par discontinuité qui nous permet d'isoler un effet de persistance pur de facteurs potentiellement non-observés qui peuvent déterminer à la fois la probabilité qu'un individu soit élu et la probabilité qu'un de ses parents soit élu. Dans ce cadre, nous calculons, pour chaque élection, la marge de voix de chaque candidat. Pour le vainqueur de l'élection, la marge correspond à la différence entre la part de voix qu'il a reçue et la part de voix reçue par son meilleur challenger. Pour tous les candidats perdant une élection, la marge correspond à la différence entre leur part de voix et la part des voix reçues par le gagnant. Cette variable prend donc des valeurs entre -1 et 1: une valeur positive indique que l'individu a été élu maire, tandis qu'une valeur négative indique qu'il n'a pas été élu. De plus, pour chaque candidat au poste de maire entre 1993 et 2002, nous indiquons si un individu ayant le même nom a été élu maire (ou conseiller municipal) dans les 10 ans après l'élection à laquelle il s'est présenté.¹⁷

La Figure 12a montre que la probabilité moyenne que le parent d'un individu soit élu maire dans les 10 ans augmente avec sa marge de votes et est discontinue autour de 0: en d'autres termes, les élus sont plus susceptibles d'avoir un parent élu par la suite que les candidats non-élus. Comme la probabilité d'avoir parent élu dans les 10 ans est plus élevée de façon discontinue lorsque la marge de vote est positive, dans la mesure où la marge de votes est continue autour de zéro¹⁸, une interprétation causale peut être déduite. L'estimation de la

17. Nous imposons une telle restriction car notre échantillon d'élections couvre la période 1993-2012: par conséquent, pour toutes les élections durant cette période, une largeur de bande de 10 ans garantit que le nombre d'années considérées après une élection est identique

18. D'autres variables de contrôle prédisant les performances électorales des candidats sont également continues autour de ce seuil

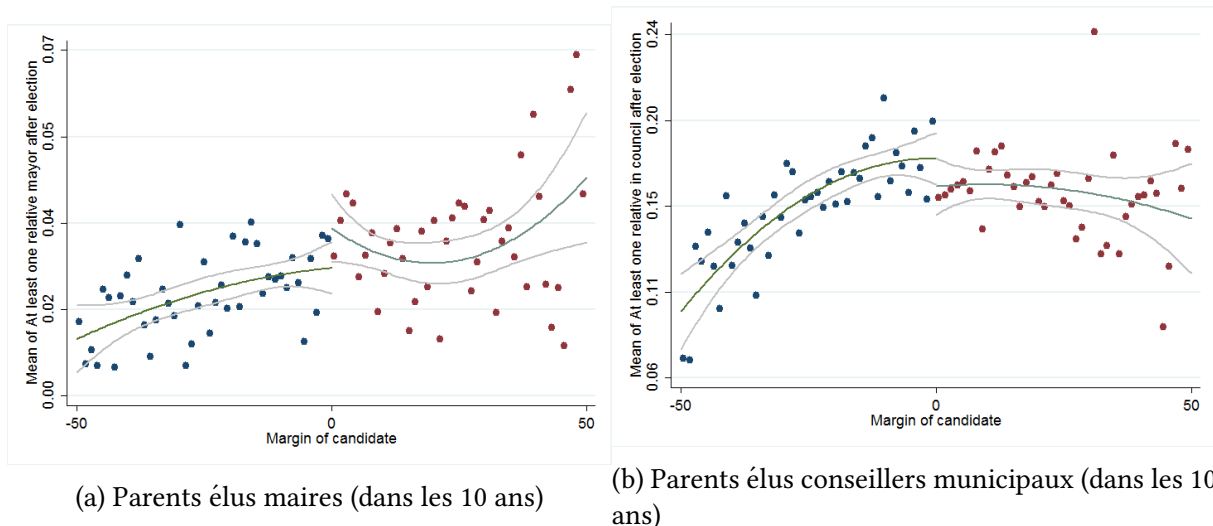


Figure 12: Perpetuation of power –RD

régression par discontinuité suggère que le saut de la probabilité d'élection d'un parent dans les 10 ans est d'environ 50%

Par ailleurs, la figure 12b montre que les candidats perdants sont beaucoup moins susceptibles d'avoir un parent élu au poste municipal au cours des 10 prochaines années (et beaucoup moins s'ils perdent largement l'élection), mais qu'il n'y a pas de discontinuité de cette variable autour du seuil de zéro. En d'autres termes, les maires qui sont élus par une faible marge ne sont pas beaucoup plus susceptibles d'avoir un membre de leur famille élu au conseil municipal dans les 10 prochaines années que les candidats qui perdent de justesse.

Conclusion Dans cet article, nous documentons l'importance des dynasties dans l'arène politique. Notre test est basé sur des données à l'échelle des municipalités italiennes de 1985 à 2012 (et sur les élections municipales de 1998 à 2012). Notre contribution principale consiste à tester si les maires dynastiques se comportent différemment des maires non-dynastiques. De telles différences peuvent être dues à des compétences dont ils ont hérité et/ou à des gains plus élevés liés à leur fonction. En accord avec de telles hypothèses, nous constatons que les maires dynastiques dépensent plus (sur les dépenses en capital) - et reçoivent plus de transferts - dans l'année précédant une élection. Nous fournissons plusieurs tests en accord avec une telle interprétation et montrons que les politiciens dynastiques ont également de meilleures performances électorales. Inversement, nous ne trouvons pas de différences concernant d'autres

dimensions pertinentes, à savoir les recettes et les dépenses moyennes, et différentes mesures de performance.

Les résultats de cet article améliorent notre compréhension du rôle joué par les familles dans les démocraties contemporaines, qui continuent à être actives dans des pays très différents. Dans cette perspective, cette étude contribue au débat sur l'inégalité et la transmission de la richesse et du pouvoir entre les générations (Piketty (2013)). Nous montrons ainsi que la dynamique de la transmission du pouvoir à travers les générations a des conséquences politiques importantes, puisque les politiciens dynastiques se comportent très différemment en termes de performance électorale et de mesures de politiques publiques. Bien qu'il existe de nombreuses explications possibles au comportement opportuniste des maires dynastiques, les compétences politiques et l'expérience dont ils héritent de leurs prédécesseurs sont susceptibles de façonner à la fois leurs incitations à rester en place et les politiques qu'ils mettent en oeuvre à cette fin.

Biais de genre: enseignements d'une expérience naturelle dans le cadre d'élections locales en France

Cet article est coécrit avec Jean-Benoît Eyméoud

Introduction Les femmes sont-elles discriminées en politique? Alors que des décennies de recherche ont exploré les raisons de la sous-représentation des femmes en politique, l'identification de comportements discriminatoires s'est révélée difficile en raison des nombreux effets de sélection qui affectent les caractéristiques observées et non-observées des femmes présentes sur la scène politique.

Dans cet article, nous estimons de manière causale la discrimination envers les femmes en politique. Pour ce faire, nous utilisons une caractéristique des élections *départementales* françaises de 2015 qui nous permet de démêler sans ambiguïté les effets de sélection et la discrimination envers les femmes dans un contexte réel. Pour la première fois dans l'histoire des élections françaises, les candidats se sont présentés par paires paritaires - chaque paire de candidats comprenant un homme et une femme (chacun avec un suppléant du même sexe). Les électeurs ne pouvant choisir qu'une seule paire de candidats, au sein de chaque paire, chaque candidat masculin et féminin a reçu exactement le même nombre de voix. Si une paire était élue, les deux candidats étaient nommés au même siège dans le *Conseil Départemental*, de sorte que leurs destins étaient complètement liés.

De manière cruciale, au sein de chaque l'ordre d'apparition des candidats sur le bulletin de vote a été déterminé par ordre alphabétique. Nous montrons dans cette article qu'une telle règle a généré un ordre d'apparition des hommes et des femmes quasi-aléatoire, ce qui nous

permet de tester si les paires où la femme apparaît en premier sur le bulletin de vote ont des résultats différents des paires où l'homme apparaît en premier.

Le raisonnement sous-tendant ce test est que, bien que l'ordre d'apparition des candidats sur le bulletin de vote n'ait aucune incidence sur les prérogatives qui leurs sont attribuées, certains électeurs ont pu croire à tort que le premier candidat serait le candidat "principal". En effet, étant donné que les électeurs étaient généralement habitués à voter pour un seul candidat et un remplaçant, il est peu probable que les nouvelles règles aient été pleinement comprises par tous. Comme l'a reconnu l'IFOP quelques semaines avant les élections, ces élections ont été caractérisées par une "information insuffisante" et "l'introduction du principe des binômes [est venu] brouiller des repères établis de longue date" dans l'esprit des électeurs (IFOP (2015)). Par conséquent, toute différence observée entre des binômes où l'ordre d'apparition de l'homme et de la femme est différent signifierait que nous observons deux phénomènes. Premièrement, une attention limitée de la part de certains électeurs, telle que définie par DellaVigna (2009). En effet, puisque que les destins des deux candidats sur un bulletin de vote sont liés, si tous les électeurs connaissaient parfaitement les règles des élections, nous ne devrions trouver aucun effet de traitement. Deuxièmement, un biais de genre pur provenant de ces électeurs.

L'identification de ce biais est rendue possible grâce à plusieurs caractéristiques particulièrement intéressantes de notre cadre d'analyse. Tout d'abord, afin de faire respecter la stricte parité dans les conseils départementaux, il y a exactement autant de candidats que de candidates. Deuxièmement, bien que les caractéristiques des candidats masculins et féminins sont en moyenne différentes, nous montrons que les caractéristiques des candidats ne permettent pas de prédire si le candidat masculin ou féminin apparaît en premier sur le bulletin de vote. L'effet que nous mesurons est donc peu susceptible d'être affecté par des biais de sélection, puisqu'il consiste à comparer si des paires en moyenne identiques se comportent en moyenne différemment lorsque le candidat masculin ou féminin apparaît en premier sur le bulletin de vote. De plus, notre stratégie d'identification est renforcée par le fait que les partis n'ont visiblement pas placé stratégiquement les candidats masculins et féminins en fonction de leur nom de famille afin, par exemple, de placer le candidat masculin en tête du scrutin: en effet, la répartition des premières lettres des noms de famille masculins et féminins est identique

au sein de la population de candidats.

En comparant les paires traitées et non-traitées de candidats d'appartenances politiques identiques à travers les circonscriptions, nous montrons que les paires de droite où la candidate apparaît en premier ont perdu environ 1,5 points de pourcentage de voix au premier tour. Cet effet, qui n'est pas observé pour les autres partis, a sensiblement affecté le résultat de l'élection: en effet, la probabilité que les paires traitées accèdent au second tour ou gagnent directement les élections directement est inférieure de 4 points de pourcentage.

Ce cadre d'analyse nous permet non seulement d'identifier une discrimination de genre, mais aussi de caractériser le type de discrimination en jeu. La discrimination est souvent perçue comme étant soit statistique soit fondée sur les goûts. Dans le premier cas, les électeurs appliquent des stéréotypes sur les candidates en raison d'un manque d'information sur leurs caractéristiques. Dans le second cas, les électeurs n'aiment pas voter pour des candidates quelles que soient leurs caractéristiques ou les informations dont ils disposent à leur sujet. Nous soutenons que, dans notre contexte, notre effet reflète plutôt une discrimination statistique qu'une discrimination fondée sur les goûts. Pour identifier cela, nous suivons une méthodologie similaire à celle développée par Altonji and Pierret (2001) et exploitons une caractéristique unique de la loi électorale française, qui stipule que les candidats peuvent reporter des informations supplémentaires les concernant sur le bulletin de vote - comme leur expérience politique, leur âge, leur profession ou même une photo. En comparant les effets de traitement entre les bulletins sur lesquels des informations sont reportées et les bulletins sans aucune information, nous montrons que, pour les paires de droite, la discrimination disparaît lorsque le bulletin de vote comporte une information sur les candidats.

Nous montrons que ces votes manquants ne reflètent pas une abstention différentielle et ne se traduisent pas par des votes blancs et nuls; en revanche, ils se sont traduits par des parts de votes plus élevées pour les autres candidats. Cependant, les paires concurrentes pour lesquelles la candidate était en tête du bulletin n'ont pas reçu plus de votes que les autres. Un tel résultat va dans le sens d'une interprétation en termes de discrimination statistique. En effet, si notre résultat était motivé par la discrimination par les goûts, nous aurions dû observer que les paires dont le candidat est inscrit en premier profitaient davantage de la discrimination

contre les femmes de droite.

Enfin, nous explorons deux types d'hétérogénéité. Premièrement, nous montrons que la discrimination ne dépend pas directement de l'expérience politique des candidats. En supposant qu'un tel indicateur permet d'approximer la qualité d'un candidat, cela atténue la crainte que les résultats soient directement attribuables à des différences de qualité entre les candidats et les candidates. Deuxièmement, nous testons si la discrimination dépend des caractéristiques de la circonscription électorale. Nous montrons que, si la discrimination électorale ne varie pas avec l'âge, le taux de chômage et le niveau d'éducation de la population, elle est plus importante dans les zones où les discriminations de genre sont élevées sur le marché du travail (en utilisant une mesure d'écart de salaire).

Ces résultats ont des implications importantes pour le débat public sur la discrimination électorale. Tout d'abord, bien que nos résultats montrent une discrimination contre les candidates de droite, cela n'implique pas que les électeurs de droite ont plus de préjugés contre les femmes que les électeurs des autres partis. En effet, la présence d'une attention limitée est nécessaire pour l'identification de la discrimination. Le fait de ne pas observer de discrimination à l'encontre des candidates d'autres partis peut également indiquer que les électeurs de ces partis sont moins sujets au biais d'attention limitée. Deuxièmement, étant donné que la quantité d'information disponible sur les candidats semble influencer sur le résultat de l'élection, cela appelle à une réflexion plus générale sur une éventuelle standardisation des bulletins de vote. Enfin, comme la discrimination électorale semble être plus forte dans les endroits où la discrimination entre les sexes est plus élevée sur le marché du travail, les politiques visant à réduire les préjugés sexistes en politique seront probablement plus efficaces si elles sont coordonnées avec des politiques dans d'autres secteurs.

Notre contribution à la littérature est triple. Premièrement, nous contribuons au débat sur les raisons pour lesquelles les femmes sont sous-représentées en politique. De nombreuses études ont analysé les processus de sélection auxquels les femmes sont confrontées lorsqu'elles entrent en politique. Les femmes sont moins susceptibles d'entrer en politique à cause d'un manque de confiance en soi (Hayes and Lawless (2016)) ou de rendements différentiels de la politique (Júlio and Tavares (2017)). Plus généralement, les femmes font face à des com-

promis entre équilibre familial et environnement professionnel compétitif (Bertrand, Goldin, and Katz (2010)). Mais même lorsque les femmes décident de se lancer en politique, les partis peuvent échouer à les promouvoir à des postes à responsabilité et à les investir dans des circonscriptions gagnables (Sanbonmatsu (2010), Thomas and Bodet (2013), Esteve-Volart and Bagues (2012), Casas-Arce and Saiz (2015)), même si leur entrée en politique entraîne souvent une augmentation de la qualité des élus (Baltrunaite et al. (2014), T. J. Besley et al. (2017)). Mais les preuves concernant le dernier obstacle auquel peuvent être confrontées les femmes en politique (à savoir la discrimination de la part des électeurs) sont mitigées, et tendent plutôt à soutenir l'idée qu'il n'existe peu de discrimination contre les femmes.

Deuxièmement, notre étude fait partie des rares études identifiant causalement une forme de discrimination statistique en politique dans un contexte réel. Il est particulièrement important de comprendre les déterminants de la discrimination de genre, car les femmes au pouvoir sont susceptibles de se comporter différemment des hommes (Chattopadhyay and Duflo (2004), Ferreira and Gyourko (2014), Brollo and Troiano (2016)). Le débat sur la question de savoir si la discrimination implique des goûts discriminatoires (Becker (1957)) ou des informations imparfaites (Phelps (1972), Arrow et al. (1973)) est un débat de longue date. Les données actuelles sur la discrimination de genre en politique indiquent clairement l'existence d'une discrimination statistique.

Cependant, très peu d'études ont réussi à proposer des identifications causales de la discrimination en politique en utilisant des expériences naturelles. La plupart des études sur le genre en politique s'appuient principalement sur des données agrégées, des enquêtes ou des expériences en laboratoire, qui sont problématiques pour plusieurs raisons. D'une part, il est peu probable que les comparaisons brutes de données agrégées contrôlent entièrement le processus de sélection menant à la compétition politique observée. Cela est particulièrement vrai si les candidats et les candidates diffèrent en termes de caractéristiques inobservables qui pourraient déterminer à la fois leurs décisions de se présenter à une élection et la probabilité qu'ils la gagnent. D'autre part, dans le cadre de sondages ou d'enquêtes, les réponses peuvent être affectées par les caractéristiques de l'enquêteur. Enfin, si les expérimentations en laboratoire permettent de démêler plus précisément les mécanismes conduisant à des biais de genre, elles

ne sont guère susceptibles d'être représentatives de situations réelles.

En contournant ces problèmes, les expériences naturelles sont particulièrement attractives. Mais si la discrimination sur le marché du travail a été identifiée de manière plausible à travers une vaste gamme d'expériences naturelles et de terrain, faisant appel à des études d'audit et de correspondance permettant de mettre au jour les mécanismes précis de la discrimination observée (Bertrand and Mullainathan (2004), Bertrand, Chugh, and Mullainathan (2005), Charles and Guryan (2008), et Bertrand and Duflo (2017) pour une synthèse), les expériences naturelles et de terrain sont moins facilement applicables dans l'arène politique - en particulier parce que le secret du vote empêche de comprendre pleinement les motivations des électeurs. Si des études récentes ont réussi à exploiter des expériences naturelles et à identifier de manière causale la discrimination des électeurs - la plupart du temps de manière statistique (Bhavnani (2009), Beaman et al. (2009), De Paola, Scoppa, and Lombardo (2010)), elles demeurent encore rares dans la littérature.

