

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/319290169>

# Jeux d'échelles pour comprendre les déterminants sociaux de l'abstention dans l'espace français

Book · July 2017

---

CITATIONS

0

READS

370

1 author:



Jean Rivière

University of Nantes

46 PUBLICATIONS 82 CITATIONS

SEE PROFILE

## Chapitre 2 : Jeux d'échelles pour comprendre les déterminants sociaux de l'abstention dans l'espace français

Jean RIVIERE

« Quand bien même disposerait-on d'ailleurs d'une exploitation exhaustive de la géographie cantonale, voire communale, de l'abstentionnisme, on ne connaîtrait encore le phénomène que de façon très approximative » (Lancelot, 1968 : 4).

L'introduction du premier ouvrage de référence sur *L'abstentionnisme électoral en France* (Lancelot, 1968) soulignait à raison les limites de l'analyse dite « écologique » du vote, en rappelant que cette approche n'autorise pas de conclusion sur les propriétés sociales individuelles des citoyens qui choisissent de ne pas voter, et encore moins sur les motifs qui les animent. Les chercheurs qui s'intéressent aux comportements électoraux le savent, en effet, depuis longtemps : ce n'est pas parce qu'un département compte à la fois une forte proportion d'ouvriers et un fort taux d'abstention que l'on peut en déduire que les ouvriers votent moins que les autres catégories socioprofessionnelles (Robinson, 1950 ; Boudon, 1963). Pour autant et face au piège de ce qui sera rapidement nommé « l'erreur écologique », faut-il renoncer à utiliser la source extrêmement riche que constituent les chiffres de la participation électorale effectivement mesurés à l'issue du dépouillement des scrutins, puis agrégés selon différentes échelles géographiques (départements, cantons, communes voire bureaux de vote récemment) ? Disons-le d'emblée, ce chapitre – qui entend s'inscrire dans le mouvement de renouveau de la géographie électorale française évoqué par Nonna Mayer dans le chapitre deux de ce *Traité* – se propose au contraire de démontrer en quoi l'analyse écologique constitue une approche pertinente pour comprendre les déterminants sociaux de l'abstention en France, ce qui est par exemple le cas au Royaume-Uni comme en témoigne les dizaines de publications du duo formé par Charles Pattie et Ron Johnston (Johnston, Pattie, 2006), et plus largement le dynamisme de la géographie électorale anglo-américaine depuis les années 1960 (Van der Wusten, Mamadouh, 2014).

En effet, la question de la robustesse du matériau empirique mobilisé est d'autant plus cruciale dans le cas de l'abstention que cette pratique est souvent considérée – malgré le relâchement de la norme participationniste qui caractérise les dernières décennies en France, en particulier en dehors des élections présidentielle de haute intensité (encadré 1) – comme illégitime voire comme une « pathologie sociale » (Lebaron, 2012), et donc sous-déclarée par celles et ceux qui acceptent de répondre aux « enquêtes d'opinion » et autres « sondages d'intention de vote », dont les biais sont clairement identifiés depuis longtemps (Bourdieu, 1973 ; Garrigou, 2006 ; Lehingue, 2007). Si l'on met de côté d'emblée ce type d'analyse au réalisme sociologique douteux – la question de l'intention de participation y est d'ailleurs peu mise en avant, tant elle risquerait d'affecter et d'invalider les intentions de vote qu'elles cherchent à estimer –, on peut distinguer trois grands types d'approches méthodologiques (qui renvoient elles-mêmes à des matériaux empiriques différents) utilisées dans le champ des *electoral studies* françaises pour étudier la question de l'abstention.

### **Encadré 1. La trajectoire française, une exception européenne en matière d'abstention ?**

Dans un article au titre provocateur « The End of Voters in Europe ? », Pascal Delwit (2013) a récemment proposé dans une perspective comparatiste une typologie des trajectoires des États européens en matière d'abstention depuis l'après-guerre. Le cas français y apparaît comme singulier dans le sens où la courbe d'évolution de la participation n'y correspond ni au

tracé en cloche marqué par un pic de participation dans les années 1970-80 (cas de l'Italie, de l'Allemagne ou du Royaume-Uni), ni au tracé de la baisse progressive – et inéluctable ? – de la participation (cas de l'Autriche, de la Grèce ou du Portugal), ni au modèle de stabilité de la participation électorale, qui ne serait affecté que par des fluctuations conjoncturelles légères (cas de la Belgique ou de l'Espagne par exemple). Sur le long terme, la courbe hexagonale se caractérise en effet par son tracé en dents-de-scie, que Pascal Delwit propose d'expliquer notamment par les transformations du système politique (le passage de la IV<sup>ème</sup> à la V<sup>ème</sup> République, et surtout l'alignement des élections législatives sur les élections présidentielles par exemple). Le projet de ce chapitre, dont les investigations empiriques portent justement sur le cas français, s'en trouve ainsi conforté.

La *première* consiste à s'appuyer sur des grandes bases de données nationales (comme les bases « Participation électorale » et « l'Enquête Permanente sur les Conditions de Vie » produites par l'INSEE) qui permettent de comprendre les facteurs de la démobilitation électorale contemporaine par l'étude des propriétés sociales objectives (âge, niveau de diplôme, catégorie socioprofessionnelle détaillée, degré d'intégration au monde du travail, etc.) des abstentionnistes, mais aussi de s'interroger sur les trajectoires de participation – par exemple à l'échelle d'une séquence électorale comprenant des scrutins de différente nature – des électeurs (Héran, Rouault, 1995a, 1995b ; Héran, 1997, 2004 ; Désesquelles, 2004 ; Braconnier, Dormagen, Gabalda, Niel, 2016).

La *deuxième* est celle qui consiste à investir un terrain local – une commune ou quelques bureaux de vote d'une grande ville – pour y saisir les dynamiques de participation dans les contextes où elles ont lieu et où elles prennent sens, notamment par le recours au dépouillement des listes d'émargement électorales sur lesquelles figurent plusieurs propriétés des inscrits (âge, sexe, adresse et noms permettant de reconstituer des familles, voire professions disponibles sur les listes d'émargement de rares villes)<sup>1</sup>. Cette approche est très ancienne en France depuis un travail pionnier sur des cantons ruraux (Dupeux, 1952), même si elle a ensuite surtout été conduite dans des terrains urbains (Grawitz, 1965 ; Brusset, Thomas, 1971 ; Sineau, Mossuz-Lavau, 1978 ; Peneff, 1981). Dans le cadre du mouvement en cours de retour des approches contextuelles (Braconnier, 2010), elle est de nouveau déployée depuis une décennie environ dans des contextes sociogéographiques de plus en plus diversifiés : quartier populaire de grands-ensembles (Braconnier, Dormagen, 2007) ; arrondissements centraux et aisés des métropoles (Agrikoliansky, Lévêque, 2011) ; ville nouvelle d'Île de France (Buton, Lemercier, Mariot, 2012) ; quartier pavillonnaire urbain de « petits-moyens » (Cartier, Coutand, Masclet, Siblot, 2008), communes périurbaines en mutation (Rivière, 2008). Ce recours aux listes électorales comme matériau de recherche très riche est parfois associé à des enquêtes qualitatives localisées associant entretiens et observations de terrain, qui permettent de relier les résultats obtenus à partir de l'étude des propriétés sociales des inscrits aux dispositions politiques des habitants.

Cela dit et bien que l'on dispose de tels travaux, rares sont les démarches qui permettent de saisir les dynamiques électorales (dont celles propres à l'abstention) pour l'ensemble d'un espace de référence plus vaste (une agglomération, une zone d'emploi, voire la France entière). Or, et de manière complémentaire à ces approches localisées qui présentent d'autres avantages en termes de richesse d'analyse, c'est justement ce que permet l'approche écologique du comportement électoral telle qu'elle peut être déployée à l'échelle d'un ensemble urbain (Rivière, 2012 ; Russo, Beauguitte, 2014), de plusieurs villes d'un ensemble régional (Rivière, 2016), d'une partie de la hiérarchie urbaine (Rivière, 2011, 2014a), ou bien

---

<sup>1</sup> Récemment, des travaux aussi se sont aussi intéressés à la pratique du vote par procuration (Charpentier, Coulmont, Gombin, 2014).

de l'espace français dans sa totalité (Goux, Maurin, 2004 ; Lehingue, 2007 ; Bussi, Fourquet, Colange, 2012 ; Gombin, 2014). C'est justement à une telle exploration qu'invite ce chapitre à travers un regard porté sur l'abstention à plusieurs échelles géographiques et temporelles, afin de faire varier la focale d'analyse tout en prenant de la profondeur historique. Pour cela, ce sont essentiellement les résultats des consultations présidentielles qui seront mobilisés, afin de pouvoir raisonner avec une offre électorale homogène sur l'ensemble du territoire français, autrement dit que les différences géographiques de participation ne soient pas des effets de l'inégale structuration des offres électorales d'un espace à l'autre, comme c'est par exemple le cas lors des scrutins législatifs ou régionaux. Dans ce cadre, on s'attachera notamment à confronter les grands schémas explicatifs en présence dans la littérature scientifique sur la participation électorale avec les chiffres de l'abstention collectés à plusieurs niveaux.