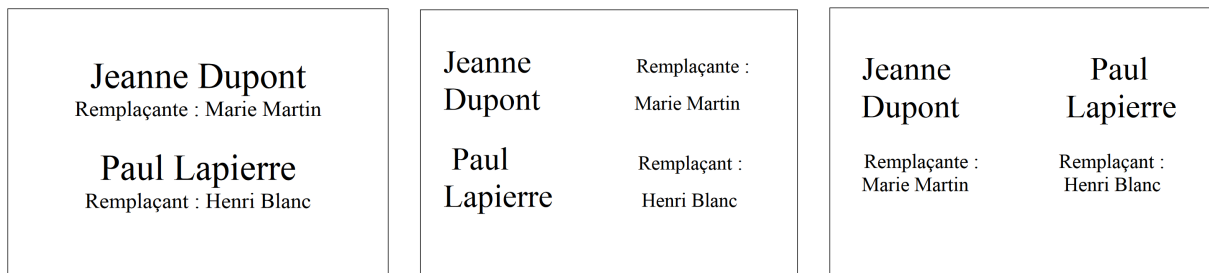
Enfin, notre analyse fournit des preuves d'une attention limitée des électeurs. Depuis le travail séminal de Simon (1955), diverses recherches - venant surtout d'expériences de laboratoire - ont suggéré que l'attention est une ressource rare et que les individus prennent des décisions en utilisant seulement une partie des informations disponibles. Nous contribuons donc également à un courant de recherche récent montrant comment le format des bulletins de vote peut influencer la décision des électeurs (Shue and Luttmer (2009), Ho and Imai (2006), Ho and Imai (2008), Augenblick and Nicholson (2015)).

Cadre institutionnel et données Cette étude s'appuie sur les données des élections départementales françaises de 2015, qui ont eu lieu les 22 et 29 mars. Les conseillers départementaux ont été élus dans 2054 cantons (subdivisions des départements). Au total, 9 097 paires de candidats se sont présentées aux élections.

Dans chaque liste, l'ordre des candidats sur le bulletin de vote a été déterminé par ordre alphabétique. Une telle exigence est imposée par l'article L.191 de la législation électorale française. Les règles d'impression des bulletins électoraux sont également rigoureuses: elles doivent être imprimées en une seule couleur sur une feuille vierge de format 105x148 mm, peser entre 60 et 80 grammes par mètre carré et être en format paysage. Pour chaque candidat,

le nom de son remplaçant doit être écrit juste après son nom, en utilisant une police plus petite. Conformément aux articles L.66, L.191, R.66-2, R.110 et R.111 du code électoral, tout vote ne respectant pas ces conditions est considéré comme nul. La figure 13 montre des exemples de bulletins de vote conformes, tels que communiqués par le Ministère de l'Intérieur. Les bulletins de vote le jour de l'élection sont les seuls à être assujettis à ces exigences, qui n'affectent pas les tracts de campagne, ni les affiches électorales.

Figure 13: Exemples de bulletins valides



Pour cette analyse, nous avons récupéré des informations fournies par le Ministère de l'Intérieur sur toutes les paires de candidats. Notre base de données comprend des informations sur l'âge, le sexe, l'expérience politique au niveau départemental, l'affiliation politique et la catégorie socioprofessionnelle de chacun de ces candidats. Nous avons apparié ces informations avec le *Répertoire National des Elus*, pour savoir si les candidats avaient aussi une autre expérience politique au niveau municipal, régional ou parlementaire. Enfin, nous avons également apparié ces informations avec des données sociodémographiques au niveau de la circonscription, extraites du recensement de 2013.

Pour mener notre analyse, nous avons classé les candidats dans différents groupes partisans. Nous avons classé à l'extrême gauche les listes intitulées communistes, d'extrême gauche, du Front de Gauche et du Parti de Gauche. Nous avons classé à gauche les listes du Parti Socialiste, de l'Union de la Gauche, des Radicaux de Gauche et Divers Gauche. Nous avons classé à droite les listes MoDem, Union du Centre, Union des Démocrates et des Indépendants, Debout La France, Divers-Droite, Union des Droites et UMP. Enfin nous avons classé à l'extrême-droite les listes Front National et Extreme Droite¹⁹.

19. Par abus de langage, nous appelons par la suite "partis" les catégorisations d'extrême-gauche, gauche, droite et extrême-droite décrites ci-dessus

Nous commençons par documenter les différences entre les candidats de différents groupes partisans. Dans l'ensemble, 28% des candidats étaient de gauche, un nombre comparable à celui des candidats de droite. 14% des candidats étaient classés à l'extrême-gauche, tandis que 22% étaient classés à l'extrême-droite. En ce qui concerne l'expérience politique, nous avons classé un candidat comme ayant une expérience politique antérieure si, au moment de l'élection, il était soit titulaire d'un mandat départemental, soit conseiller municipal dans la circonscription, soit conseiller régional, soit parlementaire.

Pour tous les partis, la proportion de candidats masculins ayant une expérience politique est supérieure à celle des candidats féminins ayant une expérience politique. Les titulaires étaient légèrement plus nombreux parmi les candidats de droite (69% des hommes et 53% des femmes) que parmi les candidats de gauche (63% des hommes et 46% des femmes). Seulement 29% des hommes et 19% des femmes étaient auparavant élus parmi les candidats d'extrême gauche. Ces proportions ne sont respectivement que 15% et 9% parmi les candidats d'extrême droite.

Hormis les candidats d'extrême droite, les candidats de tous les partis avaient en moyenne entre 52 et 54 ans, et les candidats étaient plus âgés que les candidates. Les candidats d'extrême droite étaient plus jeunes (environ 50 ans), et parmi eux, les candidates étaient plus âgées que les candidats. Enfin, une majorité de candidats hommes et femmes provenaient du secteur privé ou étaient retraités. Les fonctionnaires et les enseignants étaient sur-représentés parmi les candidats de gauche et d'extrême gauche, tandis que les professions intermédiaires étaient sur-représentées parmi les candidats de droite. Finalement, nous constatons qu'au sein de chaque parti, la candidate était située en tête du bulletin dans la moitié des cas.

Tests sur l'assignation du traitement Dans cette section, nous testons le caractère aléatoire de l'ordre d'apparition des candidates sur les bulletins de vote. Pour ce faire, nous vérifions si les paires où la candidate est répertoriée en premier diffèrent, en termes de caractéristiques observables, par rapport aux paires où le candidat masculin est répertorié en premier. Par souci de concision, nous nous concentrons à la fois sur la population complète des candidats et sur les sous-échantillons que nous utiliserons plus tard dans notre analyse.

Afin d'identifier les effets causaux du traitement, notre estimation doit satisfaire la *Stable*

Unit Treatment Value Assumption (SUTVA), qui stipule que les résultats potentiels d'une unité ne sont pas affectés par le statut de traitement d'une autre unité de la population étudiée. Dans notre cas, cette hypothèse est susceptible d'être violée si l'on considère simultanément plusieurs candidats d'un même canton. En effet, supposons que le traitement affecte négativement une paire donnée de candidats. On peut donc imaginer que les votes qu'ils ont perdus affectent positivement une autre paire de candidats de la même circonscription (surtout si les électeurs réagissant au traitement sont non-partisans).

Afin d'éviter un tel scénario, nous effectuons une analyse sur différents échantillons de paires de candidats ayant la même affiliation partisane, et étant la seule paire de candidats de leur parti dans leur circonscription. Ces sous-échantillons répondent à l'hypothèse *SUTVA*: bien qu'il soit possible que ces candidats soient affectés par le statut de traitement des candidats des autres partis, ils ne peuvent pas être affectés par le statut de traitement des autres unités de l'échantillon.

Dans le tableau 5, nous testons systématiquement les différences existant entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle, à la fois sur l'ensemble de la population des candidats et sur les sous-échantillons d'intérêt. Pour ce faire, à l'aide d'un modèle logistique, nous régressons la variable binaire indiquant si la candidate apparaît en premier sur l'ensemble des caractéristiques individuelles. Dans l'ensemble, que nous considérons la population complète de candidats ou les sous-échantillons restreints, les caractéristiques des candidats n'expliquent que très peu (voire aucunement) la variance de la variable de traitement, et elles ne sont pas significatives de façon jointe, même si nous détectons un effet pour quelques rares variables.

Ces résultats suggèrent que si une sélection dans le traitement existe, elle est de faible ampleur.

Une question connexe importante est de savoir si les partis ont sélectionné les paires de façon à avoir les candidats masculins en tête du bulletin. Dans ce cas, nous devrions observer que la distribution des premières lettres des noms de famille des candidats est différente selon leur sexe. Dans la Figure 14, nous représentons les fréquences des premières lettres des noms de famille des candidats et des candidates, à la fois sur la population totale des candidats et sur nos sous-échantillons d'intérêt: dans tous les cas, les distributions sont remarquablement sim-

Table 5: Déterminants du traitement (population totale et sous-échantillons)

Candidate en premier	Sous-échantillons				
	Tous	Extrême Gauche	Gauche	Droite	Extrême Droite
Exp. politique passée (F)	0.078 (0.050)	0.070 (0.151)	0.019 (0.115)	0.102 (0.117)	0.134 (0.171)
Exp. politique passée (H)	-0.016 (0.051)	0.120 (0.133)	0.044 (0.130)	-0.228 (0.142)	-0.197 (0.136)
Age (F)	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.007)	-0.005 (0.007)	0.005 (0.006)	-0.009 (0.004)**
Age (H)	-0.001 (0.002)	0.007 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.001 (0.004)
Profession intermédiaire(F)	0.260 (0.105)**	-0.040 (0.501)	0.712 (0.403)*	0.381 (0.238)	0.319 (0.198)
Secteur privé (F)	0.148 (0.072)**	0.173 (0.257)	0.335 (0.227)	0.155 (0.180)	0.184 (0.141)
Profession libérale (F)	0.369 (0.106)***	0.187 (0.373)	0.458 (0.288)	0.370 (0.227)	0.670 (0.286)**
Education (F)	0.103 (0.088)	0.112 (0.274)	0.377 (0.241)	-0.059 (0.245)	0.100 (0.243)
Fonctionnaire (F)	0.103 (0.088)	0.058 (0.270)	0.319 (0.240)	-0.030 (0.225)	0.389 (0.244)
Entreprise publique (F)	0.098 (0.121)	0.200 (0.329)	0.274 (0.339)	0.053 (0.322)	-0.304 (0.349)
Retraité (F)	0.076 (0.086)	-0.228 (0.271)	0.486 (0.256)*	-0.064 (0.216)	0.531 (0.177)***
Profession intermédiaire (H)	0.019 (0.100)	0.379 (0.553)	0.681 (0.327)**	0.055 (0.226)	-0.390 (0.207)*
Secteur privé (H)	0.045 (0.085)	0.209 (0.276)	0.106 (0.241)	0.042 (0.197)	-0.292 (0.186)
Profession libérale (H)	0.057 (0.104)	0.136 (0.421)	0.290 (0.290)	-0.036 (0.215)	-0.088 (0.276)
Education (H)	-0.036 (0.100)	0.046 (0.294)	0.398 (0.251)	-0.157 (0.260)	-0.432 (0.250)*
Fonctionnaire (H)	-0.077 (0.099)	-0.174 (0.301)	0.259 (0.245)	-0.199 (0.246)	-0.317 (0.256)
Entreprise publique (H)	-0.043 (0.128)	-0.195 (0.343)	0.202 (0.316)	-0.249 (0.331)	-0.553 (0.430)
Retraité (H)	0.028 (0.092)	-0.098 (0.288)	0.207 (0.240)	0.187 (0.207)	-0.264 (0.206)
XGauche	0.089 (0.095)				
Gauche	0.035 (0.089)				
Droite	0.119 (0.089)				
XDroite	0.060 (0.090)				
Pseudo R2	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01
Chi2	29.35	18.43	11.83	16.72	22.13
N	9,081	1,187	1,341	1,389	1,883

Régressions logistiques. La colonne 1 inclut tous les candidats. Dans les colonnes 2 à 5, chaque sous-échantillon n'inclut que les candidats qui sont les seuls de leur parti à se présenter dans la circonscription considérée. La variable expliquée est une variable binaire valant 1 si la candidate apparaît en premier sur le bulletin et 0 autrement. Les erreurs standard entre parenthèses sont clusterées au niveau de la circonscription dans la colonne 1, et robustes dans les colonnes 2 à 5.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

ilaires. Des tests formels d'égalité de distribution (Kolmogorov-Smirnov, égalité des médianes, et Mann-Whitney-Wilcoxon) confirment cette intuition: à la seule exception des candidats du sous-échantillon de gauche, pour lesquels les tests de Kolmogorov et de Mann-Whitney-Wilcoxon rejettent l'égalité des distributions au seuil de 10% ²⁰, aucun des tests ne rejette l'hypothèse nulle d'identité des distributions.

Cela suggère donc que les partis n'ont pas stratégiquement choisi d'apparier les candidats en fonction de leur nom de famille. ²¹.

Données sur les bulletins de vote Une caractéristique importante de la loi électorale française est qu'elle permet aux candidats d'ajouter des informations supplémentaires les concernant sur le bulletin de vote. Afin de rendre compte de cette spécificité, nous avons collecté manuellement des données sur les bulletins de vote utilisés pour ces élections. Bien qu'il n'existe pas de collecte systématique des bulletins de vote pour les élections locales en France, nous avons pu accéder à un échantillon correspondant à environ 12% des bulletins de vote des élections considérées. Pour ce faire, nous avons utilisé trois types de données. Premièrement, le centre de recherches politiques de Sciences Po (CEVIPOF) a fourni 780 bulletins de vote. Deuxièmement, en exploitant le fait que certains départements ont mis en ligne une version numérique des bulletins de vote (à savoir les départements de l'Allier, de l'Aude, de l'Ille-et-Villaine, de Loire-Atlantique et de Savoie), nous avons systématiquement contacté les centres administratifs en charge des élections. Nous avons réussi à récupérer 168 bulletins du département de la *Loire-Atlantique*. Enfin, nous avons systématiquement recherché des photos de bulletins sur Internet, en utilisant des mots-clés sur Google, Twitter et Facebook ²². En utilisant cette méthodologie, nous avons réussi à récupérer 191 bulletins complets.

Puisque ce jeu de données n'est pas exhaustif, il est susceptible de comporter des biais. Pour évaluer l'importance de ce biais, nous régressons la disponibilité du bulletin de vote sur les caractéristiques des candidats en place, à l'aide d'une régression logistique.

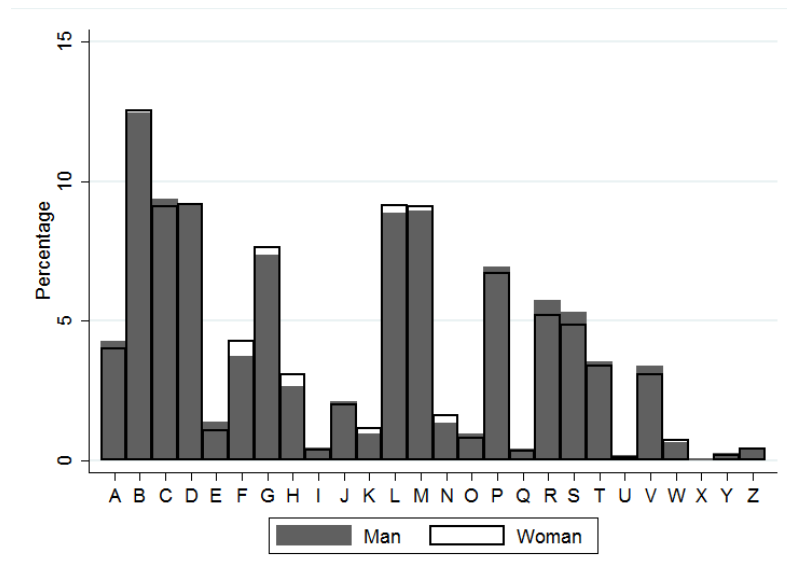
Dans l'ensemble, nous trouvons des légères différences en termes d'âge et de catégories

20. Cette différence semble par ailleurs principalement due à une sur-représentation des femmes dont les noms commencent par la lettre B, et ne représente vraisemblablement pas une manipulation plus générale du traitement

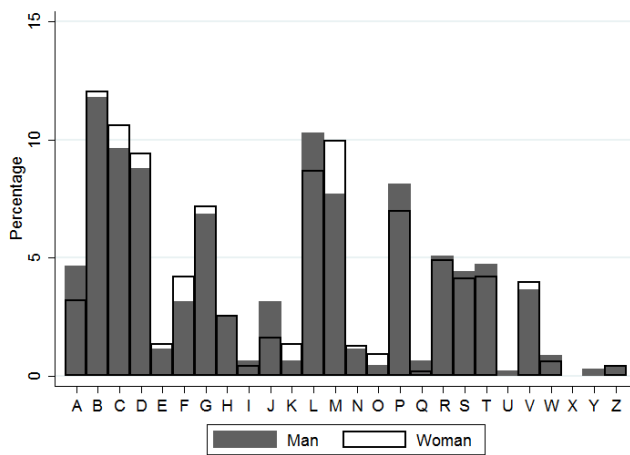
21. Par ailleurs, la part des votes reçus par les candidats au premier tour ne varie pas en fonction de la première lettre du nom des candidats

22. Via des requêtes telles que, par exemple, "Bulletins de vote élections départementales 2015"

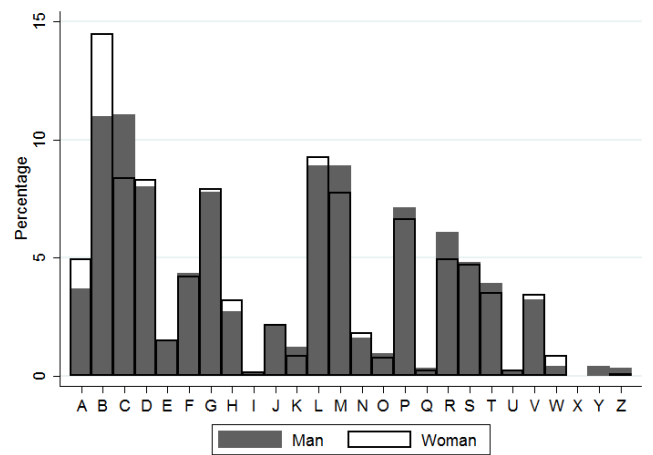
Figure 14: Distribution des premières lettres de nom par sexe et par parti



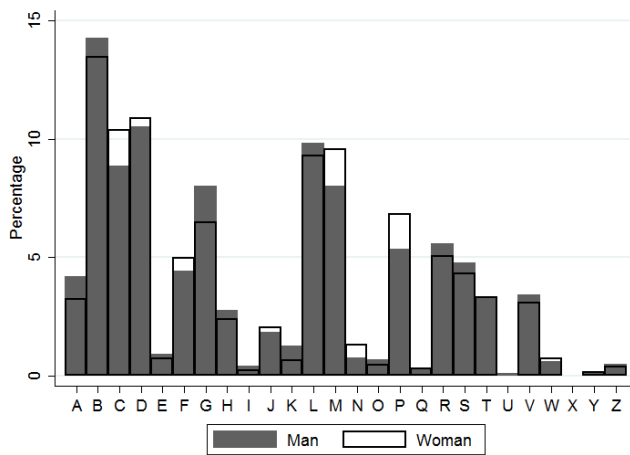
(a) Population totale



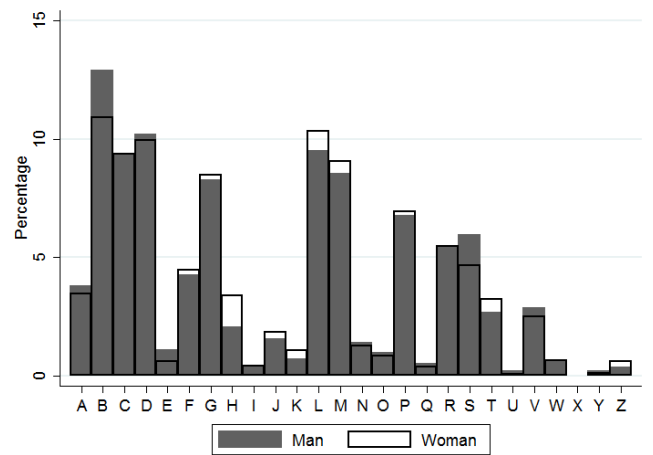
(b) Sous-échantillon: Extrême Gauche



(c) Sous-échantillon: Gauche



(d) Sous-échantillon: Droite



(e) Sous-échantillon: Extrême Droite

socioprofessionnelles. En particulier, les bulletins disponibles sont ceux de candidats un peu plus jeunes, surtout parmi les candidats de gauche. Néanmoins, trois commentaires importants doivent être faits. Tout d'abord, la position de la candidate n'est pas prédictive de la disponibilité du bulletin de vote. Deuxièmement, si certaines différences sont significatives (de fait l'hypothèse nulle de nullité jointe des coefficients est rejetée pour la population totale des candidats, et pour les échantillons restreints de candidats d'extrême gauche et de gauche), elles expliquent une part très faible de la disponibilité des bulletins de vote. Enfin, aucun parti ne semble être sur-représenté dans l'échantillon.

Par ailleurs, parmi les bulletins que nous observons, le traitement ne semble pas être corrélé avec la décision de déclarer de l'information et avec le type d'information reportée (que nous classifions en quatre catégories: expérience politique passée ou présente, âge, profession, photographie). Sur les 1 139 bulletins de vote observés, 36% contiennent des informations sur au moins un candidat: 35% des bulletins rapportent des informations sur le candidat et 33% rapportent des informations sur la candidate. 26% des bulletins rapportent des informations relatives à l'expérience politique du candidat et 22% rapportent des informations relatives à l'expérience politique de la candidate. 5% des candidats masculins font état de leur situation professionnelle, alors que c'est le cas de 7% des candidates. Moins de 1% des candidats masculins et féminins déclarent leur âge. Enfin, environ 9% des candidats ont mis leur photo sur le bulletin de vote. Nous observons également que la décision de rapporter toute information est très corrélée entre les candidats masculins et féminins: sur 412 bulletins avec au moins une information, 88% rapportent des informations pour les deux candidats.

Estimation et résultats principaux Dans notre spécification principale, nous testons si, en moyenne, les performances électorales des paires où la candidate apparaît en premier sur le bulletin de vote sont différentes de celles où le candidat apparaît en premier.

La spécification principale est la suivante:

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

où Y_i est une variable expliquée indiquant la performance électorale de la paire i , T_i est la variable de traitement, qui vaut si la candidate est listée en premier sur le bulletin et 0 autrement, X_i est un ensemble de variables décrivant les caractéristiques des candidats, et ϵ_i est un terme d'erreur.

Bien que notre spécification principale ne modélise pas la manière dont la performance électorale d'une paire de candidats dépend des caractéristiques des autres candidats, nous contrôlons, dans d'autres spécifications, pour les caractéristiques moyennes des adversaires de la paire considérée et comparons les résultats des différents candidats par paires.

Pour commencer, nous comparons les scores reçus par les candidats au premier tour de l'élection dans le groupe témoin et dans le groupe de traitement. Notons que dans ce cadre, le nombre de candidats n'est pas identique dans chaque circonscription, et que les scores de paires opposés ne sont donc pas directement comparables. Afin de rendre les performances électorales comparables entre différents nombres de candidats, nous contrôlons dans chaque régression pour le nombre de candidats en compétition dans la circonscription.

Dans le Tableau 6, nous testons si l'ordre des candidats affecte la performance électorale des paires. Il résume les estimations d'un tel effet de traitement moyen sur plusieurs spécifications. Le panel (A) rapporte les résultats sans aucun contrôle à l'exception du nombre de candidats dans le canton. Le panel (B) rapporte les résultats lorsque nous contrôlons également pour les caractéristiques individuelles des candidats. Le panel (C) contrôle pour les mêmes caractéristiques, mais interagit les caractéristiques des candidats masculins et féminins. Le panel (D) est similaire au panel (C), mais contrôle également pour les caractéristiques du canton, et pour la première lettre du nom de famille de la candidate.

Dans l'ensemble, les résultats suggèrent que les performances des paires d'extrême gauche, de gauche et d'extrême-droite ne sont pas affectées par l'ordre d'apparition des candidats. Cependant, les paires de droite perdent un nombre de voix important si la candidate apparaît en premier. Les estimations de la perte se situent entre 1,4 et 1,9 points, ce qui représente une perte de 4% à 5,4%. Fait important, la magnitude du coefficient est très stable entre les différentes spécifications.

Cette discrimination a eu un impact électoral important et a empêché certaines paires de

Table 6: Effet sur les voix reçues au premier tour

(A)	XGauche	Gauche	Droite	XDroite
Candidate en premier	0.381 (0.396)	-0.291 (0.536)	-1.878 (0.536) ^{***}	0.035 (0.348)
R^2	0.15	0.14	0.28	0.09
N	1,188	1,341	1,391	1,893
Contrôles individuels	N	N	N	N
Caractéristiques du canton	N	N	N	N
Première lettre du nom de la femme	N	N	N	N
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y
(B)	XGauche	Gauche	Droite	XDroite
Candidate en premier	0.084 (0.350)	-0.206 (0.480)	-1.589 (0.497) ^{***}	0.066 (0.327)
R^2	0.35	0.32	0.40	0.22
N	1,187	1,341	1,389	1,883
Contrôles individuels	Y	Y	Y	Y
Caractéristiques du canton	N	N	N	N
Première lettre du nom de la femme	N	N	N	N
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y
(C)	XGauche	Gauche	Droite	XDroite
Candidate en premier	0.123 (0.364)	-0.149 (0.492)	-1.583 (0.511) ^{***}	0.122 (0.335)
R^2	0.39	0.37	0.43	0.25
N	1,187	1,341	1,389	1,883
Contrôles individuels	Inter.	Inter.	Inter.	Inter.
Caractéristiques du canton	N	N	N	N
Première lettre du nom de la femme	N	N	N	N
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y
(D)	XGauche	Gauche	Droite	XDroite
Candidate en premier	-0.085 (0.420)	-0.206 (0.586)	-1.397 (0.581) ^{**}	0.429 (0.378)
R^2	0.43	0.41	0.49	0.38
N	1,187	1,334	1,389	1,882
Contrôles individuels	Inter.	Inter.	Inter.	Inter.
Caractéristiques du canton	Y	Y	Y	Y
Première lettre du nom de la femme	Y	Y	Y	Y
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y
Moyenne de la variable expliquée	10.66	28.44	34.91	25.79

Régressions MCO. Chaque sous-échantillon considère uniquement les candidats qui sont les seuls à se présenter pour leur parti dans le canton. La variable d'intérêt est la part de voix reçues par chaque paire au premier tour de l'élection. Le panel (A) contrôle uniquement pour le nombre de candidats dans le canton. Le panel (B) contrôle également pour l'âge, la catégorie socioprofessionnelle et l'expérience politique des candidats. Le panel (C) inclut les mêmes variables de contrôle, mais interagit l'âge de l'homme et l'âge de la femme, les catégories socioprofessionnelles de l'homme et de la femme et l'expérience politique de l'homme et de la femme. Le panel (D) contrôle en prime pour la première lettre du nom de la femme, le taux de chômage, l'âge moyen de la population, la part d'individus ayant au moins une licence et la part d'électeurs vivant en milieu rural dans le canton. Les erreurs standards robustes sont entre parenthèses.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

candidats de droite de remporter l'élection. Pour montrer cela, nous régressons une variable indiquant si la paire considérée a atteint le second tour ou a remporté l'élection au premier tour, et trouvons que pour les candidats de droite, la probabilité d'atteindre le second tour ou de gagner l'élection au premier tour était inférieure de 3,9 à 4,9 points de pourcentage si la candidate apparaissait en premier, ce qui correspond à une baisse de probabilité de 4,7% à 5,9%.

Par ailleurs, nous constatons qu'en raison de cette discrimination de genre, les paires de droite traitées ont eu une probabilité de gagner les élections plus faible de 4 à 4,5 points, bien que ce résultat soit moins significatif²³. Cette magnitude est exactement la même que celle observée lorsque nous avons considéré la probabilité d'atteindre au second tour ou de gagner l'élection au premier tour. Cela suggère que l'effet global est essentiellement généré par l'impact que cette discrimination a sur la probabilité d'atteindre le second tour²⁴.

Afin de vérifier la robustesse de ces résultats, nous appliquons le même modèle à l'ensemble des candidats, et interagissons le traitement avec le parti. Bien que nous ne trouvions aucun effet en moyenne sur l'ensemble de la population, lorsque nous interagissons le traitement avec une variable indiquant que la paire de candidats est de droite, nous trouvons un terme d'interaction fortement négatif, et de magnitude similaire à l'effet trouvé dans la spécification principale (c'est-à-dire entre -1,4 et - 1,5 point de pourcentage). Bien que dans un tel contexte nous ne puissions exclure que le *SUTVA* soit violé, cela indique que nos estimations principales ne sont pas un artefact de notre sélection d'échantillon.

Par ailleurs, nos estimations ne sont que peu affectées par les caractéristiques des opposants politiques rencontrés par une paire de candidats donnée. En incluant, dans la spécification principale la plus stricte, les caractéristiques moyennes des adversaires masculins et féminins (l'âge, l'expérience politique, la profession, ainsi que le pourcentage d'opposants ayant une candidate en tête de bulletin), nous trouvons toujours un effet statistiquement significatif sur l'échantillon restreint de candidats de droite, même si l'effet est plus faible et tombe à 1 point de pourcentage. Nous trouvons par ailleurs des résultats similaires en comparant des scores

23. La spécification la plus simple n'est significative qu'au niveau de 10%, et l'effet de traitement n'est plus significatif lorsque nous incluons des variables de contrôle - même si les coefficients bougent peu.

24. Et de fait, nous ne trouvons aucun effet du traitement au second tour, ce qui peut expliquer la baisse de significativité sur l'effet global

relatifs paires par paire (et en contrôlant pour les caractéristiques des candidats de chacune des deux paires).

Mécanismes

Discrimination statistique ou par les goûts Comment expliquer cette discrimination de genre? D'une part, les électeurs peuvent être réticents à voter pour les femmes, quelles que soient leurs caractéristiques ou leur qualité. Nous parlerions alors, dans l'esprit de Becker (1957), de discrimination par les goûts. D'autre part si les caractéristiques et la qualité des candidats ne sont pas parfaitement observables par les électeurs, ils pourraient appliquer des stéréotypes de genre potentiellement négatifs sur la candidate. Dans ce cas, nous parlerions, suivant les contributions pionnières d'Arrow et al. (1973) et Phelps (1972), de discrimination statistique. Dans cette section, dans l'esprit de Altonji and Pierret (2001), nous présentons des éléments laissant à penser que la discrimination que nous observons est statistique.

Il est important de noter que, dans notre contexte, tester correctement la présence d'une discrimination statistique implique de faire face à une contrainte supplémentaire: le biais d'attention limitée des électeurs. Comme nous l'avons expliqué plus haut, selon la loi électorale, deux candidats élus issus d'un même scrutin ont exactement les mêmes prérogatives une fois au pouvoir: il n'y a pas de hiérarchie entre eux. Dans ce contexte, si les électeurs connaissaient parfaitement ce cadre, ils ne devraient pas être influencés par les positions relatives des deux candidats sur le bulletin.

Dans un tel cadre, tester la présence de discrimination statistique suppose de trouver des sources d'information qui affectent la connaissance que les électeurs ont des candidats, tout en gardant le niveau d'information sur la règle électorale constant. Pour ce faire, nous exploitons une caractéristique supplémentaire de la règle électorale, qui permet aux candidats d'inscrire des informations supplémentaires sur le scrutin. Fait important, cette information supplémentaire concerne uniquement les candidats eux-mêmes et n'apporte pas d'information sur la règle de l'élection. Par conséquent, il est peu probable que cela nuise à la compréhension qu'un électeur a des règles générales de l'élection. À l'aide de ces informations, nous vérifions si, en fonction de caractéristiques que nous pouvons observer grâce à des données adminis-

tratives mais qui ne sont pas nécessairement observées par les électeurs, la discrimination est moindre lorsque ces informations sont révélées sur le bulletin de vote.

Il est important de noter que, dans la théorie de la discrimination statistique, les individus ont des informations imparfaites sur la qualité des personnes auxquelles ils font face. Contrairement à certains contextes où la qualité est facilement observable (comme les données de transactions sur le marché du logement, exploitées par exemple par Laouénan and Rathelot (2017)), il est difficile d'obtenir une mesure adéquate de la qualité d'un politicien. La plupart de la littérature sur le sujet approxime la qualité des politiciens par leur niveau d'éducation (Ferraz and Finan (2009), Besley, Montalvo, and Reynal-Querol (2011), Daniele and Geys (2015) entre autres), ou par les performances de leur circonscription (Alesina, Troiano, and Cassidy (2015), Daniele and Vertier (2016)). Cependant, des contributions récentes ont trouvé de nouvelles façons de mesurer la compétence politique, notamment à travers les salaires des individus et leur quotient intellectuel (T. Besley et al. (2017), Dal Bó et al. (2017)). Dans notre étude, nous n'observons pas de telles caractéristiques, ni les performances réelles des dirigeants précédemment élus: nous ne pouvons donc contrôler pour la qualité des politiciens que de façon limitée. Cependant, l'information que nous avons sur les candidats en intègre une partie, puisqu'elle inclut une expérience politique antérieure.

Dans le tableau 7, nous montrons que les informations reportées sur les bulletins affectent les résultats électoraux. Nous constatons globalement que, conditionnellement aux caractéristiques des candidats, les bulletins de vote rapportant au moins un type d'information pour au moins un candidat reçoivent entre 2,4 et 2,6 points de plus que leurs homologues. Cet avantage semble provenir d'informations rapportées sur l'expérience politique: si au moins l'un des candidats mentionne une telle expérience sur le bulletin de vote, la paire gagne entre 3 et 3,2 points de plus. Inversement, si l'un des candidats mentionne sa profession ou imprime sa photo, ils ne semblent pas avoir d'avantage²⁵. Bien que les résultats présentés dans ce tableau ne puissent être interprétés comme causaux, ils soulignent le rôle que l'information peut jouer dans le processus électoral.