## **1. Retour sur deux registres explicatifs classiques de l'abstention : les cultures politiques régionales et l'opposition villes-campagnes**

### *Que peut-on dire à partir des cartes à l'échelle départementale ?*

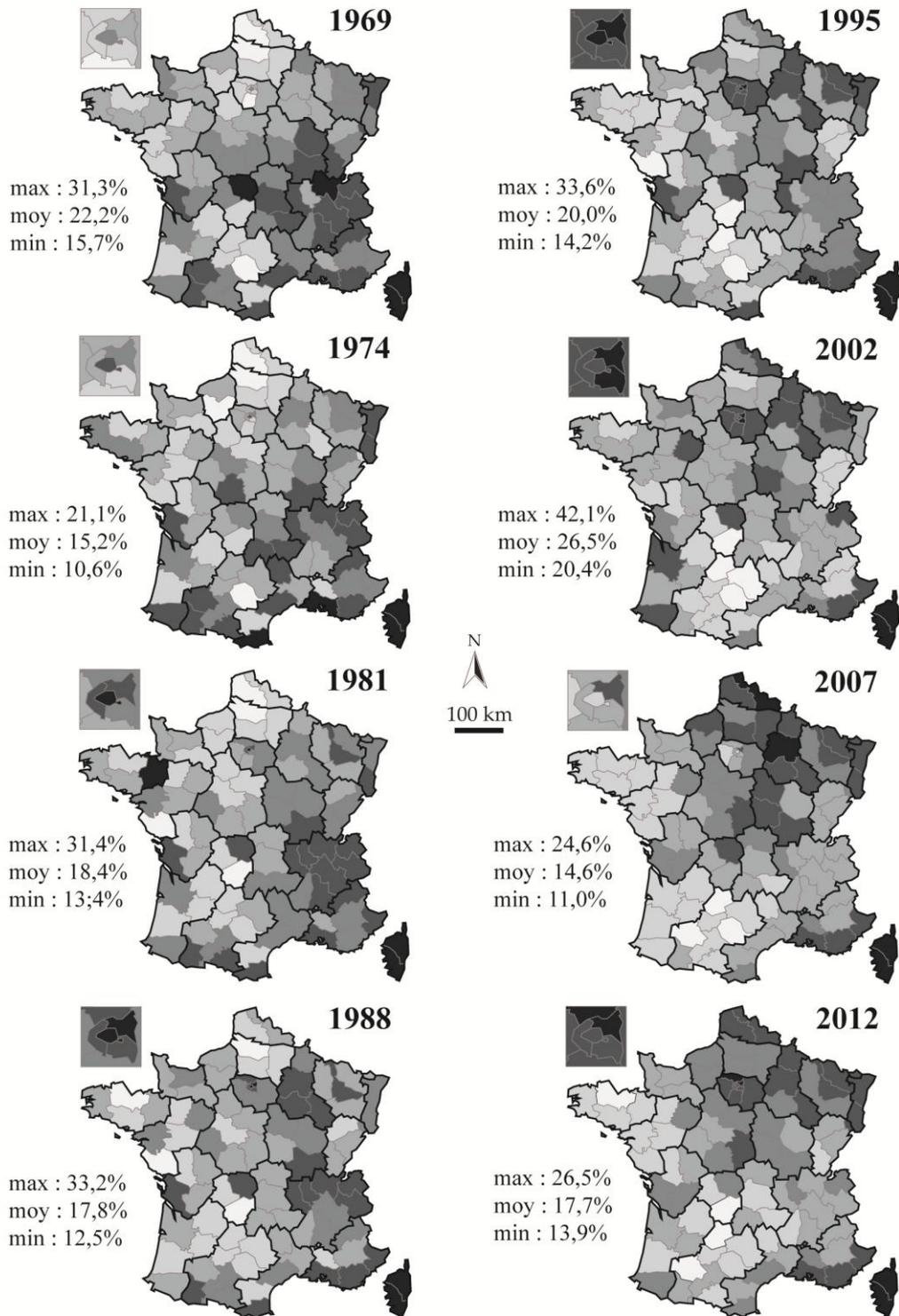
Bien qu'Alain Lancelot (1968) ait insisté sur les précautions à prendre dans l'interprétation des cartes décrivant la distribution spatiale de l'abstention, il n'en a pas moins brossé un large tableau permettant de suivre les mutations du phénomène entre 1876 et 1965. Il en ressort qu'il existe bel et bien une géographie de l'abstention sur le temps long, à l'exception de quelques conjonctures spécifiques. Les départements s'ordonnent en ensemble régionaux relativement stables, de sorte que les régions du nord apparaissent parmi celles qui ont les taux de participation les plus élevés tandis que les zones de la France méridionale sont caractérisées par une abstention structurellement plus forte. Cette implantation géographique se modifie cependant progressivement, les citoyens du Grand-Ouest participant par exemple de plus en plus souvent aux scrutins, tandis que c'est l'inverse pour ceux des régions du Sud-ouest du pays. Afin de voir dans quelle mesure cette géographie départementale a continué d'évoluer, on peut en dresser les contours depuis la fin des années soixante (carte 1).

Si le scrutin de 1969 correspond encore bien à la structure décrite par A. Lancelot sur le temps long (départements des régions Nord-Pas-de-Calais et Picardie où l'abstention est la plus faible ; départements de Corse, de Rhône-Alpes, du Massif central où elle est la plus forte), cette organisation spatiale s'est progressivement modifiée jusqu'à l'élection présidentielle de 2012. Certes et probablement en raison des rapports particuliers qu'entretiennent une partie des Corses avec l'institution électorale centralisée, les départements de l'île restent les plus concernés par l'abstention<sup>2</sup>, mais ce sont désormais les départements de la France du Nord et de l'Est qui figurent parmi ceux où l'abstention est la plus forte. À l'inverse et hormis les départements littoraux de la Côte-d'Azur, les habitants d'une large moitié sud du pays votent à présent plus fréquemment que les autres. Au total, c'est donc une opposition entre les départements du sud-ouest (et plus largement ceux de l'ensemble de la façade ouest) et ceux du nord-est qui se dessine à la lecture de ces cartes. Mais comment expliquer ces permanences et ces mutations dans l'organisation spatiale des votes au niveau départemental ?

---

<sup>2</sup> A. Lancelot avance plutôt les effets de la mal-inscription pour expliquer cette spécificité régionale, sans pour autant présenter d'éléments empiriques étayant cette idée : « L'abstentionnisme est, en effet, artificiellement gonflé du fait que beaucoup d'insulaires qui résident sur le continent veulent rester inscrits sur les listes électorales en Corse même s'ils ne peuvent y aller voter » (Lancelot, 1968 : 68).

# Carte 1. L'abstention dans les départements français aux élections présidentielles de 1969 à 2012 (1er tour)



## L'abstention départementale est...

- ... très supérieure à la tendance [P95-max]
- ... supérieure à la tendance [Q3-P95]
- ... un peu supérieure à la tendance [Q2-Q3]
- ... inférieure à la tendance [P5-Q1]
- ... très inférieure à la tendance [min-P5]

Outre des facteurs directement politiques (nature de la consultation, structuration de l'offre et degré de compétition, etc.), c'est une explication en termes de cultures politiques régionales, voire de « micro-climats » politiques, qui est souvent mise en avant par A. Lancelot quand il s'agit de comprendre les différences entre départements en matière d'abstention, alors même qu'il souligne de manière très fine les relations étroites entre appartenances sociales et participation électorale<sup>3</sup>. Certes, on peut parfois observer à cette échelle les effets de l'implantation départementale d'un candidat qui contribue à la participation, c'est le « *friends and neighbours effect* » (Key, 1949) bien connu des géographes du vote. C'est par exemple le cas en Corrèze quand Jacques Chirac était candidat entre 1981 et 2002, ou quand François Hollande l'était en 2012... quoi que le taux d'abstention de ce département ait finalement toujours figuré parmi les plus faibles.