25. Notons qu'à cause de la coordination du report d'information que nous observons, à la fois par genre et par type d'information, démêler l'impact de l'information par sexe et par type est difficilement réalisable dans notre cadre

Table 7: Les bulletins sur lesquels de l'information est reportée gagnent plus de voix

(A) - Echantillon complet de bulletins disponibles	(1)	(2)	(3)	(4)
Au moins une information	2.655 (0.686) ^{***}			
Photo		1.408 (1.000)		
Info expérience politique			3.279 (0.749) ^{***}	
Info CSP				-0.801 (1.123)
R^2	0.56	0.55	0.56	0.55
N	1,138	1,138	1,138	1,138
Contrôles individuels	Y	Y	Y	Y
Caractéristiques du canton	N	N	N	N
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y
(B) - Echantillon complet de bulletins disponibles	(1)	(2)	(3)	(4)
Au moins une information	2.438 (0.710) ^{***}			
Photo		1.297 (1.031)		
Info expérience politique			3.049 (0.789) ^{***}	
Info CSP				-0.949 (1.166)
R^2	0.58	0.57	0.58	0.57
N	1,138	1,138	1,138	1,138
Contrôles individuels	Inter.	Inter.	Inter.	Inter.
Caractéristiques du canton	N	N	N	N
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y
(C) - Echantillon complet de bulletins disponibles	(1)	(2)	(3)	(4)
Au moins une information	2.509 (0.712) ^{***}			
Photo		1.346 (1.059)		
Info expérience politique			3.151 (0.792) ^{***}	
Info CSP				-0.876 (1.157)
R^2	0.58	0.57	0.58	0.57
N	1,137	1,137	1,137	1,137
Contrôles individuels	Inter.	Inter.	Inter.	Inter.
Caractéristiques du canton	Y	Y	Y	Y
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y

Régressions MCO. Chaque colonne inclut l'échantillon complet de bulletins que nous avons collecté. La variable expliquée est la part de voix reçue par la paire de candidats au premier tour de l'élection. Le panel (A) contrôle pour le nombre de candidats dans le canton, l'âge, la CSP et l'expérience politique des candidats et candidates. Le panel (B) contrôle pour les mêmes variables, mais interagit l'âge de l'homme et de la femme, leurs catégories socioprofessionnelle et leur expérience politique. Le panel (C) contrôle également pour le taux de chômage, l'âge moyen de la population, la part d'individus ayant au moins une licence et la part d'électeurs vivant en milieu rural dans le canton. Les erreurs standards sont clusterées au niveau du canton et sont indiquées entre parenthèses.
* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Dans le tableau 8, nous montrons comment les informations dévoilées sur le bulletin de vote affectent la discrimination contre les femmes de droite au premier tour des élections. Pour ce faire, nous interagissons le traitement avec une variable indicatrice indiquant si un type d'information est disponible sur le bulletin de vote. Dans ce cas, nous observons que, pour les candidats de droite, la discrimination disparaît lorsque l'information est affichée sur le bulletin: alors que sur les bulletins sans information, la discrimination semble particulièrement élevée - avec environ 5 à 5,8 points de moins lorsque la candidate apparaît en premier - cet effet est totalement annulé quand au moins une information sur les candidats est révélée. Ce résultat est valable pour toutes les spécifications, même en contrôlant pour des caractéristiques individuelles et locales. Par conséquent, il suggère la présence d'une discrimination statistique.

Un tel constat pourrait s'expliquer par la représentation historiquement faible des femmes parmi les politiciens de droite - en effet, comme le montre la littérature sur le sujet (Beaman et al. (2009), De Paola, Scoppa, and Lombardo (2010)), être exposé à des femmes au pouvoir augmente la probabilité de voter pour elles dans le futur. De fait, le principal parti de droite a souvent préféré présenter des candidats masculins à différents types d'élections - notamment lors des élections législatives de la décennie 2000 qui étaient soumises à des quotas de genre - alors que les autres partis se sont plus souvent pliés à la règle.

Explications alternatives et autres résultats Une explication alternative pourrait être que l'effet que nous mesurons ne reflète que les différences de caractéristiques sous-jacentes qui existent entre les hommes et les femmes. Supposons que les électeurs croient que le premier candidat est le candidat principal et qu'ils n'ont pas de préférence sur le sexe de ce candidat. Si la qualité des candidatures féminines est inférieure à la qualité des candidats masculins et que les électeurs votent en fonction de la qualité du candidat principal présumé, le résultat observé pourrait ne refléter que cette différence de qualité sous-jacente entre candidats masculins et féminins.

Bien que nous n'observions pas la qualité des candidats, nous en observons une approximation: leur expérience politique. En interagissant cette variable avec le traitement nous montrons ainsi que, quel que soit l'ensemble des contrôles inclus, le terme d'interaction n'est pas statistiquement significatif. Ainsi, les différences d'expérience entre les candidats masculins

Table 8: L'information affecte le niveau de discrimination auquel font face les candidates de droite

Part de voix au premier tour	(1)	(2)	(3)	(4)
Candidate en premier	-4.962 (2.430)**	-5.737 (1.975)***	-5.813 (2.029)***	-5.127 (1.811)***
Info Bulletin	-0.064 (2.068)	-2.435 (1.782)	-2.580 (1.899)	-2.846 (1.733)
Candidate en premier*Info Bulletin	5.292 (2.931)*	7.521 (2.649)***	7.584 (2.704)***	6.710 (2.545)***
R^2	0.18	0.42	0.42	0.54
N	165	165	165	165
Contrôles individuels	N	Y	Inter.	Inter.
Caractéristiques du canton	N	N	N	Y
Nombre de candidats	Y	Y	Y	Y

Régressions MCO. Chaque colonne considère uniquement le sous-échantillon de paires de droite pour lesquelles nous avons pu observer un bulletin. La variable expliquée est la part de voix reçue au premier tour de l'élection. La colonne (1) contrôle uniquement pour le nombre de candidats dans le canton. La colonne (2) contrôle également pour l'âge, les catégories socioprofessionnelles et l'expérience politique des candidats et candidates. La colonne (3) contrôle pour ces mêmes variables en interagissant l'âge de l'homme et la femme, leur CSP et leur expérience politique. La colonne (4) ajoute à ces contrôles le taux de chômage, l'âge moyen de la population, la part d'individus détenant au moins une licence et la part d'électeurs vivant en milieu rural dans le canton. Les erreurs standard robustes sont entre parenthèses.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

et féminins ne semble pas être à l'origine de l'effet que nous détectons.

Par ailleurs, une question clé est de comprendre où sont passés ces votes perdus par les paires de candidats de droite. Une première hypothèse est que les électeurs qui ont discriminé ne se sont pas présentés le jour de l'élection, ce qui a abouti à une abstention différentielle. Cette hypothèse ne peut être exclue, puisque tous les électeurs reçoivent les bulletins de vote et les programmes électoraux de tous les candidats chez eux. Une deuxième hypothèse est que les électeurs qui auraient pu voter pour la paire de droite si le candidat masculin avait été listé en premier, ont finalement décidé de ne voter pour personne: dans ce cas, on s'attendrait à une augmentation des bulletins blancs et nuls. Enfin, les électeurs ont pu voter pour une autre paire de candidats: dans ce cas, on s'attendrait à une augmentation de la part de votes en faveur des autres candidats.

Nous testons ces hypothèses, en nous concentrant sur les circonscriptions où une seule paire de droite s'est présentée. Les résultats indiquent que l'abstention n'a pas été différente dans les circonscriptions où la candidate de droite figurait en tête du bulletin et celles où elle figurait en deuxième position. Ce résultat confirme que les décisions conduisant à une plus faible proportion de voix pour les candidats de droite semblent avoir été prises le jour même

de l'élection. De même, nous ne trouvons pas une plus grande part de votes blancs dans ces circonscriptions.

En revanche, nous trouvons que les opposants à la paire de droite dans ces circonscriptions ont obtenu plus de voix au premier tour, lorsque la candidate de droite était inscrite en premier sur le bulletin de vote: dans une telle situation, les adversaires ont en moyenne obtenu entre 0,33 et 0,51 points de pourcentage de plus de voix. Par ailleurs, pour toutes les paires de candidats, nous vérifions si les parts de votes supplémentaires obtenues diffèrent selon leur propre statut de traitement, c'est-à-dire selon la position de la candidate sur leur propre bulletin. Nos résultats suggèrent que même si les opposants ont reçu plus de votes lorsqu'ils ont fait face à une paire de droite avec une candidate classée en tête, cet avantage n'a pas dépendu de la position de la candidate sur leur propre bulletin de vote. Ce résultat semble donc confirmer l'idée que la discrimination que nous identifions est peu susceptible d'être une discrimination par les goûts: si cela avait été le cas, nous nous serions attendus à ce que les opposants reçoivent moins de votes si leur propre candidate était inscrite en premier.

Pour finir, nous examinons si la discrimination varie avec les caractéristiques locales du canton. Plus précisément, nous interagissons le traitement avec le niveau d'éducation de la population (mesuré par la proportion de personnes de plus de 15 ans titulaires d'un diplôme d'études supérieures), le taux de chômage parmi la population âgée de 15 à 64 ans et l'âge moyen de la population. Enfin, nous interagissons l'effet du traitement observé à la discrimination contre les femmes sur le marché du travail. Pour ce faire, nous nous appuyons sur les données publiées par la Chamkhi (2015), quantifiant les écarts salariaux inexpliqués entre les hommes et les femmes dans 321 zones d'emploi en 2010. Ces écarts salariaux inexpliqués sont calculés à partir d'une décomposition Oaxaca-Blinder.

Dans l'ensemble, nous ne trouvons aucun effet d'interaction entre le traitement et l'âge moyen, le niveau d'éducation et le taux de chômage de la population. Cependant, nous constatons que la discrimination est plus grande dans les régions appartenant au décile supérieur de l'écart salarial inexpliqué sur le marché du travail. En particulier, nous constatons que dans ces domaines, l'effet discriminatoire est supérieur de 2,7 à 3,2 points de pourcentage, selon la spécification.

Cependant, l'absence d'effet d'interaction entre le traitement et les caractéristiques de la population dans le canton pourraient refléter un effet d'agrégation, provenant du fait que différents types de population pourraient faire l'objet d'une attention limitée et de comportements discriminatoires ²⁶.

Conclusion Parmi les nombreuses raisons qui pourraient expliquer pourquoi les femmes sont sous-représentées en politique, les biais de genre des électeurs sont souvent considérés comme un candidat potentiel. Alors que plusieurs études soutiennent que ces biais sont peu susceptibles de jouer un rôle, il est souvent difficile d'isoler leurs effets, en raison de la présence de forts effets de sélection.

Dans cet article, nous isolons les biais de genre des effets de sélection en utilisant une expérience naturelle en France. En utilisant le fait que les candidats des élections législatives de 2015 ont dû se présenter pour la première fois par binômes paritaires, et en prenant en compte le fait que l'ordre des candidats sur le bulletin de vote est déterminé par ordre alphabétique, nous montrons que le sexe du premier candidat sur le bulletin de vote est déterminé de façon quasi aléatoire. Ce cadre permet donc de démêler clairement les effets de sélection et les biais de genre, puisque l'on compare des paires de candidats en moyenne similaires, mais qui ne diffèrent que par l'ordre des candidats masculins et féminins sur le bulletin de vote.

Nous détectons un biais de genre affectant les candidates de droite, dû à des électeurs vraisemblablement sujets à une attention limitée concernant les règles de l'élection. Dans l'ensemble, les paires de droite où la candidate était inscrite en premier sur le bulletin de vote ont vu leur score diminuer d'environ 1,5 points de pourcentage au premier tour, et leur probabilité de passer au second tour ou de remporter l'élection au premier tour de 4 points de pourcentage. Nous montrons par ailleurs des éléments permettant de penser que cette discrimination est de nature statistique.

De tels résultats appellent plusieurs commentaires importants. Tout d'abord, bien que nos résultats prouvent l'existence de biais de genre contre les candidates de droite, l'absence de preuves concernant les candidates des autres partis n'implique pas nécessairement qu'ils ne

26. De fait, il semble difficile d'identifier les rôles respectifs des deux effets parmi les différentes catégories de population sur des données agrégées, ce qui suppose de faire appel à des expériences de laboratoire que nous réservons pour de futures recherches

sont pas également affectés par des biais de genre. En effet, le fait de ne pas détecter de discrimination pour d'autres partis pourrait également s'expliquer par des différences en termes d'attention limitée.

Deuxièmement, comme cette attention limitée semble être au coeur de notre résultat, il est crucial de comprendre quels sont ses déterminants. En effet, comme le reconnaît DellaVigna (2009), comprendre les ressorts de ce phénomène implique de connaître le coût d'acquisition d'informations pertinentes à la prise de décision - dans notre cas, ces informations sont les règles électorales. Bien que notre cadre d'analyse nous empêche d'approfondir cette question, nos résultats soulèvent d'importantes questions sur la façon dont les règles électorales et l'action gouvernementale sont perçues par les citoyens.

Troisièmement, puisque les informations disponibles sur le bulletin de vote le jour de l'élection semblent affecter à la fois les performances électorales globales des candidats et la discrimination à laquelle les femmes sont confrontées, une réflexion plus large devrait être accordée à la conception des bulletins électoraux.

Enfin, le fait que les discriminations de genre en politique et sur le marché du travail soit liées suggère que les politiques visant à réduire la discrimination devraient aborder simultanément ces différents aspects.

Démantèlement de la "jungle": relocalisation de migrants et vote extrême en France

Cet article est coécrit avec Max Viskanic.

Introduction Y a-t-il un lien entre la récente crise des migrants et la montée des votes d'extrême droite en Europe? Ces dernières années, le nombre de demandes d'asile dans l'Union européenne a considérablement augmenté, passant de 431 000 en 2013 à 627 000 en 2014 et à près de 1,3 million en 2015. Cette afflux de migrants a-t-il eu des répercussions électorales dans les pays concernés ? De nombreuses contributions récentes ont montré que des flux d'immigration importants conduisent à une augmentation des votes radicaux et surtout des votes d'extrême droite (représentés, par exemple, par des partis comme le FPÖ (Autriche), l'AfD (Allemagne) ou Lega Nord. (Italie)). Pourtant, on sait encore peu de choses sur les répercussions électorales de vagues migratoires de faible ampleur.

Dans cet article, nous essayons de combler cette lacune en examinant les conséquences du démantèlement de la "Jungle" de Calais, un campement situé juste à l'extérieur de la ville de Calais, dans le nord de la France. Environ 6400 migrants étaient installés dans ce camp en octobre 2016 (Le Monde (2016)), peu avant sa fermeture et la relocalisation de ses occupants dans environ 200 à 400 centres de migrants temporaires appelés *Centres d'Accueil et d'Orientation* (CAO) sur l'ensemble du territoire national. Nous liions les variations d'exposition à un petit nombre de migrants entre municipalités aux résultats électoraux lors de l'élection présidentielle de 2017. Nous nous concentrons spécifiquement sur la part de voix du Front National, le principal parti d'extrême-droite en France, dont la rhétorique a été hostile aux migrants lors de la

campagne présidentielle, ce qui a placé ce sujet au coeur du débat ²⁷

Afin de parvenir à une variation exogène de l'exposition des communes françaises aux migrants relocalisés, nous instrumentons la présence d'un CAO par la capacité d'accueil des villages vacances dans la même commune (mesurée par le nombre de lits disponibles). La raison pour laquelle nous nous attendons à une forte corrélation positive entre la présence d'un CAO et le nombre de lits dans des villages vacances est que ces derniers étaient en général inoccupés au moment de l'évacuation du camp, et donc susceptibles d'être utilisés comme abris temporaires pour les migrants. Par ailleurs, le stock de villages vacances a été déterminé bien avant la crise des migrants. Ces éléments laissent donc à penser que notre contrainte d'exclusion a de bonnes chances d'être vérifiée et que nous sommes en mesure d'estimer l'effet causal de la relocalisation des migrants sur les votes en faveur du Front National.

Notre analyse empirique indique que la présence d'un CAO a eu un effet négatif sur la part de voix du Front National: dans ces municipalités, le taux de croissance du vote en faveur du Front National a été réduit de 15,7 points de pourcentage entre 2012 et 2017 (ce qui correspond à une différence de voix exprimées d'environ 4 points de pourcentage). Nous interprétons ces résultats comme mesurant les effets directs de l'exposition aux migrants, et comme étant compatibles avec l'hypothèse du contact (Allport (1954)). En effet, les migrants sont restés pour une courte période (généralement moins de trois mois), et il est peu probable qu'ils aient affecté l'économie locale pour plusieurs raisons. Premièrement, le coût de la réinstallation a été entièrement pris en charge par le gouvernement. Deuxièmement, ils n'avaient pas le droit de travailler et n'ont reçu aucun transfert financier. Nous montrons en outre que leur arrivée ne semble pas avoir affecté l'activité économique locale.

Nous interprétons donc ces résultats comme indiquant un plus grand degré d'acceptation des migrants de la part de la population locale, qui a donc eu moins tendance à voter en faveur du Front National. Ces résultats semblent confirmés par le fait que nous observons une augmentation de la part des votes reçus par le parti d'extrême-gauche *Front de Gauche*, qui a une position plus ouverte envers les migrants, mais une plate-forme politique similaire sur d'autres questions. De plus, nous constatons des effets de diffusion de la présence des CAO sur les mu-

27. Voir par exemple La Croix (2017), BBC (2017) et Le Monde (2017), entre autres.

nicipalités voisines: en effet, les municipalités situées dans un rayon de cinq kilomètres autour d'un CAO ont eu un taux de croissance de leur vote Front National inférieur de 1.8 points de pourcentage.

Enfin, nous constatons également une diminution plus marquée du vote Front National dans des municipalités ayant une population plus jeune et plus largement constituée d'immigrés. D'autre part, les effets sont atténués dans les communes ayant accueilli d'avantage de migrants de Calais et où les maires se sont portés volontaires pour les accueillir. De façon importante, nos calculs suggèrent que dans les municipalités qui comptaient plus de 39 lits pour 1000 habitants, l'impact sur le résultat du vote du Front National a été positif. Ce constat est en phase avec de nombreux travaux ayant montré que des afflux importants d'immigrants ont contribué à la montée des partis de droite.

Nous contribuons à la littérature de deux façons. Tout d'abord, cet article fait partie d'une vaste littérature documentant les répercussions électorales de l'immigration. Alors que la majeure partie de la littérature s'est concentrée sur les conséquences à long-terme de l'immigration sur le vote, peu de travaux ont étudié les effets d'une exposition aux migrants de courte durée et de faible ampleur. Les études portant sur l'afflux massif d'immigrants ont généralement trouvé un impact positif sur les votes d'extrême droite (Barone et al. (2016), Halla, Wagner, and Zweimueller (forthcoming), Harmon (forthcoming), Otto and Steinhardt (2014), Mendez and Cutillas (2014), Brunner and Kuhn (2014), Becker and Fetzer (2016), Viskanac (2017)).