Plus largement, le risque d'une telle grille d'analyse est de véhiculer un pouvoir quasi-magique au « territoire », en faisant un facteur d'explication de l'inexpliqué dans une démarche de fait tautologique (« les Bretons sont plus pro-européens que la moyenne des Français parce qu'ils sont Bretons ») construite sur le mode du « génie des lieux » ou de la « psychologie des peuples » qui rappelle certains glissements anciens d'un André Siegfried (Lehingue, 2011 : chapitre 6). Bien que les différences de participation entre départements soient liées à des systèmes productifs régionaux ayant produit des formations sociales différentes, à des rapports sociaux locaux cristallisés sur le temps long, bref à des histoires sociales originales, force est de constater qu'il est difficile de mettre en relation l'abstention avec des indicateurs socioéconomiques décrivant le profil des habitants. Même si les régions du nord-est où la participation est la plus faible en 2007 et 2012 sont par exemple celles qui comptent les plus fortes proportions d'ouvriers et de jeunes, alors que celles du sud-ouest où la participation est forte correspondent aux zones qui accueillent des populations de plus de 65 ans socialisées à la norme participationniste, ou encore que l'on observe que les départements aisés de l'ouest francilien sont toujours caractérisés par une participation plus forte que la très populaire Seine-Saint-Denis, la carte 1 confirme surtout que l'échelle départementale est profondément inadaptée, parce que trop grossière.

C'est pourtant ce niveau qui a longtemps été privilégié dans de nombreux travaux (Bon, Cheylan, 1988), et les détracteurs de l'approche écologique se sont d'ailleurs régulièrement appuyés sur l'exemple des faibles corrélations statistiques entre part d'ouvriers et vote en faveur du PCF pour invalider la démarche dans son ensemble, non sans arrière-pensées de concurrences disciplinaires dans le champ des électoralistes de l'époque (Hastings, 1989). Or la question de l'échelle d'analyse est ici essentielle, et le principal défaut du niveau départemental – qui est resté omniprésent jusqu'à très récemment dans les cartes proposées par la presse aux lendemains des scrutins – est de masquer la polarisation croissante exercée par les mondes urbains sur l'organisation de l'espace français.

### *À propos du clivage entre « villes » et « campagnes »*

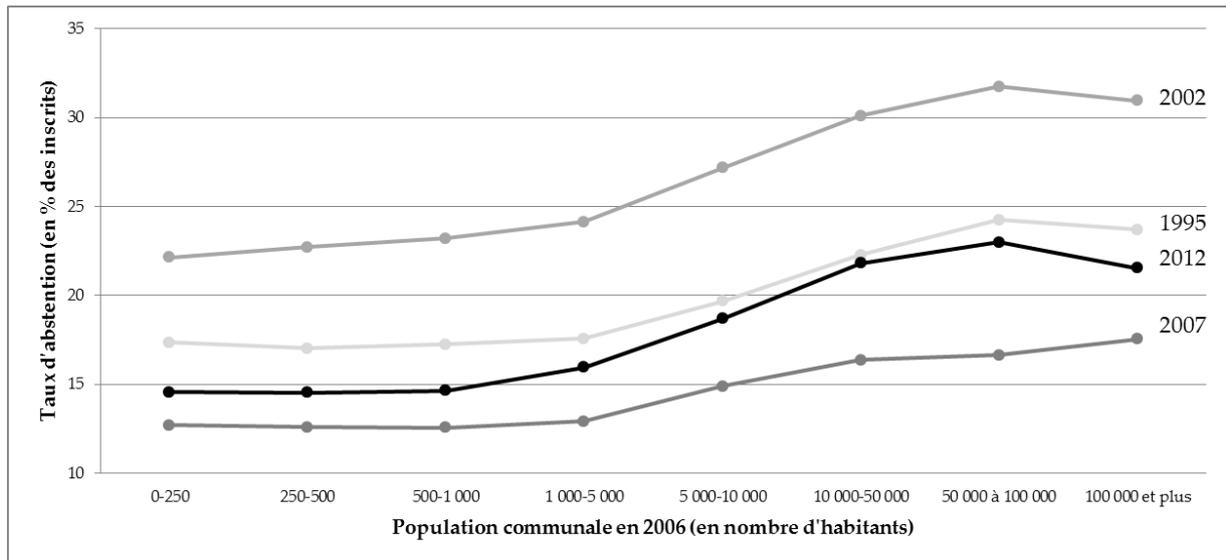
Parallèlement aux grands clivages régionaux, le rôle de la taille de la commune sur la participation électorale a pourtant été identifié de longue date par les chercheurs. Cependant et alors qu'il est aujourd'hui communément admis que le niveau d'abstention augmente avec la population communale – et même si des travaux récents montrent que les mondes ruraux français n'échappent pas à la montée de l'abstention, notamment en raisons des recompositions des échelles d'appartenance locale (Vignon, 2016), cette relation semble

---

<sup>3</sup> À ce propos, d'autres chercheurs notent également que : « En fait, elles [ces permanences] semblent poser plus de questions qu'elles n'en résolvent. L'explication en terme de traditions locales, de départements au tempérament abstentionniste, pose un problème difficile, celui du renouvellement du corps électoral au regard de la continuité des comportements électoraux » (Subileau, Toinet, 1993 : 125).

s'être inversé dans le temps<sup>4</sup>. Il faut dire que dans le monde rural de l'époque, la participation électorale s'est souvent heurtée à des contraintes matérielles plus fortes, à commencer par la distance à parcourir pour se rendre au bureau de vote située au chef-lieu communal en l'absence de véhicule à moteur (Dupeux, 1952). Beaucoup plus récemment, des travaux récents de science politique prenant en compte la dimension spatiale dans l'analyse des effets de la distance entre le lieu de résidence et le bureau de vote ont prolongé ces questionnements en mobilisant des techniques quantitatives (Buton, Lemerrier, Mariot, 2012 ; Braconnier, Dormagen, Gabalda, Niel, 2016)<sup>5</sup>.

**Graphique 1. Abstention moyenne en fonction de la taille de la commune (1995-2012)**



Sources : Ministère de l'Intérieur, 1995, 2002, 2007, 2012 ; INSEE, 2006.

Mais la relation entre abstention et taille de la commune varie aussi dans l'espace. En travaillant sur un scrutin de 1958, deux politistes ont ainsi souligné que dans certains départements – notamment ceux où les taux de participation sont les plus forts – les citoyens participent moins aux scrutins, tandis que c'est souvent l'inverse dans le cas des départements où l'abstention est plus forte (Lancelot, Ranger, 1961). Aujourd'hui, la situation est devenue plus homogène même si, comme on le verra ensuite, les cartes à une échelle fine permettent de nuancer ce constat. Construit à partir des résultats aux 1<sup>er</sup> tours des scrutins présidentiels de 1995 à 2012<sup>6</sup>, le graphique 1 montre que le niveau de l'abstention augmente clairement avec la taille de la commune de résidence des inscrits, en particulier quand celle-ci compte plus de 5 000 habitants (voire dès 1 000 habitants en 2012). Les quatre courbes ont globalement la même forme, même si l'abstention cesse d'augmenter une fois atteinte la barre des 100 000 habitants lors des élections de 1995, 2002 et 2012, alors qu'elle poursuit sa hausse dans les villes les plus grandes à l'occasion du scrutin de 2007. Là encore, la question qui se pose est

<sup>4</sup> L'analyse d'un scrutin du milieu du XIX<sup>e</sup> siècle montre en effet que : « Les abstentions sont très nombreuses dans les campagnes (un tiers et plus d'un tiers du nombre des inscrits), moins nombreuses dans les villes (un tiers environ), et moins encore dans les grands centres urbains (un quart), à Paris en particulier (un cinquième ou un sixième) » (Génique, 1921 : 32).

<sup>5</sup> Partant du fait qu'environ un cinquième des électeurs sont légalement inscrits sur les listes électorales d'une autre commune que celle de leur résidence principale au sens de la statistique publique, un article récent (Bargel, 2016) s'est intéressé à l'attachement local que manifestent les « originaires » de communes montagnardes qui votent, notamment aux élections municipales, dans une commune où ils disposent d'ancrages spécifiques (résidence secondaire, attaches familiales, etc.).

<sup>6</sup> Il aurait été intéressant de travailler aussi sur les élections antérieures, mais les données à l'échelle communale ne sont disponibles que depuis 1995.

celle de l'interprétation de l'inégale participation des habitants entre petites communes et grandes villes.