Suite à la récente crise des migrants, des contributions récentes ont analysé les effets de l'exposition aux migrants sur les comportements de vote et sur les attitudes envers les migrants, avec des résultats divergents. Plus spécifiquement, Hangartner et al. (2017a) et Hangartner et al. (2017b) ont constaté que les électeurs des îles grecques les plus exposées aux vagues migratoires ont eu tendance à développer de l'hostilité à l'égard des migrants et à voter pour le parti Aube Dorée, l'un des grands partis d'extrême droite en Grèce. Inversement, Steinmayr (2016) a montré que les municipalités de Haute-Autriche qui ont accueilli des migrants ont moins voté en faveur de l'extrême-droite. Enfin, Dustmann, Vasiljeva, and Damm (2016) ont montré, en exploitant des relocalisations exogènes de migrants, que l'effet de l'accueil de migrants sur les comportements électoraux danois sont hétérogènes et dépendent

essentiellement des caractéristiques des localités: en particulier, alors que l'exposition aux migrants semble favoriser le vote en faveur de partis anti-immigration en zones rurales, cet effet est inversé dans les zones urbaines. Ces résultats soulignent l'importance de prendre en compte à la fois les caractéristiques de la commune et l'intensité de l'exposition aux migrants.

Notre article combine ces approches en mettant l'accent sur les effets électoraux de l'accueil d'un petit nombre de migrants (généralement quelques dizaines), conditionnellement à l'exposition à l'immigration à long-terme. De plus, notre base de données étant particulièrement riche, nous explorons comment les résultats varient à la marge intensive (en fonction du nombre de migrants susceptibles d'être accueillis) et selon les caractéristiques de la population. De ce point de vue, l'effet de seuil que nous constatons (au-dessus de 39 migrants pour 1000 habitants, l'effet sur le vote Front National devient positif), est en lien avec les résultats sur les flux d'immigration massifs.

Deuxièmement, notre cadre nous permet d'isoler un effet direct de la relocalisation des migrants sur le comportement de vote, qui est peu susceptible de se produire à travers des variables intermédiaires. Une vaste littérature en économie a examiné les liens entre l'immigration et le marché du travail (Card (1990), Altonji and Card (1991), Borjas (2003), Ortega and Peri (2009), Ottaviano and Peri (2012), Guriev and Vakulenko (2002), les finances publiques (Gott and Johnstone (2002), OECD (2015), citetVargasSilva15) ou le crime (Moehling and Piehl (2009), Bianchi, Buonanno, and Pinotti (2012), Mastruboni and Pinotti (2016)), qui à leur tour, sont susceptibles d'affecter les résultats électoraux. En particulier, les variations sur le marché du travail affectent les votes extrêmes, notamment à travers les chocs commerciaux (Autor et al. (2016), C. Malgouyres (2017), C. Dippel et al. (2017)), ou le chômage (Algan, Guriev, et al. (2017)). Dans cet article, nous soutenons que nos résultats ont peu de chance d'être intermédiés par des fluctuations du marché du travail ou des finances publiques locales. Dès lors, bien que l'exposition nationale à l'immigration façonne les attitudes à l'égard des migrants (Hainmueller and Hopkins (2014)), ces résultats suggèrent que les contacts à petite échelle sont également susceptibles de jouer un rôle important.

Cadre institutionnel et données La "Jungle" de Calais était un camp de migrants, qui a pris forme à la fin des années 1990 et qui s'est progressivement étendu au cours des années 2000

avant de croître massivement suite à la crise migratoire européenne de 2014-2015, atteignant un pic de plus de 7 000 habitants à la fin de l'année 2015 (Figure 15). Suite à cette inflation massive de la "Jungle", le gouvernement a décidé de démanteler progressivement le camp à partir d'octobre 2015, à travers la création de CAO (*Centres d'Accueil et d'Orientation*). Ces centres, dont la création a été ordonnée le 27 octobre 2015, visent à accueillir les migrants qui n'ont pas encore entamé de procédure pour obtenir le statut de réfugié. Les migrants affectés aux CAO sont donc destinés à rester seulement pour une courte période, généralement pour moins de trois mois. Au cours de cette période, ils se voient offrir une aide administrative et sanitaire, mais ils ne reçoivent aucune allocation financière et n'ont pas non plus le droit de travailler légalement. Le coût moyen d'une journée dans un CAO est d'environ 25 euros, et est pris en charge par le gouvernement (Ministère de l'Intérieur (2017)). Les migrants qui ont entamé une procédure pour obtenir le statut de réfugié sont redirigés vers un CADA (Centre d'Accueil pour Demandeurs d'Asile), qui offre également un hébergement et une assistance administrative, en attendant la décision. Le premier de ces centres a été créé dans les années 1970 et le réseau de CADA pouvait accueillir jusqu'à 25 000 migrants en 2015 (Ministère de l'Intérieur (2017)). Entre 2015 et 2017, le nombre de places en CADA a été augmenté pour passer à environ 40 000 (La Cimade (2017)). Bien que le réseau des CADA soit la structure la plus importante permettant d'accueillir les demandeurs d'asile, d'autres structures ont été créées au fil du temps, telles que les AT-SA (6 000 places à partir en 2017), l'HUDA (*Hébergement d'Urgence des Demandeurs d'Asile - 15 000 places en 2017*), les CPH (Centre Provisoire d'Hébergement - 2 300 places en 2017), et les PRAHDA (*Programme d'Accueil et d'Hébergement des Demandeurs d'Asile - 5 351 en 2017*) (La Cimade (2017)).

L'évacuation du camp de Calais s'est déroulée en plusieurs étapes d'octobre 2015 à octobre 2016. Au total, le gouvernement affirme avoir déplacé 13 366 migrants depuis octobre 2015 et plus de 7 000 habitants lors de la seule évacuation d'octobre 2016. Cet événement a bénéficié d'une attention médiatique considérable, comme nous pouvons le voir sur la figure 16, montrant le nombre de requêtes Google portant sur la "Jungle de Calais":

L'étude des conséquences de la relocalisation des migrants du camp de Calais pose de nombreux défis. Tout d'abord, les critères d'attribution des CAO n'ont pas été clairement définis,

Figure 15: Evolution du nombre de migrants dans le camp de Calais

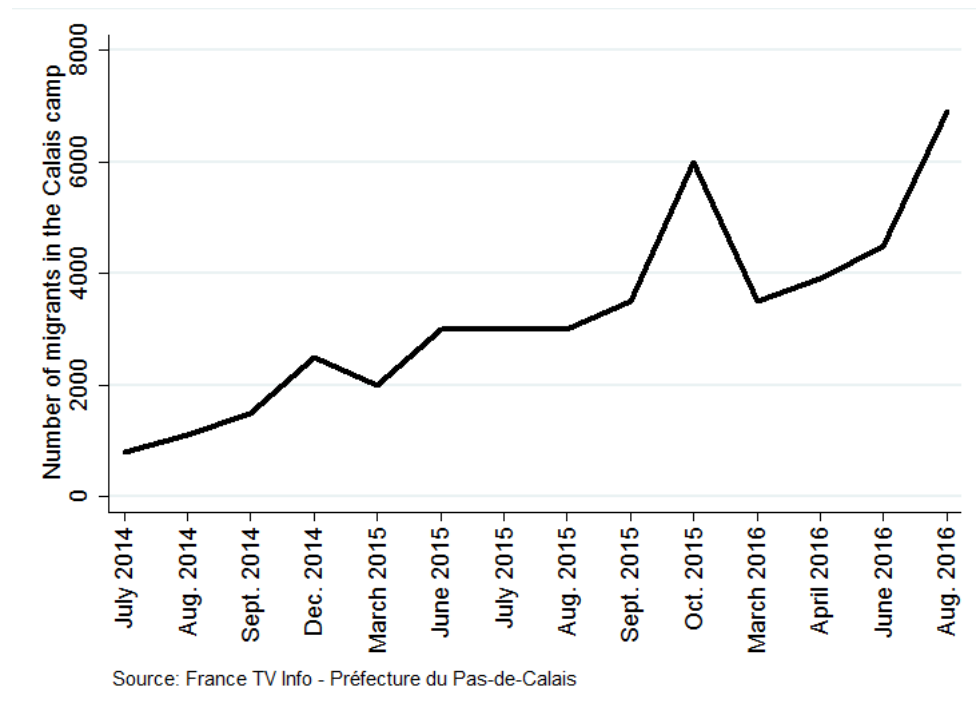


Figure 16: Google Trends pour l'expression "Jungle de Calais"

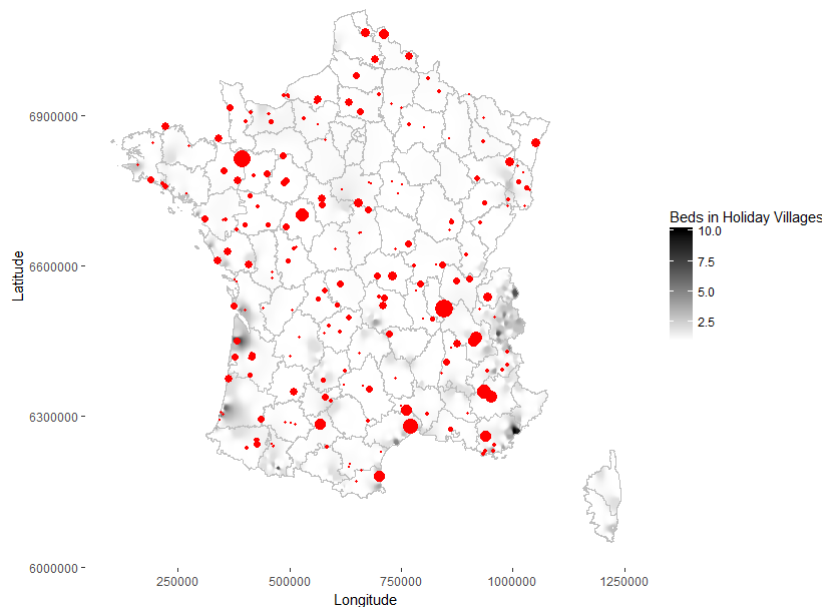


ce qui rend indispensable l'utilisation d'un instrument déterminant leur emplacement. Même si le gouvernement a annoncé que la répartition des CAO entre les régions serait fondée sur des "critères sociodémographiques" (Ministère de l'Intérieur (2017)), aucune liste exhaustive de facteurs n'a été fournie. Par conséquent, cet article vise également à documenter dans quels types de municipalités les migrants de Calais ont été relocalisés. La seule précision apportée par le gouvernement est que l'Ile-de-France et la Corse ont été épargnées par le dispositif. Ces deux régions sont donc exclues de notre analyse. Nous utilisons cependant la Corse comme un test indirect de notre condition d'exclusion: puisqu'il s'agit d'une région n'ayant pas accueilli de migrants de Calais mais disposant de nombreux villages vacances, si notre instrument

est valide, les villages vacances corses ne devraient pas systématiquement affecter le vote en faveur du Front National.

Une autre question à considérer est la mesure dans laquelle les maires des municipalités concernées ont été impliqués dans le processus d'attribution des CAO. Bien que de nombreux maires aient été contactés pour recevoir des migrants (Le Monde (2015), Association des Maires de France (2016)), lors du démantèlement final, le Ministre de l'Intérieur, Bernard Cazeneuve, a confié la décision finale aux préfets, qui ont d'abord identifié les locaux pouvant servir à l'accueil des migrants sans consultation préalable des municipalités concernées, avant d'éventuellement négocier avec les maires. Dans notre analyse, nous n'observons pas de façon systématique dans quelle mesure les maires des municipalités concernées étaient disposés à accueillir les migrants. Cependant, nous exploitons des informations supplémentaires, portant sur une liste de maires qui ont déclaré publiquement leur volonté d'accueillir des migrants en septembre 2015, afin d'examiner si les effets sont différents dans ces municipalités.

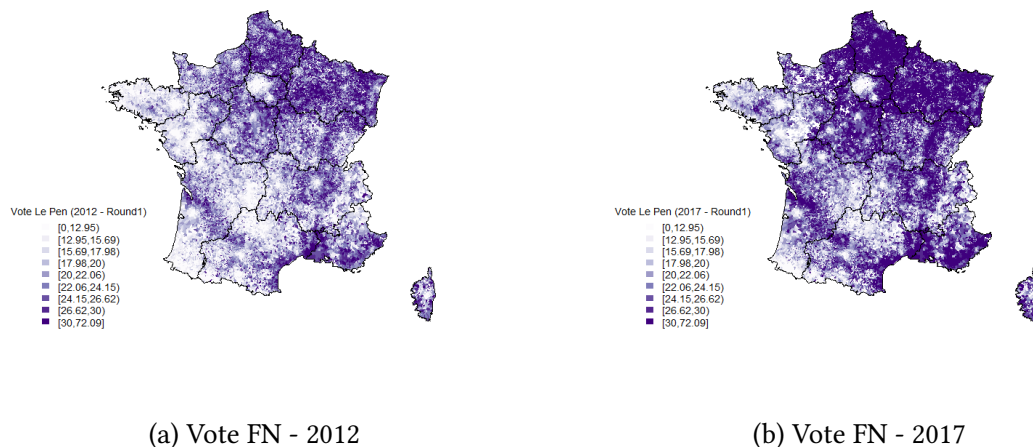
Figure 17: CAO et densité de la capacité d'hébergement des villages vacances



Notre principale variable d'intérêt est la part des voix reçues par la candidate du Front National, Marine Le Pen, au premier tour de l'élection présidentielle de 2017. La Figure 18 représente la répartition géographique des électeurs du Front National aux élections présidentielles

de 2012 et 2017 en France. Les bastions du Front National sont situés dans le sud-est et le nord-est du pays, où plus de 30% de la population a voté en faveur de Marine Le Pen en 2012 et 2017. Comme le montre l'échelle commune de couleurs utilisée pour les deux cartes, le vote du Front National a fortement augmenté entre 2012 et 2017 (de 20% en moyenne).

Figure 18: Part de voix du Front National lors des élections présidentielles de 2012 et 2017



Notre analyse repose sur plusieurs sources de données. Les résultats des élections présidentielles de 1995, 2002, 2007, 2012 et 2017 au niveau municipal proviennent du Ministère de l'Intérieur. La localisation et la taille des villages vacances sont issues de l'enquête 2016 sur les capacités touristiques au niveau communal réalisée par l'INSEE. À partir de la même source de données, nous collectons également le nombre de lits d'hôtel par commune, que nous introduisons comme un contrôle approximant le potentiel touristique de chaque municipalité.

Afin d'évaluer dans quelle mesure les maires étaient favorables à l'accueil de migrants, nous utilisons une liste de maires qui se sont déclarés être prêts à accueillir des migrants à partir de septembre 2015. Cet ensemble de données, provenant de France Télévision (France Télévision (2015)), n'est ni officiel ni exhaustif, mais contient 417 municipalités.

Afin de contrôler pour la structure de la population municipale, nous exploitons les données de recensement de 2013, produites par l'INSEE. En particulier, nous considérons la population totale, la part de logements vacants, de propriétaires et de logements sociaux pour chaque municipalité. Nous recueillons également la part de personnes âgées de 15 à 29 ans, 30 à 44 ans, 45 à 59 ans, 60 à 74 ans, ou de plus de 75 ans, ainsi que la part (parmi la population

âgée de plus de 15 ans) des individus appartenant à chaque catégorie socioprofessionnelle. De même, nous considérons le taux de chômage parmi la population âgée de 15 à 64 ans. Enfin, nous reportons également la part d'immigrés dans la population totale de la municipalité. A partir de la version 2013 de la base INSEE sur le revenu disponible des ménages, nous collectons également des informations sur le revenu médian disponible par unité de consommation en euros au niveau de la commune (pour les communes de plus de 50 habitants). Toutes les variables susmentionnées ont également été collectées pour 2006, afin de capturer l'évolution des municipalités autour de la crise financière et économique de 2008. Enfin, toujours grâce à l'INSEE, nous recueillons également des informations sur le type de chaque commune, qu'elle soit une commune-centre, de banlieue, indépendante ou rurale.

Par ailleurs, nous contrôlons pour les caractéristiques politiques des municipalités en question, grâce aux données du *Répertoire National des Elus*. Cet ensemble de données fournit des informations sur la profession du maire, son âge, et son affiliation politique.

Le gouvernement français n'ayant pas fourni d'informations officielles sur l'emplacement des CAO, nous utilisons un ensemble de données non-officielles, provenant de la *CIMADE* - une association française travaillant avec les migrants - qui, basée sur les médias locaux et les associations, a indiqué l'emplacement de 203 CAO à la fin du mois d'octobre 2016. Ce chiffre est beaucoup plus faible que celui fourni par le gouvernement, qui est de 374 en février 2017 (Ministère de l'Intérieur (2017)). Cependant, le nombre de lits disponibles dans les CAO rapporté par le *CIMADE* (7 585) correspond approximativement au nombre de migrants qui ont été déplacés lors du démantèlement d'octobre 2016. Fait important, les données du *CIMADE* reportent simultanément les CAO créés avant l'évacuation finale et ceux qui ont été créés entre septembre et octobre 2016. Nous interprétons donc globalement ces CAO comme étant des centres ayant accueilli des migrants à n'importe quel moment entre octobre 2015 et octobre 2016. De façon importante, cette source indique également la capacité des centres au mois d'octobre 2016. Les données de la *CIMADE* n'étant pas officielles, il est probable que des CAO n'y soient pas signalés: un tel biais est susceptible de réduire artificiellement les différences observées entre les municipalités traitées et non-traitées, et de biaiser nos estimateurs vers

zéro. Nous utilisons par ailleurs une seconde source de données, provenant du site *InfoCAO*²⁸ un site web de deux associations qui aident les migrants de Calais (*L'Auberge des Migrants* et *Utopia 56*), qui indique l'emplacement de 375 CAO en France, sans toutefois rapporter la taille des centres. L'utilisation de cet ensemble de données fournit des résultats très similaires à ceux de notre spécification principale.