Dans la littérature scientifique, ces différences de participation sont généralement mises en relation avec deux principaux phénomènes, qui ne sont d'ailleurs pas exclusifs l'un de l'autre. D'une part, l'abstention plus forte relevée dans les grandes communes (urbaines) pourrait s'expliquer par des taux de mal-inscription plus importants, notamment en raison des renouvellements plus fréquents de leurs parcs de logement, comme cela a par exemple été démontré dans les quartiers populaires de grands-ensembles (Braconnier, Dormagen, 2007). Cette piste explicative évoquée dès les années 1990 (Subileau et Toinet, 1993) est désormais beaucoup mieux documentée en France (encadré 2). D'autre part, un des principaux moteurs de l'inégale participation entre les mondes urbains et les mondes ruraux tiendrait dans le degré d'interconnaissance locale, autrement dit le contrôle social et la pression inégalement exercés par les groupes de pairs (cellule familiale, voisinage, etc.) sur les électeurs potentiels en fonction des contextes de résidence. C'est ainsi que la participation plus forte des habitants des petites communes (rurales) s'expliquerait par des contraintes collectives au vote pesant plus lourdement, tandis que les citoyens s'abstiendraient plus car ils seraient moins exposés à ces contraintes. En France, lors du second tour de l'élection présidentielle de 1969 – où ne figurait pas de candidat de gauche et où le candidat du PCF au 1<sup>er</sup> tour, Jacques Duclos, avait appelé les électeurs communistes à s'abstenir en ne choisissant pas entre « bonnet blanc et blanc bonnet » – Jean Ranger (1970) a ainsi montré que cette consigne de refus de vote s'était effectivement traduite en abstention dans les villes, mais que les électeurs communistes des petites communes avaient plutôt opté, plus discrètement au vu de la forte interconnaissance dans leurs villages, pour des votes blancs ou nuls. Afin de tester la validité contemporaine (et hexagonale) de cette hypothèse généralement admise dans la littérature internationale (Smets, Van Ham, 2013), le graphique 2 montre comment évolue la part des suffrages blancs ou nuls selon la taille de la commune.

### **Encadré 2. La mal-inscription alimente l'abstention<sup>7</sup>**

La France fait partie des rares démocraties occidentales à imposer à ses concitoyens une démarche spécifique pour s'inscrire sur les listes électorales. Longtemps appréhendée comme une simple formalité technique, cette première étape de la procédure de vote est depuis peu constituée en objet de recherche. Dans le choix des questionnements comme des méthodes, la science politique hexagonale prend appui sur les travaux réalisés aux États-Unis où la question de l'inscription a été plus précocement investie, au point de constituer aujourd'hui l'une des branches les mieux établies de l'analyse de la participation électorale. En privilégiant les approches localisées et en profondeur, les travaux menés plus récemment en France ont cependant aussi permis de mieux comprendre l'un des effets induits par la procédure volontaire d'inscription dans des sociétés de la mobilité : la mal-inscription électorale qui nourrit l'abstention.

L'investigation scientifique porte d'abord sur ceux qui restent en dehors des listes, dont l'évaluation précise permet de se faire une idée plus juste de l'ampleur du non vote. Aux États-Unis, environ un quart de la population en âge et en droit de voter est aujourd'hui encore exclue du vote dès l'étape de l'inscription et par elle (Erikson, 1981 ; Highton 1997). L'ampleur du phénomène, intégré dans les statistiques officielles de la participation, explique en partie celle de l'abstention (Wolfinger, Rosenstone, 1978 ; Timpone, 1998). En France,

<sup>7</sup> Cet encadré a été rédigé par Céline Braconnier et Jean-Yves Dormagen, que je remercie vivement pour leur contribution à ce chapitre.

l'effet propre de l'inscription sur l'exclusion électorale est moins visible dès lors que les taux de participation sont calculés à partir des seuls inscrits. Il est aussi nettement moins fort qu'aux Etats-Unis. Les enquêtes réalisées en 1995 et en 2012 par l'INSEE sur un échantillon de plus de 200 000 personnes à partir des données du fichier électoral et de celles du recensement ont permis d'établir que le taux de non-inscrits demeurait inférieur à 10 % des citoyens (Lincot, Niel, 2012). Ces taux sont pour partie, en France comme aux États-Unis, le résultat de réformes adoptées pour tenter d'enrayer la progression sensible de la non-inscription au cours des années 1980 et 1990 dans certaines catégories de la population. Le *Reform Act* de 1993 a impulsé une dynamique de modification du calendrier électoral dans de nombreux États américains visant à permettre l'inscription jusqu'à une date proche de celle du scrutin lui-même. En France, une loi de 1997 a organisé l'inscription d'office des jeunes majeurs l'année de leur dix-huitième anniversaire, permettant ainsi de maintenir dans le jeu électoral une catégorie jusque-là faiblement présente sur les listes (Durier, Touré, 2014).

L'effet déformant de l'inscription sur le corps électoral potentiel n'a pas pour autant disparu. En France comme aux États-Unis, la sociologie de la non-inscription révèle combien cette procédure continue de tenir à l'écart des urnes les populations les plus fragiles, les moins diplômées, celles issues de l'immigration récente très largement surreprésentées parmi les non-inscrits, qui sont aussi les plus éloignées de la vie politique et des institutions. La sociologie de la non-inscription n'est donc pas très différente de celle de l'abstention, tout particulièrement de celle que l'on enregistre pour les scrutins de faible ou moyenne intensité. Elle montre combien cette étape de la procédure amplifie encore l'exclusion des populations déjà les moins prédisposées à se rendre aux urnes.

Mais les effets induits par la procédure d'inscription ne se limitent pas à la question des non-inscrits. Ils se manifestent également dans un second phénomène d'une ampleur plus importante encore et qui a pourtant été peu investi aux États-Unis : la mal-inscription. Par ce terme, on désigne des individus qui sont inscrits sur les listes électorales, mais à une autre adresse que celle où ils résident effectivement. Des travaux récents ont montré que dans la grande majorité des cas, cette mal-inscription était une conséquence indirecte et largement non-désirée de la mobilité résidentielle. Si l'on prend pour référence l'enquête inscription de l'INSEE réalisée en 2012, au moment de la dernière présidentielle française, ce sont 7,2 millions de citoyens qui étaient inscrits dans une autre commune que celle de leur résidence principale. A cela, on peut estimer qu'il convient d'ajouter plus de 2 millions de mal-inscrits à l'intérieur même des plus grandes villes françaises (par exemple un électeur résidant dans le 20<sup>ème</sup> arrondissement de Paris mais inscrit dans le 14<sup>ème</sup> arrondissement). En 2012, ce sont donc au total environ 13 millions de citoyens (soit 27,5 % du corps électoral) qui se trouvaient dans l'impossibilité matérielle de voter au bureau de vote le plus proche de leur domicile.

Or, des travaux récents reposant d'une part sur des études de cas à l'échelle des bureaux de votes (Braconnier, Dormagen, 2007) et d'autre part sur l'enquête participation de l'INSEE réalisée en 2012 sur un échantillon représentatif de 40 000 inscrits (Braconnier, Dormagen, Gabalda, Niel, 2016) ont permis d'établir que la qualité de l'inscription représentait aujourd'hui l'un des facteurs les plus déterminants des chances de participation électorale. La mal-inscription détermine tout particulièrement les risques de basculement dans l'abstentionnisme constant. En France, les bien-inscrits restent en effet, dans leur très grande majorité, des votants : ils n'étaient que 9,7 % à n'avoir participé à aucun des quatre tours de scrutin du printemps 2012. La pratique électorale, au moins sur un mode intermittent, reste ainsi la norme parmi ceux qui n'ont qu'un très court déplacement à effectuer pour se rendre aux urnes. Mais il suffit de devoir accomplir un plus long déplacement à l'intérieur de sa commune de résidence pour que l'abstentionnisme constant progresse de 4,8 points et atteigne 14,5 % parmi les mal-inscrits intra-communaux. L'abstentionnisme constant prend encore de

toutes autres proportions dès lors que les individus ne sont plus inscrits dans leur commune de résidence puisqu'alors c'est plus d'un quart des inscrits (28,2 %) qui cesse de voter à l'occasion d'une séquence électorale comme celle de 2012 qui inclut pourtant une présidentielle très mobilisatrice.

**Tableau 1. La malinscription alimente l'abstention constante aux scrutins de 2012**

Qualité de l'inscription	Vote à la présidentielle et aux législatives	Vote seulement à la présidentielle	Vote seulement aux législatives	Abstention à la présidentielle et aux législatives	Total
Bien-inscrits	68,9%	20,6%	0,7%	9,7%	100,0%
Mal-inscrits dans commune de résidence	65,0%	19,6%	0,8%	14,5%	100,0%
Mal-inscrits dans le même département	46,3%	26,5%	0,8%	26,5%	100,0%
Mal-inscrits dans la même région	46,8%	26,2%	0,4%	26,5%	100,0%
Mal-inscrits dans une autre région	43,8%	23,6%	1,1%	31,5%	100,0%

Source : (Braconnier, Dormagen, Gabalda, Niel, 2016).

Cette dégradation de l'inscription sur les listes électorales résulte principalement de la mobilité résidentielle. Presque tous les citoyens se trouvent, à un moment ou l'autre de leur existence, en situation de bonne-inscription. Leur basculement dans la mal-inscription - puis quelques années plus tard après radiation, dans la non-inscription - est donc une conséquence de la mobilité résidentielle devenue très importante dans certains secteurs de la population : étudiants, jeunes actifs, cadres... Ainsi, par exemple, ce sont plus du tiers (34 %) des « cadres et professions intellectuelles supérieures » inscrits sur les listes électorales qui ont changé de logement entre 2005 et 2010. Or se réinscrire est, en France, bien plus contraignant que dans les autres systèmes démocratiques, notamment parce que la France impose que l'inscription ait lieu au plus tard le 31 décembre de l'année précédant le scrutin.

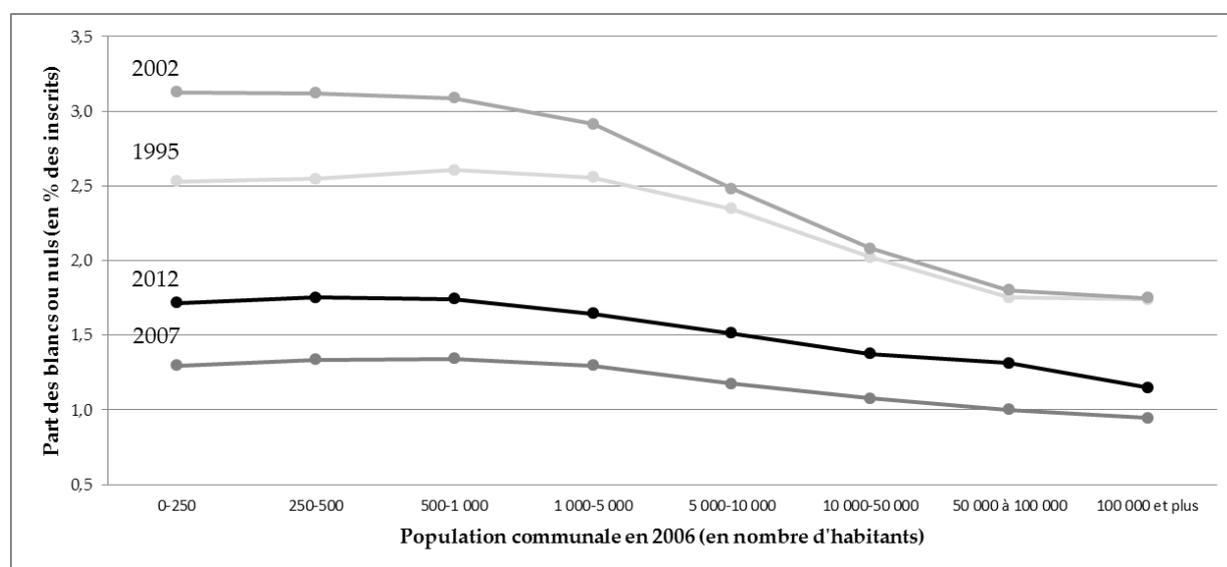
Aussi une partie des travaux scientifiques consacrés à la question de l'inscription repose-t-elle désormais, en France comme aux États-Unis, sur des approches relevant des *field experiments* visant à tester des dispositifs de facilitation de l'inscription à même d'améliorer la qualité des listes. David Nickerson aux États-Unis a ainsi contribué à importer dans l'analyse de l'inscription les méthodes mises en œuvre par Alan Gerber et Donald Green (2008) pour la participation électorale. Ses travaux montrent par exemple combien il demeure difficile de stimuler l'inscription électorale des étudiants là où ils reçoivent leur formation mais confirment l'efficacité relative des dispositifs reposant sur des contacts en face-à-face par comparaison avec des incitations indirectes portées par des courriels, des courriers ou des affiches (Bennion, Nickerson, 2011). Dans la même veine, en France, des expérimentations scientifiques menées en 2011 et 2015 confirment la capacité des campagnes menées en porte-à-porte à améliorer l'inscription, avec pour effet supplémentaire ici de faire voter des citoyens jusque-là pas ou faiblement participationnistes dans les mêmes proportions que ceux qui se sont inscrits par eux-mêmes (Braconnier, Dormagen, Pons, 2014) ce qui n'est manifestement pas le cas aux États-Unis (Nickerson, 2015).

Alors que les derniers scrutins présidentiels, et notamment celui de 2002, ont été caractérisés par un fort relâchement de la norme participationniste, la taille de la commune où l'acte de vote est effectivement produit continue de peser à la fois sur les taux d'abstention et sur les suffrages blancs ou nuls<sup>8</sup>. Si les courbes ont là encore la même allure générale, celle du

<sup>8</sup> À noter que lors du scrutin municipal de 2001 dans la ville de Caen, une liste intitulée « Vote blanc mais reconnu » s'était présentée et avait recueilli plus de 4 % des suffrages des inscrits (soit plus de 8 % des exprimés). À l'échelle des 58 bureaux de vote caennais, il existe une relation étroite entre le score de cette liste et le niveau de l'abstention (le coefficient de corrélation  $r$  de Pearson est de -0,69), de sorte que la présence de cette liste spécifique dans l'offre a participé à faire diminuer largement l'abstention, ses scores étant d'ailleurs corrélés

scrutin de 2002 – caractérisé à la fois par une abstention record, par un niveau historiquement faible des candidats de l'UMP et du PS, ainsi que par près d'un million de bulletins blancs ou nuls dépouillés – révèle une différence plus forte entre les petites communes et les plus grandes. Pour certaines recherches, le vote blanc recouvre d'ailleurs deux types de comportements spatialement contrastés, avec d'un côté un vote blanc traditionnel et rural, synonyme d'abstention cachée, et de l'autre un vote blanc récent, plus urbain, vue comme une expression politique (Zulfikarpasic, 2001). Cette persistance du clivage urbain-rural ne permet toutefois pas de trancher le débat : s'agit-il bel et bien d'un effet de contexte ou bien cette différence traduit-elle avant tout l'existence de compositions et configurations sociologiques différentes entre mondes urbains et mondes ruraux, ce qui irait dans le sens de la méta-analyse de K. Smets et C Van Ham (2003), qui montrent que la variable « localisation urbaine ou rurale » n'exerce pas d'effets significatif sur la participation électorale dans les articles qu'ils comparent ?

**Graphique 2. Votes blanc ou nuls en fonction de la taille de la commune (1995-2012)**



Sources : Ministère de l'Intérieur, 1995, 2002, 2007, 2012 ; INSEE, 2006

Cela dit et de la même manière que pour les « cultures locales » parfois invoquées pour comprendre les différences entre départements, expliquer les différences de participation entre petites et grandes communes uniquement par le degré d'interconnaissance présente aussi un risque de dérive essentialiste. En effet et si la taille est utilisée dans la plupart des travaux scientifiques comme une manière d'approcher le clivage entre mondes urbains et univers ruraux, une telle démarche présume qu'il existe nécessairement une véritable interconnaissance dans les (petites) communes rurales, tandis que les (grandes) villes seraient caractérisées par l'anomie sociale. Or il existe des relations sociales bien plus denses dans certains quartiers intra-urbains des métropoles – qu'on pense aux effets des incitations des groupes de pairs sur la participation électorale aux Cosmonautes (Braconnier, Dormagen, 2007) – que dans bien des communes pavillonnaires de 500 habitants.