Grâce aux données fournies par la CIMADE, nous avons également recueilli des informations sur la présence d'autres types de centres de migrants (en date de juillet 2017), notamment les centres CADA, HUDA, AT-SA, CPH et PRAHDA. Les données les plus détaillées concernent les CADA, pour lesquels nous disposons du nombre de places entre 2012 et 2016 sur une base annuelle. Cela nous permet de calculer l'évolution du nombre de places en CADA au niveau de la municipalité durant cette période. En combinant toutes ces informations avec un ensemble de données SIG des communes françaises (fournies par l'IGN), nous calculons, pour chaque commune, la distance au centre le plus proche parmi les différents CADA, HUDA, AT-SA, CPH et PRAHDA. De plus, nous utilisons également ces données SIG pour calculer, pour chaque municipalité, la distance au CAO le plus proche, utilisée pour estimer les effets de diffusion.

Enfin, afin de déterminer si nos résultats peuvent être attribués à une variation de l'activité économique au niveau local, nous utilisons un jeu de données fourni par Trendeo - Observatoire de l'investissement et de l'emploi (2017), qui report les destructions et créations d'emplois au niveau municipal en France entre janvier 2009 et juin 2017. Cet ensemble de données fournit ainsi un indicateur de la dynamique locale de l'emploi au niveau municipal à une fréquence plus élevée que les indicateurs traditionnels. Cependant, dans le contexte de notre étude, il est susceptible de souffrir de deux inconvénients. D'une part, ces données reposant sur une veille de média locaux, les créations et destructions d'emploi de faible d'ampleur ont moins de chance d'être mesurés. D'autre part, ces données sont susceptibles de représenter plus fidèlement les dynamiques de l'emploi au niveau de la zone d'emploi qu'au niveau de la municipalité, qui est l'unité administrative d'intérêt dans cet article. Nous n'incluons donc pas ces données dans notre analyse principale, mais nous étudions leur relation avec la relocalisation des migrants dans une analyse complémentaire.

28. <http://www.infocao.net/>

Spécifications et résultats Notre spécification principale estime l'effet de la présence d'un CAO sur l'évolution du vote FN entre 2012 et 2017. En raison des limitations propres aux données dont nous disposons, nous connaissons les emplacements des CAO et leur capacité d'hébergement, mais pas le nombre de migrants finalement déplacés. Nous estimons donc l'équation suivante:

$$\Delta FN \equiv \log(FN_{2017})_i - \log(FN_{2012})_i = \beta_0 + \beta_1 CAO_i + \delta X_i + \epsilon_i \quad (2)$$

où $\log(FN_{2017})_i - \log(FN_{2012})_i$ est la différence du logarithme des part de voix reçues par le Front National entre 2017 et 2012; CAO_i est une variable binaire valant 1 si la municipalité i dispose d'un CAO et 0 autrement, tandis que X_i est un ensemble de variables de contrôle relatives à la municipalité i , incluant ses caractéristiques sociodémographiques (en niveau en 2013 et en évolution entre 2006 et 2013), le log de la distance au centre d'accueil pour migrants le plus proche, le log du nombre de chambres d'hôtel, ainsi que les caractéristiques politiques et administratives des municipalités, et les caractéristiques des maires. Toutes les régressions incluent des effets fixes au niveau du département et les erreurs standard sont clusterées au niveau du département.

Cependant, l'attribution des CAO n'est pas aléatoire et est susceptible d'être endogène aux résultats politiques. Tout d'abord, comme nous le montrons dans la section suivante, les municipalités qui se sont portées volontaires pour recevoir des migrants étaient également plus susceptibles d'accueillir finalement un CAO. Puisque cette mesure n'est qu'une mesure imparfaite de la volonté de la commune d'accueillir des migrants et que nous n'observons pas la négociation qui a pu avoir lieu entre les municipalités et le gouvernement, les estimations simples des MCO sont susceptibles d'être biaisées vers zéro: en effet, si les citoyens des villes volontaires sont plus tolérants envers les migrants l'effet engendré par l'accueil des migrants est susceptible d'avoir un effet moindre sur eux. En outre, de nombreux CAO ont été établis dans des bâtiments vacants appartenant à l'État ou loués par l'État, par exemple d'anciennes bases militaires ou d'anciens hôpitaux. Par ailleurs, ces centres ont également été plus souvent mis en place dans des zones rurales comportant de nombreux logements vacants: de simples estimations simples en MCO pourraient donc capturer une partie de ces effets, susceptibles de

renforcer le vote en faveur du Front National.

C'est afin de contourner ces biais potentiels que nous proposons d'instrumenter la localisation des CAO par le nombre de lits disponibles en villages vacances. En effet, même si plusieurs types de lieux ont été pris en compte par le gouvernement, un accent particulier a été mis sur les villages vacances, notamment ceux détenus par *La Poste* ou *EDF* (Libération (2016)). Nous soutenons qu'en contrôlant pour le tourisme global (c'est-à-dire le nombre de places dans les hôtels), les villages vacances constituent un bon instrument pour atteindre une variation exogène de la localisation des migrants (dans la mesure où ces villages ont été mis en place bien avant la crise des migrants - leur stock de lits est fortement persistant dans le temps - et ont un fonctionnement saisonnier).

Nous modélisons notre régression de première étape par un modèle Probit, et supposons que plus il y a de lits de village vacances dans une municipalité, plus la probabilité que cette dernière accueille un CAO est élevée. L'équation est la suivante:

$$Pr(CAO_i) = \Phi(\log(1 + LitsVV)_i, X_i) \quad (3)$$

où $\log(1 + LitsVV)_i$ est le logarithme de 1 + le nombre de lits de village vacance dans une municipalité i .

Afin de confirmer la validité de cette stratégie d'instrumentation, nous effectuons plusieurs tests supplémentaires. En particulier, nous montrons qu'avant le démantèlement du camp de Calais, les municipalités avec un CAO ne semblaient pas être sur des pré-tendances électorales différentes des municipalités sans CAO, et que contrôler pour les évolutions passées du vote FN n'affecte pas nos résultats. Nous montrons également que nos résultats ne sont pas différents si nous instrumentons par le nombre de lits de villages vacances en 2014. Enfin, nous effectuons un test de falsification en utilisant le cas particulier de la Corse: bien que cette région compte plusieurs villages vacances, aucun CAO n'y a été installé. Pourtant, dans cette région, nous ne trouvons pas que les municipalités ayant un plus grand nombre de lits dans les villages vacances ont eu des tendances de vote différentes pour le Front National entre 2012 et 2017.²⁹

29. En fait, dans le cas général, nous ne trouvons pas de corrélation significative entre le nombre de lits dans les villages de vacances et l'évolution du vote du Front National entre 2017 et 2012.

Enfin, nous étudions la présence d'effets de diffusion liés à l'exposition aux migrants en estimant l'effet de la distance au CAO le plus proche (en utilisant des rayons de 5 km, 10 km et 15 km autour d'un centre). Afin d'estimer ces effets de façon non-biaisée, nous devons supposer que la décision de créer un CAO dans une municipalité donnée est sans rapport avec la politique dans les localités avoisinantes dans un rayon de 5 km, 10 km et 15 km. Cette hypothèse semble justifiée compte tenu du nombre élevé d'observations et est renforcée par l'examen de nos résultats empiriques: l'estimation de β_1 n'est que légèrement affectée lorsque nous contrôlons pour la distance au CAO le plus proche.

Résultats empiriques

Résultats principaux Une première question importante est liée à l'ampleur des afflux dans chacune des 203 municipalités pour lesquelles nous observons un CAO. Tout d'abord, sur la base des données fournies par le *CIMADE*, nous trouvons qu'une municipalité qui recevait des migrants dans des CAO disposait en moyenne de 36 lits (écart type de 26, le minimum étant égal à 2 et le maximum étant égal à 150). Ces communes comptaient en moyenne 17 lits pour 1000 habitants (écart type de 36, avec un minimum de 0,06 et un maximum de 251).

Les municipalités avec et sans CAO diffèrent fortement. Tout d'abord, les municipalités dotées d'un CAO comptent beaucoup plus de lits dans les villages vacances que les autres municipalités. Elles ont également plus de chances d'être parmi les municipalités dont le maire a déclaré publiquement être disposé à accueillir des migrants, et leur vote FN était plus faible en 2012. Nous constatons également que ces municipalités sont plus grandes, plus proches des autres centres de migrants, et qu'elles disposent de plus de chambres d'hôtel et de logements vacants. Leur population, qui a un revenu médian inférieur et une part de chômage plus élevée, est également plus jeune, comprend plus d'immigrés et comporte plus de bénéficiaires de logements sociaux. Les migrants semblent avoir été répartis de manière égale entre les municipalités au centre des unités urbaines, des banlieues et des municipalités rurales. La plupart de ces municipalités avaient des maires de droite ou de gauche, qui étaient également un peu plus jeunes, plus susceptibles de travailler dans des professions libérales et moins susceptibles d'être retraités.

Cependant, ces effets sont largement influencés par des effets de composition. En effet, si nous régressons la probabilité d'avoir un CAO sur ces variables ainsi que sur des effets fixes au niveau du département dans un modèle Probit, seules quelques variables affectent significativement la probabilité d'avoir un CAO. Dans l'ensemble, les seules variables significatives au seuil de 5% sont: le nombre de lits dans les villages vacances, la distance au centre de migrants permanent le plus proche, la volonté affichée de recevoir des migrants, la part des agriculteurs et la localisation de la municipalité dans une zone rurale. Deux variables supplémentaires sont significatives au seuil de 10%: le nombre de logement vacants et la proportion de personnes âgées de 15 à 29 ans en 2013. Fait intéressant, une fois tous ces facteurs contrôlés, la présence d'un CAO n'est pas corrélée avec part de vote FN en 2012.

Dans le tableau 9, nous constatons que si le coefficient de l'instrument est affecté par la présence de contrôles, sa magnitude et sa significativité demeurent importants. Notre régression de première étape indique un effet fortement positif du nombre de lits de village vacance sur la probabilité d'accueillir un CAO, et la F-stat de l'instrument est supérieure à 15, ce qui est beaucoup plus élevé que le seuil généralement admis de 10 et les directives d'instrument faibles fournies par Stock and Yogo (2005).

L'analyse en MCO du lien entre CAO et vote FN suggère une corrélation négative entre la présence d'un CAO et l'évolution des part de vote du Front National entre 2012 et 2017 (Colonne (3)). Mais lorsque nous mettons en oeuvre notre estimation par variable instrumentale, l'effet est encore plus négatif et est hautement significatif: la présence d'un CAO diminue le taux de croissance des votes en faveur du Front National de 15,7 points de pourcentage (Colonne (4)). Etant donné que le vote FN a augmenté de 20% en moyenne dans les municipalités françaises entre 2012 et 2017 (soit d'environ 5 points de pourcentage), cette estimation suggère que la croissance du vote FN dans les villes qui ont accueilli un CAO représente 25% de celle observée dans les villes qui n'en ont pas accueilli (soit une progression plus faible d'environ 4 points en termes de voix exprimées). Par ailleurs, cet effet se dissipe spatialement: , nous constatons que les localités situées dans un rayon de cinq kilomètres subissent également un impact négatif sur le vote du Front National (le taux de croissance du vote FN entre 2012 et 2017 y est inférieur de 1.8 points de pourcentage).

Table 9: Résultats principaux de l'impact de l'accueil de migrants sur le vote en faveur du Front National

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pr(CAO)	Pr(CAO)	Δ_{FN}	Δ_{FN}	Δ_{FN}
$\log(1 + LitsVV)$	0.155*** (0.017)	0.099*** (0.025)			
CAO			-0.020*** (0.007)	-0.157*** (0.033)	-0.161*** (0.033)
Dispersion (5 kms)					-0.018*** (0.006)
Dispersion (10 kms)					-0.003 (0.004)
Dispersion (15 kms)					-0.003 (0.003)
Régression	Probit	Probit	MCO	IV	IV
Contrôles	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets Fixes Département	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	33625	26813	27938	26812	26812
R^2 Ajusté			0.118	0.114	0.114

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

Les colonnes 1 et 2 reportent les coefficients d'une régression probit de première étape, où la variable binaire indiquant la présence d'un CAO dans une municipalité est régressée sur $1 + \log$ du nombre de lits en villages vacances. La colonne 1 n'inclut pas de contrôles, alors que la colonne 2 contrôle pour les caractéristiques socio-démographiques des municipalités (en 2013 et en évolution entre 2006 et 2013), le log du nombre de chambres d'hôtels, la volonté affichée du maire d'accueillir des migrants, le log de la distance au centre pour migrants le plus proche, l'évolution du nombre de places en CA, le parti du maire, les caractéristiques de ce dernier, ainsi que des effets fixes par département. La colonne 3 présente les résultats d'une régression MCO où la différence du log des part de vote FN entre 2012 et 2017 est régressée sur la présence d'un CAO et la totalité des contrôles. Les colonnes 4 et 5 présentent les résultats de l'estimation par variable instrumentale, où l'estimation de première étape correspond à l'estimation présentée dans la colonne 2. Chacune de ces régressions inclut la totalité des contrôles présentés ci-dessus, et la colonne 5 contrôle pour la présence d'un CAO dans différents rayons. Les erreurs standards sont clusterées au niveau du département et sont présentées entre parenthèses.

Dans le cadre de notre analyse principale, nous menons également des régressions caractérisant l'hétérogénéité des résultats. Pour ce faire, nous interagissons notre traitement avec différents indicateurs au niveau municipal, afin de tester si des communautés ayant certaines caractéristiques répondent différemment à l'arrivée de migrants. En particulier nous montrons que la baisse de croissance du vote FN associée à l'accueil de migrants est plus prononcée dans les endroits où la proportion de jeunes et d'immigrés au sein de la population est plus élevée. Cependant, nous constatons une diminution plus faible dans les municipalités dont les maires se sont portés volontaires pour accueillir les migrants. Enfin, nous ne trouvons pas que l'effet du traitement est différent dans les endroits où le vote FN était historiquement bas, ou selon la taille des municipalités.

Enfin, l'analyse de la marge intensive fournit des résultats importants pour la compréhension de la réaction électorale aux flux migratoires. Nous constatons en effet que l'effet négatif sur le vote FN est plus fort dans les communes disposant de moins de lits par habitant. Sur la base de cette analyse d'hétérogénéité, nous estimons que les municipalités qui ont diminué leur vote FN à la réception des migrants étaient celles qui avaient moins de 39 lits pour 1 000 habitants. Au-delà de ce seuil, l'effet du CAO sur le vote FN semble être positif.

Résultats additionnels et tests de robustesse Afin d'affiner notre analyse, nous menons de nombreuses analyses supplémentaires. D'une part, nous constatons que les villes ayant accueilli des migrants ont eu un taux d'abstention plus faible ³⁰, et ont augmenté leur vote en faveur du Front de Gauche (d'une magnitude similaire à la baisse du vote en faveur du Front National).

D'autre part, nous vérifions que l'effet de l'accueil des migrants sur le vote FN n'est pas lié à des variations d'activité économique. En effet, si les migrants accueillis dans les CAO n'ont légalement pas le droit de travailler sur le territoire français et ne reçoivent aucune aide monétaire, leur arrivée pourrait avoir un effet sur l'activité locale via une demande accrue, par exemple dans les secteurs de la restauration et du bâtiment. À leur tour, ces variations potentielles de l'activité économique locale pourraient affecter les résultats électoraux. Pour

30. Prendre en compte cette variation de l'abstention dans l'analyse principale ne change toutefois pas nos résultats

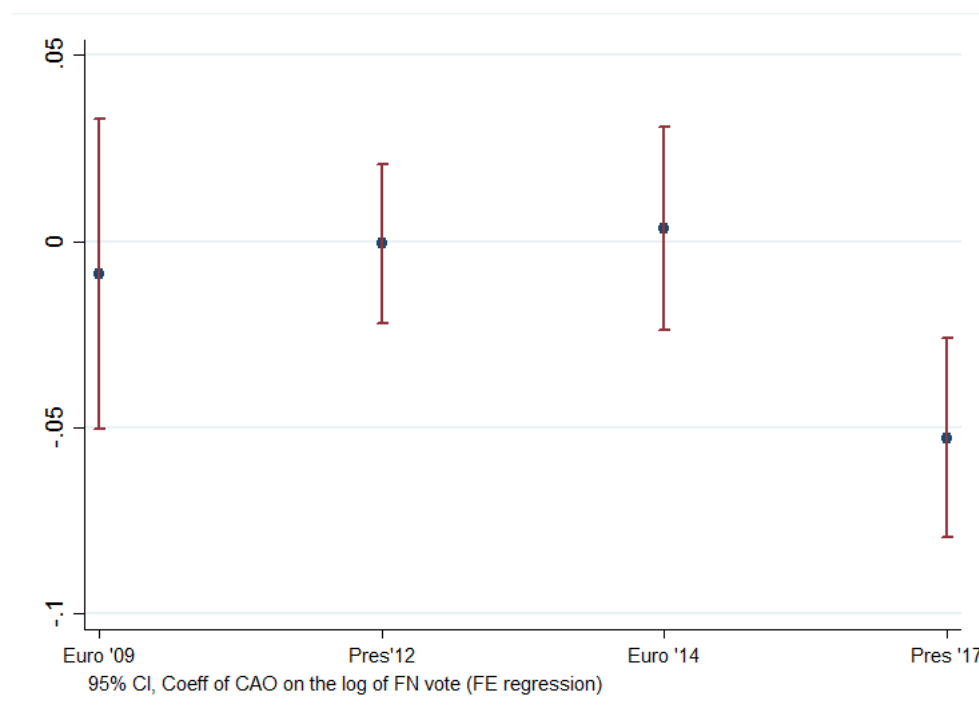
vérifier que ces effets sont peu susceptibles d'être à la source de nos résultats, nous utilisons un ensemble de données fourni par Trendeo - Observatoire de l'investissement et de l'emploi (2017), qui indique le nombre de créations et de destructions d'emplois au niveau municipal de janvier 2009 à juin 2017. En utilisant ces données, nous calculons la création nette d'emplois par habitant au niveau de la commune pour trois périodes: de 2012 à 2014, après le début du processus de relocalisation (d'octobre 2015 à juin 2017), et après le début de la dernière étape de l'évacuation (de Octobre 2016 à juin 2017). Ce faisant, nous ne trouvons pas de différence significative de création nette d'emplois par habitant entre les municipalités qui ont finalement reçu un CAO et celles qui n'en ont pas reçu, ni sur la période 2012-2014, ni dans les mois qui ont suivi le démantèlement du camp. Par ailleurs, les résultats de l'analyse principale ne sont pas affectés si nous contrôlons pour ces créations nettes d'emploi.