D'ailleurs, lorsque l'on croise la taille de la commune avec sa catégorie d'après le Zonage en Aires Urbaines (ZAU) – établi par l'INSEE pour distinguer les configurations communales selon leur degré de polarisation par les villes (tableau 2) – il apparaît que si l'abstention augmente généralement avec la taille de la commune au sein des différents types de

---

négativement avec les bulletins blancs ou nuls « officiels » ( $r = -0,51$ ). (Sur ce point, voir Dom-Bédu, 2001 ; Rivière, 2003).

communes, il n'en existe pas moins des taux d'abstentions assez variables en fonction de ces catégories, à taille équivalente. C'est notamment le cas pour les communes de moins de 1 000 habitants où, de manière assez surprenante par rapport au graphique 1, l'abstention a tendance à s'élever à mesure que les communes appartiennent aux mondes ruraux éloignés des pôles et des couronnes des aires urbaines qui concentrent les emplois. Pour comprendre cette caractéristique, celle-ci doit être mise en relation avec la composition sociale de ces petites communes qui, lorsqu'elles appartiennent aux pôles ou aux couronnes proches des grandes aires urbaines, accueillent probablement de manière privilégiée des populations favorisées socialement – d'où l'expression de « clubbisation » (Charmes, 2011 ; Girard, 2011) – tandis que celles situées dans les mondes ruraux sont préférentiellement habitées par certaines fractions des classes populaires (petits indépendants, ouvriers non-qualifiés). On peut en effet penser que le fait que des communes appartenant aux pôles urbains – c'est-à-dire proche des villes-centres où la pression foncière est la plus élevée – comptent peu d'habitants s'explique par des politiques municipales de limitation de l'urbanisation. Or ces politiques sont souvent conduites localement afin de préserver l'entre-soi local des fractions hautes des couches moyennes et des classes supérieures (Rivière, 2014b ; Desage, 2005, 2016). D'ailleurs et pour chaque catégorie de taille, c'est dans les couronnes des pôles urbains (voire celles des pôles ruraux) que la participation électorale est la plus forte. Or ce sont pour la plupart des communes pavillonnaires, dans lesquelles la part des ménages propriétaires de leur logement (82,7 % dans les couronnes des pôles urbains en 2007 et 82,6 % dans celles des pôles ruraux) est toujours plus élevée que celles de leurs pôles respectifs (68,1 % pour les pôles urbains, 66,8 % pour les pôles ruraux).

**Tableau 2. Abstention moyenne en fonction de la taille et du type de commune en 2012**

Catégories du nouveau Zonage en Aires Urbaines (ZAU)	De 0 à 250 hab	De 250 à 500 hab	De 500 à 1000 hab	De 1000 à 5000 hab	De 5000 à 10000 hab	De 10000 à 50000 hab	De 50000 à 100000 hab	Plus de 100000 hab	Ensemble
Communes d'un grand pôle (plus de 10 000 emplois)	14,3	13,8	14,1	15,8	18,6	21,9	23	22,2	17,5
Communes de la couronne d'un grand pôle	13,6	13,8	14,1	15	17,8	21,7	23,9	/	14,2
Communes multipolarisées des grandes aires urbaines	14,5	14,7	15,1	16,3	20,4	19,6	/	/	15,1
Communes d'un pôle moyen (5 000 à 10 000 emplois)	12,7	14,2	13,9	15,5	20,6	21,2	/	/	16,5
Communes de la couronne d'un pôle moyen	14	14,1	14,1	14,2	/	/	/	/	14,1
Communes d'un petit pôle (1 500 à 5 000 emplois)	13,8	14,4	14,9	17,7	19,9	24,3	/	/	17
Communes de la couronne d'un petit pôle	14,5	14,3	14,2	15	/	/	/	/	14,4
Autres communes multipolarisées	14,5	14,9	15,2	15,7	17,7	/	/	/	14,8
Communes isolées hors d'influence des pôles	15,4	16	16,3	16,7	15,2	/	/	/	15,8
<b>Ensemble</b>	<b>14,6</b>	<b>14,6</b>	<b>14,7</b>	<b>15,7</b>	<b>18,9</b>	<b>21,8</b>	<b>23</b>	<b>22,2</b>	<b>15,1</b>

Sources : Ministère de l'Intérieur, 2012 ; INSEE, 2010.

Dans ce type d'espace où l'accession à la propriété est considérée comme un marqueur fondamental de la trajectoire sociale ascendante des ménages, et où l'installation résidentielle est plus durable que dans les pôles urbains ou ruraux, on peut faire l'hypothèse que le fait de respecter la norme participationniste constitue un des attributs d'une bonne insertion sociale. Alors qu'une partie non négligeable de ces ménages est précisément issue des quartiers populaires de grands-ensemble où nombre d'entre eux vivaient dans le parc locatif social, voter régulièrement devient un signe distinctif, un moyen de marquer une distance sociale vis-à-vis des classes populaires ou des fractions inférieures des couches moyennes qui n'ont pas connu le même type de trajectoire résidentielle (Cartier *et al.*, 2008). Dans la mesure où cette accession se fait au prix d'engagements financiers et affectifs importants, la participation électorale – en particulier aux scrutins municipaux dont l'issue détermine les politiques en matière d'urbanisation de la commune – est aussi un moyen de contrôler son environnement résidentiel afin de maintenir un statut social chèrement acquis (Bidou, 1984 ; Lambert, 2013 ; Girard ; 2014 ; Rivière, 2014b ; Desage, 2016). Ces éléments empiriques permettent ainsi d'invalider l'idée qui veut que l'on « devrait plus s'abstenir dans ce qu'il est convenu d'appeler les « communes dortoirs » du fait du peu de temps passé effectivement dans la

commune de résidence (Subileau, Toinet, 1991), puisque c'est l'inverse que révèle l'analyse des données agrégées récentes.

L'objectif de ce type de grille de lecture consiste en fait à éviter d'essentialiser le rôle de la taille des communes – et plus fondamentalement le rôle de l'espace – tout en « sociologisant » l'analyse des effets de l'appartenance résidentielle en matière de participation électorale. Certains travaux anciens considèrent d'ailleurs les différents types d'espaces résidentiels – certes approchés par la seule taille de la commune – comme autant de contextes au sein desquels les appartenances sociales prennent leur sens, et où s'expriment donc leurs effets politiques. Des travaux pionniers sur l'abstention en France (Dogan, Narbonne, 1954a, 1954b) se sont ainsi appuyés sur le dépouillement de listes d'émargement dans des communes de différentes tailles (moins de 2 000 habitants, villes de moins de 50 000 habitants, villes de plus de 50 000 habitants) pour voir dans quelles mesure les déterminants classiques de la participation (sexe, âge, profession) jouent selon le « milieu urbain » et en fonction de la taille des villes, puis dans le « milieu rural » et en fonction du type d'habitat (dispersé ou aggloméré). Les comportements des individus en matière de participation varient donc aussi en fonction des contextes de socialisation politique où ils évoluent, de sorte que la démarche de recherche idéale consisterait à proposer des systèmes explicatifs « à géographie variable » pour comprendre les choix électoraux de la manière la plus réaliste possible (encadré 3).

### **Encadré 3. Les effets du contexte résidentiel sur la participation électorale des individus**

C'est là tout l'intérêt d'une analyse contextualisée des pratiques électorales, à l'image des travaux pionniers en France de Joseph Klatzmann (1957), qui ont mis en évidence qu'à l'occasion des élections législatives de 1956 à Paris, pas moins de 75 % des ouvriers habitant dans des arrondissements ouvriers avaient voté en faveur du parti communiste contre seulement 55 % des ouvriers des arrondissements bourgeois. De la même manière, les recherches de Nonna Mayer et Guy Michelat (1981) ont souligné que les votes des petits artisans et des commerçants sont différents « selon le type de société dans laquelle ils vivent et selon la position qu'ils occupent entre les forces sociales et politiques du département »<sup>9</sup>. Afin de tester empiriquement l'hypothèse selon laquelle l'abstention pourrait, tout comme les votes eux-mêmes, varier parmi les individus rattachés à une même PCS selon leurs contextes de résidence, c'est la base de l'enquête « Participation électorale 2002-2004 » de l'INSEE qui sera utilisée. En effet, on y trouve non seulement la trajectoire de participation et les propriétés sociales d'un échantillon d'électeurs particulièrement conséquent, mais aussi leur commune de recensement et leur commune d'inscription<sup>10</sup>. Le fait que la commune d'inscription soit présente dans cette base construite au niveau individuel offre ainsi la possibilité d'un appariement avec des données agrégées à l'échelle des communes dont on dispose par ailleurs, données qui permettent de connaître le profil électoral du contexte où

<sup>9</sup> « Ces variations sont plus sensibles chez les petits commerçants et artisans des communes rurales où le contexte politique et social est plus perceptible. Elles sont aussi toujours moins fortes chez les petits commerçants que chez les artisans, partagés entre la défense de leur statut d'indépendant et leurs attaches populaires. Chaque fois que le contexte social représente une menace pour ce statut, leur vote de droite atteint le même niveau que celui des petits commerçants. En l'absence d'une telle menace, leur proximité sociale et surtout professionnelle avec le monde ouvrier reprend ses droits, et fait baisser leur vote de droite en dessous du seuil qui caractérise les petits commerçants (plus constants dans leur refus de la classe ouvrière et de la gauche », (Mayer, Michelat, 1981 : 521).

<sup>10</sup> Au passage, l'exploration de cette base révèle que la commune de résidence et celle d'inscription ne sont identiques que pour les trois-quarts des électeurs de l'échantillon (les communes sont effectivement différentes dans 16 % des cas, et seule la commune d'inscription est renseignée pour 9 % des cas), ce qui plaide en faveur de l'idée qu'une part non-négligeable de l'abstention renvoie à la qualité de l'inscription sur les listes électorales (encadré 2).

l'électeur est inscrit. Cette combinaison des données individuelles et agrégées permet alors de mesurer les écarts de participation entre les PCS, mais aussi à l'intérieur d'entre-elles, en introduisant les caractéristiques du contexte communal comme troisième variable, c'est-à-dire de limiter partiellement « l'erreur atomiste » en évitant au moins que la procédure d'échantillonnage ne « brise [trop] la géographie » pour paraphraser l'expression de Guy Michelat et Michel Simon (1977 : 201).

Afin de préserver des effectifs statistiques suffisamment robustes et tout en étant conscient de l'hétérogénéité des catégories composant la nomenclature des PCS (Professions et Catégories Socioprofessionnelles) en huit postes, c'est cette nomenclature condensée qui a été utilisée, et l'ampleur de l'abstention au sein des communes de résidence a été approchée en classant ces communes en quartiles au sein desquels l'abstention est qualifiée de « très faible », « faible », « forte » ou « très forte » lors du 1<sup>er</sup> tour de l'élection présidentielle de 2002. Bien que l'on connaisse la grande diversité des itinéraires de vote empruntés par les individus, l'étude des trajectoires de participation électorale a été limitée ici aux quatre tours des scrutins présidentiels et législatifs de 2002, et le comportement des inscrits en ces occasions a été synthétisé en trois postes (« vote systématique », « vote intermittent », « abstention systématique »). En dépit de ces quelques biais méthodologiques, l'analyse met au jour des différences de participation électorale très importantes entre des individus rattachés à une même catégorie socioprofessionnelle selon le niveau d'abstention du contexte communal où ils vivent (tableau 3).

Ainsi et au sein de toutes les PCS considérées, l'abstention systématique des individus tend à augmenter avec le niveau d'abstention de la commune d'inscription, et à l'inverse le vote systématique est d'autant plus fort que le niveau local de participation est élevé. Parmi les agriculteurs exploitants, généralement considérés comme une des catégories au sein de laquelle la participation systématique est la plus fréquente, le vote systématique est effectivement de 74 % dans les communes où l'abstention est très faible, mais il chute à 54 % dans les communes où l'abstention est très forte. Ce différentiel de vingt points – à interpréter avec prudence au regard des effectifs – est le plus élevé de toutes les PCS analysées, et l'on peut proposer l'idée selon laquelle les agriculteurs sont d'autant plus sensibles à la norme locale qu'ils vivent pour la plupart dans des (petites) communes rurales où l'interconnaissance est supposée plus importante. En comparaison, le haut niveau de vote systématique des cadres et professions intellectuelles supérieures, qui atteint 63% lorsque l'abstention locale est très faible, est manifestement peu sensible au profil de la commune d'inscription, puisqu'il se maintient à 57 % là où l'abstention est très forte. On peut alors penser que ce différentiel plus faible (6 points) renvoie au capital culturel et aux dispositions politiques individuelles des cadres et professions intellectuelles supérieures, qui les rendent moins dépendants du contexte dans lesquels ils évoluent. De la même manière, le vote systématique des retraités, qui constituent pourtant un agrégat très hétérogène, est faiblement affecté par le contexte de résidence, probablement en raison de leur appartenance à une génération pour laquelle la participation électorale continue de constituer une norme essentielle.

**Tableau 3. Trajectoires de participation lors du cycle électoral du printemps 2002 et catégories socioprofessionnelles selon le niveau communal d'abstention**

Catégorie sociale	Contexte	Vote systématique	Vote intermittent	Abstention systématique	N
Agriculteurs des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>74%</b>	22%	3%	86
	...faible	62%	34%	4%	140
	...forte	54%	<b>39%</b>	7%	181
	...très forte	54%	32%	<b>13%</b>	145
<i>Ensemble des agriculteurs</i>		59%	33%	7%	552
Artisans, comm., chefs d'entrep. des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>55%</b>	38%	7%	104
	...faible	54%	37%	9%	223
	...forte	51%	<b>39%</b>	10%	342
	...très forte	48%	38%	<b>15%</b>	518
<i>Ensemble des artisans, comm., chefs d'entrep.</i>		50%	38%	11%	1187
Cadres et PCIS des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>63%</b>	34%	3%	158
	...faible	58%	37%	6%	271
	...forte	60%	35%	5%	506
	...très forte	57%	<b>35%</b>	<b>8%</b>	1039
<i>Ensemble des cadres et professions intellectuelles sup.</i>		58%	35%	6%	1974
Professions intermédiaires des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>61%</b>	34%	5%	372
	...faible	55%	38%	7%	694
	...forte	51%	40%	9%	1244
	...très forte	47%	<b>42%</b>	<b>11%</b>	2024
<i>Ensemble des professions intermédiaires</i>		51%	40%	9%	4334
Employés des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>54%</b>	40%	6%	416
	...faible	52%	41%	7%	884
	...forte	48%	41%	11%	1622
	...très forte	41%	<b>44%</b>	<b>15%</b>	2828
<i>Ensemble des employés</i>		45%	43%	12%	5750
Ouvriers des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>49%</b>	41%	10%	450
	...faible	45%	44%	11%	876
	...forte	40%	<b>47%</b>	14%	1361
	...très forte	33%	46%	<b>21%</b>	2216
<i>Ensemble des ouvriers</i>		39%	45%	16%	4903
Retraités des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>63%</b>	26%	10%	532
	...faible	62%	27%	11%	1109
	...forte	62%	28%	11%	1949
	...très forte	54%	<b>32%</b>	<b>14%</b>	3413
<i>Ensemble des retraités</i>		58%	29%	12%	7003
Autres inactifs des communes où l'abstention est...	...très faible	<b>48%</b>	41%	10%	567
	...faible	43%	46%	12%	1128
	...forte	41%	46%	14%	2199
	...très forte	36%	<b>48%</b>	<b>16%</b>	4391
<i>Ensemble des autres inactifs</i>		39%	46%	15%	8285
<i>Ensemble de l'échantillon</i>		<b>47%</b>	<b>40%</b>	<b>13%</b>	<b>33988</b>

Sources : Enquête « Participation Electorale 2002-2004 » de l'INSEE ; Ministère de l'Intérieur, 2002.

Il reste que les écarts creusés par l'introduction du profil de la commune d'inscription sont assez impressionnants, de sorte que les professions intermédiaires inscrites là où l'abstention est très forte votent moins systématiquement (47 %) que les ouvriers des communes où l'abstention est très faible (49 %). Mais on peut aussi se demander si ces différences individuelles en matière de participation selon le contexte ne sont pas des artefacts produits par le faible degré de réalisme sociologique des catégories introduites dans l'analyse, autrement dit si elles ne sont pas liées à l'utilisation de la nomenclature des PCS condensée. Pour cela, le tableau 4 invite à déconstruire l'homogénéité des mondes ouvriers grâce au recours à une nomenclature des PCS plus fine, ce que l'on peut se permettre au regard de l'importance numérique des ouvriers (n=4903) dans l'échantillon de l'enquête « Participation électorale » de l'INSEE.

Il en ressort qu'une fois introduit le niveau de qualification des ouvriers, le poids du contexte d'inscription se maintient largement puisque l'on observe un différentiel de vote systématique de 18 points chez les ouvriers qualifiés (de 53 % à 35 % selon le profil des communes), et de 12 points chez les ouvriers non-qualifiés (de 41 % à 29 %). Enfin, et avec la très grande prudence à laquelle invite l'effectif extrêmement réduit d'ouvriers agricoles dans l'échantillon, on peut noter que le différentiel de vote au sein de cette PCS « à deux chiffres » s'élève à 27 points, ce qui tend à confirmer la conclusion relative aux agriculteurs exploitants, qui seraient plus affectés par les caractéristiques de leurs (petites) communes (rurales) de résidence où l'interconnaissance est supposée plus grande.