Enfin, nous testons la robustesse de nos résultats via différentes spécifications. Tout d'abord, nos résultats sont robustes à l'utilisation d'une base de données alternative (disponibles sur le site web *InfoCAO*), ou à une instrumentation faisant appel au nombre de lits disponibles dans les villages vacances en 2014 (plutôt qu'en 2016).

Par ailleurs, nous montrons que nos résultats ne sont pas le reflet de différences de tendances électorales pré-existantes entre les municipalités ayant accueilli des migrants et les autres. Pour ce faire, nous menons une régression en panel au niveau des municipalités, où nous évaluons l'effet de la présence d'un CAO sur le score du Front National lors de différentes élections entre 2007 et 2017 (à savoir l'élection présidentielle de 2007, les élections européennes de 2009, l'élection présidentielle de 2012, les élections européennes de 2014 et l'élection présidentielle de 2017), en contrôlant pour les effets fixes de la municipalité et de l'élection. Dans la Figure 19, où l'effet du CAO à l'élection présidentielle de 2007 est normalisé à zéro, le coefficient associé au CAO n'est jamais statistiquement différent de zéro à l'exception de celui portant sur l'élection présidentielle de 2017.

Ce résultat est confirmé par différentes régressions montrant que la présence des CAO semble n'avoir aucun rapport avec les évolutions à long terme du vote FN lors des élections présidentielles: les régressions des variations du logarithme du vote FN entre les élections présidentielles de 1995, 2002, 2007 et 2012 sur la présence postérieure de CAO ne nous donne

Figure 19: Absence de différence de tendances pré-existantes



que des estimations non-significatives. Par ailleurs, l'effet de la présence d'un CAO sur l'évolution du vote FN entre 2012 et 2017 n'est que peu affecté par l'inclusion de ces variations antérieures.

Pour finir, nous considérons le cas de la Corse (Table ??), qui représente un test indirect intéressant pour notre condition d'exclusion. En effet, aucun migrant n'a été relocalisé en Corse, mais compte tenu de son attrait touristique, cette région compte de nombreux villages vacances. En régressant directement l'évolution du vote FN sur le nombre de lits disponibles en village vacance en Corse, nous ne trouvons aucun effet significatif.

Conclusion Cet article essaie de répondre à des questions importantes concernant à la fois la répartition des migrants sur le territoire français suite au démantèlement du camps de Calais et l'impact de la relocalisation de ces migrants sur les résultats électoraux lors de l'élection présidentielle de 2017. Nous montrons que l'impact électoral de cette évacuation a eu des effets en moyenne négatifs sur l'évolution du vote en faveur du Front National, mais également très hétérogènes selon les caractéristiques des municipalités. Les effets négatifs les plus importants sur la croissance du vote FN se faisant sentir dans les municipalités avec une population plus jeune et composée de plus d'immigrés. En revanche, dans les communes où le maire s'est

déclaré disposé à accepter les migrants, la baisse a été atténuée. Enfin, l'effet a été particulièrement négatif pour les villes qui ont accueilli peu de migrants, et ne semble pas avoir été véhiculé par une variation de l'activité économique.

Conclusion

Cette thèse a abordé empiriquement des questions qui sont au coeur des réflexions contemporaines sur la démocratie: l'inégale représentation électorale de la population et la montée du populisme. Les résultats présentés dans cette thèse suggèrent que la qualité de la représentation politique dépend de façon cruciale des cadres institutionnels et des préférences des électeurs, et confirment que cette représentation inégale n'est pas neutre (du moins pour les finances publiques). Ils suggèrent également, dans certaines circonstances, la rhétorique anti-immigration peut être avoir moins de prise en cas d'interactions réelles avec des migrants. Ces résultats, qui apportent un éclairage nouveau sur un certain nombre de résultats de la littérature existante, suggèrent également des pistes de recherche supplémentaires.

Le premier chapitre montre que les politiciens dynastiques en Italie sont différents du reste des politiciens, à la fois en termes de caractéristiques (ils sont plus jeunes, moins expérimentés et ont de meilleures performances électorales) et en termes de comportement une fois élus: même si les villes dirigées par des politiciens dynastiques ne semblent pas avoir une performance inférieure aux villes dirigées par des politiciens non-dynastiques, les politiciens dynastiques semblent plus fréquemment avoir des comportements opportunistes. Il reste néanmoins beaucoup à faire pour comprendre l'impact des familles sur les politiques économiques, et il serait particulièrement intéressant d'étendre de telles analyses à d'autres pays.

Le second chapitre montre que les candidates de droite en France ont été discriminées par les électeurs lors des élections départementales de 2015. Une telle discrimination, qui semble être de nature statistique, a eu un impact non négligeable sur le résultat final des élections, car elle a empêché l'élection de certaines paires. Ce chapitre soulève de nombreuses questions importantes, notamment quant au rôle de l'information et des bulletins de vote dans les élections, et concernant les politiques qui peuvent être mises en place pour freiner les dis-

criminations de genre. Cependant, en raison de la nature des données, certaines questions restent à ce jour sans réponse. Il serait dès lors particulièrement intéressant de reproduire le cadre de cette élection dans une expérience de laboratoire, afin d'analyser les déterminants individuels de la discrimination électorale et d'estimer plus précisément le rôle joué par les asymétries d'information (relatives aux règles électorales aux candidats). En outre, il serait particulièrement intéressant de vérifier si de tels résultats se maintiennent lors des prochaines élections *départementales* (à condition que les règles électorales restent inchangées).

Le troisième chapitre montre qu'une exposition à court terme et à petite échelle aux migrants de Calais a ralenti la progression des votes d'extrême droite dans les communes françaises concernées. Cet effet est toutefois susceptible d'être inversé si le nombre de réfugiés relocalisés dépasse un certain seuil, ici estimé à 39 lits pour 1 000 habitants. Bien que cet article compare plusieurs résultats de la littérature étudiant les liens entre l'immigration et le populisme, et suggère que les opinions négatives à l'égard des réfugiés peuvent être contrées par des interactions réelles, il serait particulièrement intéressant d'évaluer directement dans quelle mesure l'attitude des citoyens envers les migrants a été modifiée à leur contact. D'autre part, les causes de la montée du populisme étant multiples et complexes, de nombreux efforts doivent être déployés pour les comprendre, en étudiant à la fois leurs origines institutionnelles, économiques et culturelles.

Il est particulièrement important de comprendre les déterminants de l'offre et de la demande électorale pour faire face aux défis qu'affronte la démocratie. De ce point de vue, la compréhension renouvelée du jeu démocratique que permettent la modélisation économique et les analyses empiriques n'en est qu'à ses débuts. Grâce aux innovations méthodologiques et à des données de plus en plus précises, les chercheurs peuvent désormais apporter de nouvelles réponses à des questions déjà formulées, et poser des questions qui ne pouvaient pas être imaginées auparavant. C'est dans cette optique que je souhaite poursuivre et étendre les travaux de recherche développés dans cette thèse.

Bibliography

- Acemoglu, Daron, Georgy Egorov, and Konstantin Sonin. 2013. "A political theory of populism." *The Quarterly Journal of Economics* 128 (2): 771–805.
- Acemoglu, Daron, James A Robinson, and Ragnar Torvik. 2013. "Why do voters dismantle checks and balances?" *Review of Economic Studies* 80 (3): 845–875.
- Akerlof, George A, and Rachel E Kranton. 2000. "Economics and identity." *The Quarterly Journal of Economics* 115 (3): 715–753.
- . 2002. "Identity and schooling: Some lessons for the economics of education." *Journal of economic literature* 40 (4): 1167–1201.
- . 2005. "Identity and the Economics of Organizations." *The Journal of Economic Perspectives* 19 (1): 9–32.
- Alesina, Alberto. 1988. "Credibility and policy convergence in a two-party system with rational voters." *The American Economic Review* 78 (4): 796–805.
- Alesina, Alberto F, Stefanie Stantcheva, and Edoardo Teso. 2017. "Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution."
- Alesina, Alberto F, Ugo Troiano, and Traviss Cassidy. 2015. *Old and young politicians*. Technical report. National Bureau of Economic Research.
- Alesina, Alberto, and Paola Giuliano. 2010. "The power of the family." *Journal of Economic growth* 15 (2): 93–125.
- Algan, Yann, Elizabeth Beasley, Martial Foucault, Claudia Senik, and Paul Vertier. 2017. "Bien-être et vote." *Note de l'Observatoire du Bien-Etre 2017-02*.
- Algan, Yann, Sergei Guriev, Elias Papaioannou, Evgenia Passari, et al. 2017. "The European Trust Crisis and the Rise of Populism." *Brookings Papers on Economic Activity, Fall*.
- Allesina, Stefano. 2011. "Measuring nepotism through shared last names: the case of Italian academia." *PLoS one* 6 (8): e21160.
- Allport, G. 1954. "The Nature of Prejudice." *Addison-Wesley*.

- Altonji, J., and D. Card. 1991. "The Effects of Immigration on the Labor Market Outcomes of Less-Skilled Natives." in *John Abowd and Richard Freeman (eds.), Immigration, Trade, and the Labor Market*, University of Chicago Press.
- Altonji, Joseph G, and Charles R Pierret. 2001. "Employer learning and statistical discrimination." *The Quarterly Journal of Economics* 116 (1): 313–350.
- Amore, Mario Daniele, and Morten Bennesen. 2013. "The value of local political connections in a low-corruption environment." *Journal of Financial Economics* 110 (2): 387–402.
- Arendt, Hannah. 1995. *Qu'est-ce que la politique?* Ed. du Seuil.
- Aristote. n.d. *La politique*.
- Arrow, Kenneth J. 1951. *Social choice and individual values*. Vol. 12. Yale university press.
- Arrow, Kenneth Joseph, et al. 1973. "The theory of discrimination."
- Asako, Yasushi, Takeshi Iida, Tetsuya Matsubayashi, and Michiko Ueda. 2015. "Dynastic politicians: Theory and evidence from Japan." *Japanese Journal of Political Science* 16 (1): 5–32.
- Association des Maires de France. 2016. "Ouverture de CAO: Bernard Cazeneuve promet un dialogue approfondi avec les Maires de France [CAO openings: Bernard Cazeneuve pledges to an "in-depth" dialogue with the mayors]."
- Atkinson, Anthony B. 2015. *Inequality*. Harvard University Press.
- Augenblick, Ned, and Scott Nicholson. 2015. "Ballot position, choice fatigue, and voter behaviour." *The Review of Economic Studies* 83 (2): 460–480.
- Autor, D., D. Dorn, G. Hanson, and K. Majlesi. 2016. "Importing Political Polarisation? The Electoral Consequences of Rising Trade Exposure." *Human Development Research Paper, UNDP Washington*.
- Baltrunaite, Audinga, Piera Bello, Alessandra Casarico, and Paola Profeta. 2014. "Gender quotas and the quality of politicians." *Journal of Public Economics* 118:62–74.
- Barone, G., A. D'Ignazio, G. de Blasio, and P. Naticchioni. 2016. "Mr. Rossi, Mr. Hu and politics. The role of immigration in shaping natives' voting behavior." *Journal of Public Economics* 136: 1–13.
- Barro, Robert J. 1973. "The control of politicians: an economic model." *Public choice* 14 (1): 19–42.
- BBC. 2017. "France: le Front national fait peur aux immigrés. by Djennad. N."

- Beaman, Lori, Raghavendra Chattopadhyay, Esther Duflo, Rohini Pande, and Petia Topalova. 2009. "Powerful women: does exposure reduce bias?" *The Quarterly Journal of Economics* 124 (4): 1497–1540.
- Becker, Gary S. 1957. *The economics of discrimination*. University of Chicago press.
- Becker, S., and T. Fetzer. 2016. "Does Migration Cause Extreme Voting?" *Working Paper*.
- Becker, Sascha O, Katrin Boeckh, Christa Hainz, and Ludger Woessmann. 2016. "The empire is dead, long live the empire! Long-run persistence of trust and corruption in the bureaucracy." *The Economic Journal* 126 (590): 40–74.
- Bennedsen, Morten, Kasper Meisner Nielsen, Francisco Perez-Gonzalez, and Daniel Wolfenzon. 2007. "Inside the Family Firm: The Role of Families in Succession Decisions and Performance." *The Quarterly Journal of Economics*: 647–691.
- Bertrand, Marianne, Dolly Chugh, and Sendhil Mullainathan. 2005. "Implicit discrimination." *American Economic Review*: 94–98.
- Bertrand, Marianne, and Esther Duflo. 2017. "Field experiments on discrimination." *Handbook of Economic Field Experiments* 1:309–393.
- Bertrand, Marianne, Claudia Goldin, and Lawrence F Katz. 2010. "Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors." *American Economic Journal: Applied Economics* 2 (3): 228–255.
- Bertrand, Marianne, and Sendhil Mullainathan. 2004. "Are Emily and Brendan more employable than Latoya and Tyrone? Evidence on racial discrimination in the labor market from a large randomized experiment." *American Economic Review* 94 (4): 991–1013.
- Bertrand, Marianne, and Antoinette Schoar. 2006. "The role of family in family firms." *The Journal of Economic Perspectives* 20 (2): 73–96.
- Besley, Timothy. 2005. "Political selection." *The Journal of Economic Perspectives* 19 (3): 43–60.
- . 2006. *Principled agents?: The political economy of good government*. Oxford University Press on Demand.
- Besley, Timothy J, Olle Folke, Torsten Persson, and Johanna Rickne. 2017. "Gender quotas and the crisis of the mediocre man: Theory and evidence from Sweden."
- Besley, Timothy, and Stephen Coate. 1997. "An economic model of representative democracy." *The Quarterly Journal of Economics* 112 (1): 85–114.

- Besley, Timothy, Olle Folke, Torsten Persson, and Johanna Rickne. 2017. "Gender quotas and the crisis of the mediocre man: Theory and evidence from Sweden." *American Economic Review* 107 (8): 2204–2242.
- Besley, Timothy, Jose G Montalvo, and Marta Reynal-Querol. 2011. "Do educated leaders matter?" *The Economic Journal* 121 (554).
- Besley, Timothy, and Marta Reynal-Querol. 2017. "The logic of hereditary rule: theory and evidence." *Journal of Economic Growth*: 1–22.
- Bhavnani, Rikhil R. 2009. "Do electoral quotas work after they are withdrawn? Evidence from a natural experiment in India." *American Political Science Review* 103 (1): 23–35.
- Bianchi, M., P. Buonanno, and P. Pinotti. 2012. "Do Immigrants Cause Crime?" *Journal of the European Economic Association*.
- Blais, André, and Richard Nadeau. 1992. "The electoral budget cycle." *Public Choice* 74 (4): 389–403.
- Borjas, G. 2003. "The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market." *Quarterly Journal of Economics*: 1335–1374.
- Braganca, Arthur, Claudio Ferraz, and Juan Rios. 2015. "Political dynasties and the quality of government." *Unpublished Manuscript*.
- Brollo, Fernanda, and Tommaso Nannicini. 2012. "Tying your enemy's hands in close races: the politics of federal transfers in Brazil." *American Political Science Review* 106 (04): 742–761.
- Brollo, Fernanda, and Ugo Troiano. 2016. "What happens when a woman wins an election? Evidence from close races in Brazil." *Journal of Development Economics* 122:28–45.
- Broockman, David, and Evan Soltas. 2017. "A Natural Experiment on Taste-Based Racial and Ethnic Discrimination in Elections." *Stanford University Graduate School of Business Research Paper*, no. 3499.
- Brunner, B., and A. Kuhn. 2014. "Immigration, Cultural Distance and Natives' Attitudes Towards Immigrants: Evidence from Swiss Voting Results." *Working Paper*.
- Calonico, Sebastian, Matias D. Cattaneo, Max H. Farrell, and Rocio Titiunik. 2016. "Regression Discontinuity Designs Using Covariates." *Working Paper*.
- Calonico, Sebastian, Matias D Cattaneo, and Rocio Titiunik. 2014. "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs." *Econometrica* 82 (6): 2295–2326.
- Campa, Pamela, and Michel Serafinelli. 2015. "Politico-economic Regimes and Attitudes: Female Workers under State-socialism." *University of Toronto, Department of Economics*.

- Card, D. 1990. "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market." *Industrial and Labor Relations Review*: 245–257.
- Carreri, Maria, and Edoardo Teso. 2016. "Economic Recessions and Congressional Preferences for Redistribution."
- Casas-Arce, Pablo, and Albert Saiz. 2015. "Women and power: unpopular, unwilling, or held back?" *Journal of political Economy* 123 (3): 641–669.
- Caselli, Francesco, and Massimo Morelli. 2004. "Bad politicians." *Journal of Public Economics* 88 (3): 759–782.
- Castoriadis, Cornelius. 1997. *The imaginary institution of society*. Mit Press.
- CEVIPOF. 2017. "Jusqu'ici tout va bien ? La démocratie de la défiance en année électorale." *Baromètre de la confiance politique - vague 8*.
- Chamkhi, Amine. 2015. *Les écarts de salaire femmes-hommes en 2010: disparités territoriales par zones d'emploi* 196.
- Charles, Kerwin Kofi, and Jonathan Guryan. 2008. "Prejudice and wages: an empirical assessment of Becker's The Economics of Discrimination." *Journal of political economy* 116 (5): 773–809.
- Chattopadhyay, Raghavendra, and Esther Duflo. 2004. "Women as policy makers: Evidence from a randomized policy experiment in India." *Econometrica* 72 (5): 1409–1443.
- Clark, Gregory. 2014. *The son also rises: surnames and the history of social mobility*. Princeton University Press.
- Clark, Gregory, and Neil Cummins. 2015. "Intergenerational Wealth Mobility in England, 1858–2012: Surnames and Social Mobility." *The Economic Journal* 125 (582): 61–85.
- Colantone, Italo, and Piero Stanig. 2016. "Global competition and Brexit."
- Condorcet, Nicolas de. 1785. *Essai sur l'application de l'analyse à la probabilité des décisions rendues à la pluralité des voix*. Cambridge University Press.
- Cruz, Cesi, Julien Labonne, and Pablo Querubin. 2017. "Politician family networks and electoral outcomes: Evidence from the Philippines." *American Economic Review* 107 (10): 3006–3037.
- Cruz, Cesi, Julien Labonne, and Pablo Querubín. 2017. "Politician Family Networks and Electoral Outcomes: Evidence from the Philippines." *American Economic Review* 107, no. 10 (October): 3006–37. doi:10.1257/aer.20150343. <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20150343>.

- Dal Bó, Ernesto, Pedro Dal Bó, and Jason Snyder. 2009. "Political dynasties." *The Review of Economic Studies* 76 (1): 115–142.
- Dal Bó, Ernesto, Frederico Finan, Olle Folke, Torsten Persson, and Johanna Rickne. 2017. "Who Becomes a Politician?" *The Quarterly Journal of Economics* 132 (4): 1877–1914.
- Daniele, Gianmarco, Sergio Galletta, Benny Geys, et al. 2017. "Abandon Ship? Party Brands and Politicians' Responses to a Political Scandal." *USI Università della Svizzera italiana*.
- Daniele, Gianmarco, and Benny Geys. 2015. "Organised crime, institutions and political quality: Empirical evidence from Italian municipalities." *The Economic Journal* 125 (586).
- Daniele, Gianmarco, and Paul Vertier. 2016. "Dynasties and the Political Budget Cycle."
- De Paola, Maria, Vincenzo Scoppa, and Rosetta Lombardo. 2010. "Can gender quotas break down negative stereotypes? Evidence from changes in electoral rules." *Journal of Public Economics* 94 (5): 344–353.
- DellaVigna, Stefano. 2009. "Psychology and economics: Evidence from the field." *Journal of Economic Literature* 47 (2): 315–372.
- Dippel, C., R. Gold, S. Heblich, and R. Pinto. 2017. "Instrumental Variables and causal mechanisms: Unpacking the effect of Trade on Workers and Votes." *Working Paper*.
- Dippel, Christian, Robert Gold, Stephan Heblich, and Rodrigo Pinto. 2017. *Instrumental Variables and Causal Mechanisms: Unpacking The Effect of Trade on Workers and Voters*. Technical report. National Bureau of Economic Research.
- Dorn, David, Gordon Hanson, Kaveh Majlesi, et al. 2016. *Importing political polarization? the electoral consequences of rising trade exposure*. Technical report. National Bureau of Economic Research.
- Downs, Anthony. 1957. "An economic theory of political action in a democracy." *Journal of Political Economy* 65 (2): 135–150.
- Durante, Ruben, Giovanna Labartino, and Roberto Perotti. 2014. "Academic Dynasties: Familism, Civic Capital, and Nepotism in Italian Universities." *National Bureau of Economic Research*.
- Dustmann, C., K. Vasiljeva, and A.P. Damm. 2016. "Refugee Migration and Electoral Outcomes." *Working Paper*.
- Eggers, Andrew C, and Jens Hainmueller. 2009. "MPs for sale? Returns to office in postwar British politics." *American Political Science Review* 103 (04): 513–533.

- Esteve-Volart, Berta, and Manuel Bagues. 2012. "Are women pawns in the political game? Evidence from elections to the Spanish Senate." *Journal of Public Economics* 96 (3): 387–399.
- Feinstein, Brian D. 2010. "The dynasty advantage: Family ties in congressional elections." *Legislative Studies Quarterly* 35 (4): 571–598.
- Ferejohn, John. 1986. "Incumbent performance and electoral control." *Public choice* 50 (1): 5–25.
- Ferraz, Claudio, and Frederico Finan. 2009. *Motivating politicians: The impacts of monetary incentives on quality and performance*. Technical report. National Bureau of Economic Research.
- Ferreira, Fernando, and Joseph Gyourko. 2014. "Does gender matter for political leadership? The case of US mayors." *Journal of Public Economics* 112:24–39.
- Fisman, Raymond, Florian Schulz, and Vikrant Vig. 2012. "Private returns to public office." *National Bureau of Economic Research*.
- Fiva, Jon H., and Daniel M. Smith. 2016. "Political Dynasties and the Incumbency Advantage in Party-Centered Environments." *CESifo Working Paper Series*.
- Folke, Olle, Torsten Persson, and Johanna Rickne. 2017. "Dynastic Political Rents." *Economic Journal, forthcoming*.
- France Télévision. 2015. "CARTE. Quelles sont les communes volontaires pour accueillir des réfugiés ?" by Baïetto, T. and Dalbosco, M."
- Gagliarducci, Stefano, and Marco Manacorda. 2014. "Politics in the Family: Nepotism and the Hiring Decisions of Italian Firms." *Working Paper*.
- Gagliarducci, Stefano, and Tommaso Nannicini. 2013. "Do better paid politicians perform better? Disentangling incentives from selection." *Journal of the European Economic Association* 11 (2): 369–398.
- Gagliarducci, Stefano, and M Daniele Paserman. 2016. "Gender Differences in Cooperative Environments: Evidence from the US Congress." *NBER Working Paper No. 22488*.
- Gauchet, Marcel. 2007. *La démocratie d'une crise à l'autre*. Editions Cécile Defaut.
- Geys, Benny. 2017a. "Political Dynasties, Electoral Institutions and Politicians' Human Capital." *Economic Journal, forthcoming*.
- . 2017b. "Political dynasties, electoral institutions and politicians' human capital." *The Economic Journal* 127 (605).

- Geys, Benny, and Daniel M Smith. 2017. "Political dynasties in democracies: causes, consequences and remaining puzzles." *The Economic Journal* 127 (605).
- Giommoni, Tommaso. 2017. "Exposition to Corruption and Political Participation: Evidence from Italian Municipalities." *CESifo Working Paper Series No. 6645*.
- Giuliano, Paola, and Antonio Spilimbergo. 2013. "Growing up in a Recession." *Review of Economic Studies* 81 (2): 787–817.
- Gott, C., and K. Johnstone. 2002. "Migrant population in the U.K.: Fiscal effects."
- Guriev, S., and E. Vakulenko. 2002. "Breaking out of poverty traps: Internal Migration and interregional convergence in Russia." *Journal of Comparative Economics*.
- Hahn, Jinyong, Petra Todd, and Wilbert Van der Klaauw. 2001. "Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design." *Econometrica* 69 (1): 201–209.
- Hainmueller, J., and D. Hopkins. 2014. "Public attitudes towards Immigration." *Annual Review of Political Science*: 225–249.
- Halla, M., A. Wagner, and J. Zweimueller. Forthcoming. "Immigration and voting for the extreme right." *Journal of the European Economics Association*.
- Hangartner, Dominik, Elias Dinas, Moritz Marbach, Konstantinos Matakos, and Dimitrios Xefteris. 2017a. "Does Exposure to the Refugee Crisis Make Natives More Hostile?"
- . 2017b. "Waking Up the Golden Dawn: Does Exposure to the Refugees Crisis Increase Support for Extreme-right Parties?"
- Harari, Yuval N, and Derek Perkins. 2014. *Sapiens: A brief history of humankind*. Harvill Secker London.
- Harmon, N. Forthcoming. "Immigration, ethnic diversity and political outcomes: evidence from Denmark." *Scandinavian Journal of Economics*.
- Hayes, Danny, and Jennifer L Lawless. 2016. *Women on the run: gender, media, and political campaigns in a polarized Era*. Cambridge University Press.
- Ho, Daniel E, and Kosuke Imai. 2006. "Randomization inference with natural experiments: An analysis of ballot effects in the 2003 California recall election." *Journal of the American Statistical Association* 101 (475): 888–900.
- . 2008. "Estimating causal effects of ballot order from a randomized natural experiment: The California alphabet lottery, 1978–2002." *Public Opinion Quarterly* 72 (2): 216–240.
- IFOP. 2015. "Les ressorts de l'abstention aux élections départementales."

- Inglehart, Ronald, and Pippa Norris. 2016. "Trump, Brexit, and the rise of populism: Economic have-nots and cultural backlash."
- Jones, Benjamin F, and Benjamin A Olken. 2005. "Do leaders matter? National leadership and growth since World War II." *The Quarterly Journal of Economics* 120 (3): 835–864.
- Júlio, Paulo, and José Tavares. 2017. "The Good, the Bad and the Different: Can Gender Quotas Raise the Quality of Politicians?" *Economica*.
- Kuhn, Peter, and Marie Claire Villeval. 2015. "Are Women More Attracted to Co-operation Than Men?" *The Economic Journal* 125 (582): 115–140.
- La Cimade. 2017. "Etat des lieux du dispositif d'accueil des demandeurs d'asile."
- La Croix. 2017. "En conscience, au nom de notre foi, voter Front National, c'est non [In consciousness, and in the name of our faith, we won't vote for the Front National], by a catholic collective."
- Labonne, Julien, and Marcel Fafchamps. 2015. "Do Politicians' Relatives Get Better Jobs? Evidence from Municipal Elections." *Evidence from Municipal Elections (May 1, 2015)*.
- Laouénan, Morgane, and Roland Rathelot. 2017. "Ethnic Discrimination on an Online Marketplace of Vacation Rental."
- Latour, Bruno. 2006. "Les «vues» de l'esprit. Une introduction à l'anthropologie des sciences et des techniques." *Sociologie de la traduction. Textes fondateurs*: 33–70.
- Le Monde. 2015. "Comment la France se prépare à accueillir les réfugiés [How France is getting ready to welcome the refugees], by Rey-Lefebvre, I. and Pascual, J."
- . 2016. "'Jungle' de Calais : le démantèlement débutera lundi à l'aube" [Calais "Jungle": the dismantling will begin Monday at dawn]. by Baumard, M."
- . 2017. "En mettant l'accent sur l'immigration, Marine Le Pen cherche à mobiliser sa base électorale.[By putting the emphasis on immigration, Marine Le Pen aims at mobilizing her electoral basis.] by Faye O."
- Lee, David S, and Thomas Lemieux. 2010. "Regression discontinuity designs in economics." *Journal of economic literature* 48 (2): 281–355.
- Lee, David S, Enrico Moretti, and Matthew J Butler. 2004. "Do voters affect or elect policies? Evidence from the US House." *The Quarterly Journal of Economics* 119 (3): 807–859.
- Lefort, Claude. 1986. *Essais sur le politique: XIXe et XXe siècles*. Seuil.

- Libération. 2016. “L’Etat veut créer 12 000 places d’hébergement pour désengorger la ”jungle” de Calais [The government wants to create 12,000 beds to unblock the Calais “jungle”], by Blin, S.”
- Malgouyres, C. 2017. “Trade Shocks and Far-Right Voting: Evidence from French Presidential Elections.” *Working Paper*.
- Malgouyres, Clément. 2017. “Trade Shocks and Far-Right Voting: Evidence from French Presidential Elections.”
- Mastruboni, G., and P. Pinotti. 2016. “Legal Status and The Criminal Activity of Immigrants.” *American Economic Journal: Applied Economics*,
- McCrary, Justin. 2008. “Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test.” *Journal of Econometrics* 142 (2): 698–714.
- Mendez, I., and I.M. Cutillas. 2014. “Has immigration affected Spanish presidential elections results?” *Journal of Population Economics*, 27: 135–171.
- Michels, Robert. 1915. *Political parties: A sociological study of the oligarchical tendencies of modern democracy*. Hearst’s International Library Company.
- Ministère de l’Intérieur. 2017. “L’action de l’Etat à Calais.”
- Moehling, C., and A. Piehl. 2009. “Immigration and Crime in Early 20th Century America.” *Demography* 46.
- Montesquieu, Charles-Louis de Secondat de. 1867. *Esprit des lois*. Libr. de F. Didot Frères.
- Mosca, Gaetano. 1939. *The Ruling Class, trans. HD Kahn*. New York: McGraw-Hill.
- OECD. 2014. “Gender, Institutions and Development (Edition 2014).”
- . 2015. “How will the Refugee surge affect the european economy?” *Migration Policy debates N. 8*.
- . 2017. “How’s Life?2017 Measuring Well-being.”
- Ortega, F., and G. Peri. 2009. “The Causes and Effects of International labour mobility: Evidence from OECD countries 1980-2005.” *Human Development Research Paper, UNDP Washington*.
- Osborne, Martin J, and Al Slivinski. 1996. “A model of political competition with citizen-candidates.” *The Quarterly Journal of Economics* 111 (1): 65–96.
- Ottaviano, G., and G. Peri. 2012. “Rethinking the Effect of Immigration on Wages.” *Journal of the European Economic Association*.

- Otto, A. H., and M. F. Steinhardt. 2014. "Immigration and election outcomes ? Evidence from city districts in Hamburg." *Regional Science and Urban Economics*: 67–79.
- Pande, Rohini. 2003. "Can mandated political representation increase policy influence for disadvantaged minorities? Theory and evidence from India." *The American Economic Review* 93 (4): 1132–1151.
- Panizza, Francisco. 2005. *Populism and the Mirror of Democracy*. Verso.
- Pareto, Vilfredo. 1901. *The Rise and Fall of Elites: Application of Theoretical Sociology*, Piscataway Nj. Transaction Publishers.
- Persson, Torsten, and Guido Enrico Tabellini. 2002. *Political economics: explaining economic policy*. MIT press.
- Persson, Torsten, Guido Enrico Tabellini, et al. 2003. *Do electoral cycles differ across political systems?* Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research.
- Phelps, Edmund S. 1972. "The statistical theory of racism and sexism." *The American Economic Review* 62 (4): 659–661.
- Piketty, Thomas. 2013. *Le capital au XXIe siècle*. Seuil.
- Querubin, Pablo. 2013. "Family and politics: Dynastic incumbency advantage in the Philippines." *Unpublished Manuscript, Massachusetts Institute of Technology*.
- Querubin, Pablo, and James M Snyder Jr. 2011. "The control of politicians in normal times and times of crisis: Wealth accumulation by US Congressmen, 1850-1880." *National Bureau of Economic Research*.
- Robinson, James A, and Daron Acemoglu. 2008. "Persistence of Power, Elites and Institutions." *American Economic Review* 98 (1): 267–293.
- Rogoff, Kenneth. 1990. "Equilibrium Political Budget Cycles." *American Economic Review* 80.
- Rosanvallon, Pierre. 2014. *La contre-démocratie. La politique à l'âge de la défiance*. Le Seuil.
- Rossi, Martin. 2017. "Political Dynasties: Evidence from a Natural Experiment in Argentina." *Economic Journal, forthcoming*.
- Roth, Christopher, and Johannes Wohlfart. 2016. "Experienced Inequality and Preferences for Redistribution." *Working Paper*.
- Rousseau, Jean-Jacques. 1762. *Du contrat social*. Flammarion.
- Sanbonmatsu, Kira. 2010. *Where women run: Gender and party in the American states*. University of Michigan Press.

- Seabright, Paul. 2012. *The war of the sexes: how conflict and cooperation have shaped men and women from prehistory to the present*. Princeton University Press.
- Shi, Min, and Jakob Svensson. 2006. "Political budget cycles: Do they differ across countries and why?" *Journal of public economics* 90 (8): 1367–1389.
- Shue, Kelly, and Erzo FP Luttmer. 2009. "Who misvotes? The effect of differential cognition costs on election outcomes." *American Economic Journal: Economic Policy* 1 (1): 229–257.
- Sieyès, Joseph-Marie. 1789. "Discours du 7 septembre 1789."
- Simon, Herbert A. 1955. "A behavioral model of rational choice." *The quarterly journal of economics* 69 (1): 99–118.
- Steinmayr, A. 2016. "Exposure to Refugees and Voting for the Far-Right. (Unexpected) Results from Austria." *Working Paper*.
- Stock, J., and M. Yogo. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." In: *Andrews DWK New York: Cambridge University Press*: 80–108.
- Taguieff, Pierre-André. 1984. "La rhétorique du national-populisme [Les règles élémentaires de la propagande xénophobe]." *Mots* 9 (1): 113–139.
- Tella, Rafael Di, and Julio J Rotemberg. 2016. *Populism and the Return of the "Paranoid Style": Some Evidence and a Simple Model of Demand for Incompetence as Insurance against Elite Betrayal*. Technical report. National Bureau of Economic Research.
- Thomas, Melanee, and Marc André Bodet. 2013. "Sacrificial lambs, women candidates, and district competitiveness in Canada." *Electoral Studies* 32 (1): 153–166.
- Trendeo - Observatoire de l'investissement et de l'emploi. 2017.
- Viskanic, M. 2017. "Fear and Loathing on the Campaign Trail: Did Immigration Cause Brexit?" *Working Paper*.
- Winock, Michel. 1997. "Populismes français." *Vingtième siècle. Revue d'histoire*: 77–91.