**Tableau 4. Trajectoires de participation des différents types d'ouvriers lors du cycle électoral du printemps 2002 selon le niveau communal d'abstention**

Catégorie sociale	Contexte	Vote systématique	Vote intermittent	Abstention systématique	N
Ouvriers qualifiés des communes où l'abstention est...	...très faible	53%	40%	7%	269
	...faible	49%	41%	10%	527
	...forte	41%	46%	13%	818
	...très forte	35%	46%	19%	1350
<i>Ensemble des ouvriers qualifiés</i>		41%	44%	15%	2964
Ouvriers non-qualifiés des communes où l'abstention est...	...très faible	41%	46%	14%	160
	...faible	39%	47%	14%	299
	...forte	37%	47%	16%	475
	...très forte	29%	48%	23%	806
<i>Ensemble des ouvriers non qualifiés</i>		34%	47%	19%	1740
Ouvriers agricoles des communes où l'abstention est...	...très faible	62%	29%	10%	21
	...faible	46%	50%	4%	50
	...forte	41%	56%	3%	68
	...très forte	35%	38%	27%	60
<i>Ensemble des ouvriers agricoles</i>		43%	46%	11%	199
<b><i>Ensemble des ouvriers</i></b>		<b>39%</b>	<b>45%</b>	<b>16%</b>	<b>4903</b>

Sources : Enquête « Participation Electorale 2002-2004 » de l'INSEE ; Ministère de l'Intérieur, 2002.

L'analyse quantitative associant données individuelles et données agrégées – régulièrement conduite par les géographes anglais (Pattie, Johnston, 1998) et récemment mobilisée dans l'analyse du cas belge pour l'abstention (Pion, 2011) – peut donc contribuer à une meilleure connaissance des dynamiques de la participation lorsqu'elle est conduite à un

niveau pertinent, ce que permet notamment le développement récent de l'analyse multiniveau en France (Jadot, 2002 ; Jadot, Van Egmond, 2003 ; Gombin, 2014). Et on peut même penser que les résultats présentés dans l'encadré 3 auraient été encore plus tranchés si l'on avait pu appréhender les contextes de résidence de manière plus fine qu'au niveau communal, ce qui renvoie à la question des échelles géographiques d'analyse.

## **2. Articuler la géographie de l'abstention à celle des inégalités sociales**

Grâce aux progrès informatiques enregistrés depuis une vingtaine d'année dans le domaine du traitement statistique et cartographique des données, on dispose désormais des chiffres de l'abstention fournis par le Ministère de l'Intérieur pour l'ensemble des communes de la France métropolitaine depuis le scrutin présidentiel de 1995. Couvrant le pays de manière exhaustive à une échelle fine, ces résultats offrent la possibilité d'analyser avec une grande précision les dynamiques récentes, tout en les croisant avec des indicateurs socio-économiques issus des recensements de l'INSEE disponibles sur cette période (1990, 1999 et 2007), qui permettent de connaître la composition sociologique de la population des communes, autrement dit de situer socialement le contexte de production de la participation électorale.

Afin d'affiner progressivement le niveau d'analyse sur le plan géographique et historique, c'est selon un jeu d'échelles qu'est structurée la seconde moitié de ce chapitre. On s'attachera donc d'abord à comprendre l'abstention à l'échelle cantonale pour les consultations présidentielles de 1995 à 2012. L'élection du chef de l'État en 2007 sera ensuite l'occasion de travailler au niveau communal. Enfin, c'est à l'échelle inédite des bureaux de vote de la petite couronne parisienne que l'on interrogera – à quelques années d'intervalle – les ressorts sociaux de la participation électorale lors d'un scrutin de haute intensité (l'élection présidentielle de 2007) et lors d'un scrutin de basse intensité (l'élection régionale de 2010).

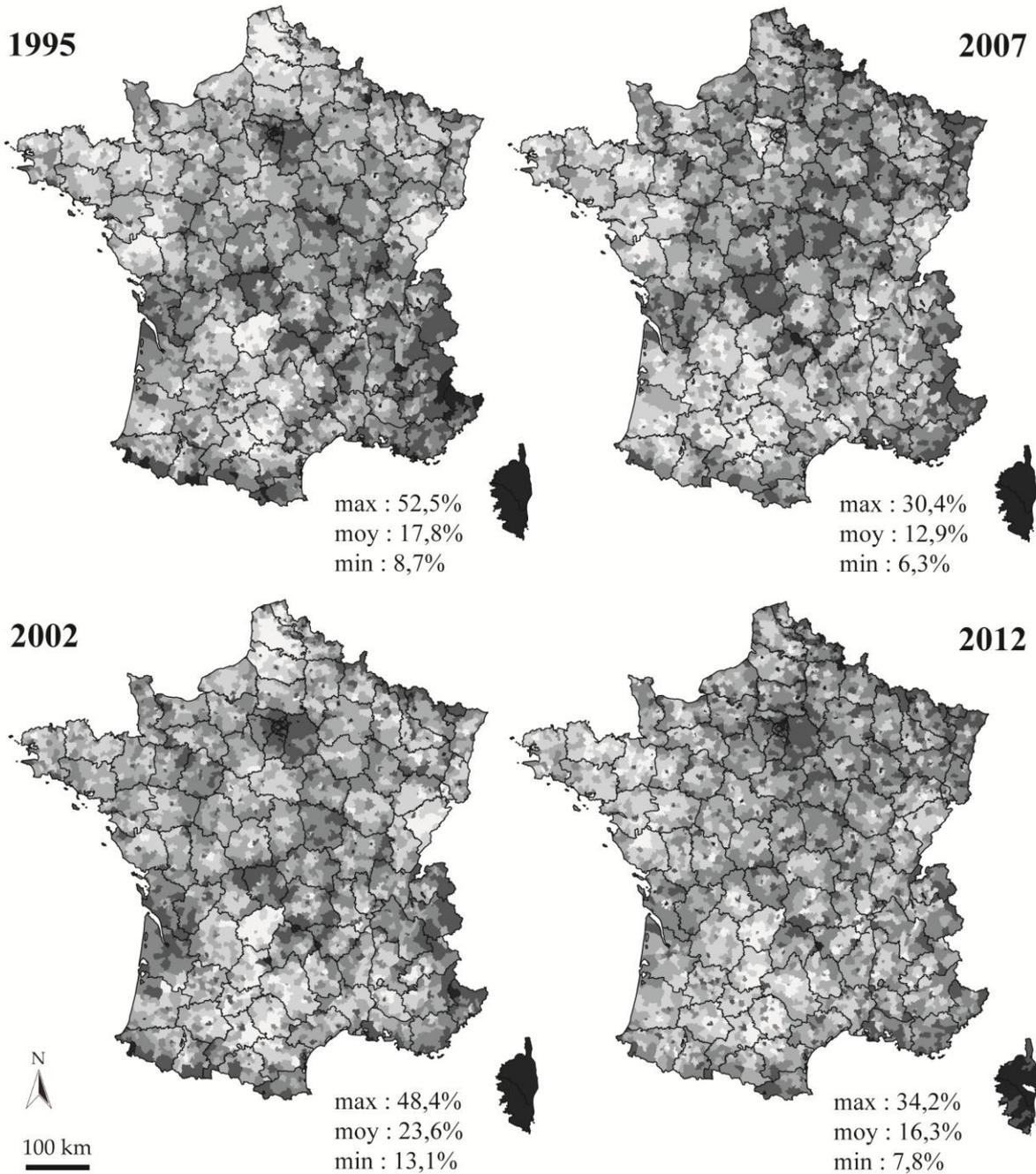
### ***Une analyse écologique de l'abstention à l'échelle cantonale (1995-2012)***

Comme l'échelle départementale, celle du canton a été largement utilisée par les spécialistes des élections, du le travail fondateur d'André Siegfried (1913) sur la France de l'Ouest jusqu'aux « Chroniques électorales » récentes (Perrineau, 2008). En ce sens, la carte 2 présente la géographie de l'abstention pour près de 3 700 cantons de la France métropolitaine lors des quatre derniers scrutins présidentiels, et permet de préciser les constats posés jusque-là<sup>11</sup>.

---

<sup>11</sup> En fait, il ne s'agit pas exactement des cantons politiques, mais de ce que l'INSEE appelle les pseudo-cantons. Ces derniers sont composés uniquement de communes entières et dans le cas des agglomérations urbaines, la commune-centre constitue à elle seule un pseudo-canton. Par rapport aux cantons politiques, l'avantage de cette échelle d'agrégation réside dans sa stabilité temporelle, qui facilite les comparaisons entre plusieurs scrutins. Pour rendre la lecture plus digeste, on parlera toutefois de « cantons » plutôt que de « pseudo-cantons ».

## Carte 2. L'abstention dans les cantons français aux élections présidentielles de 1995 à 2012 (1er tour)



### L'abstention cantonale est...

- |   |   |
|---|---|
|  ... très supérieure à la tendance [P95-max] |  ... un peu inférieure à la tendance [Q1-Q2] |
|  ... supérieure à la tendance [Q3-P95]       |  ... inférieure à la tendance [P5-Q1]        |
|  ... un peu supérieure à la tendance [Q2-Q3] |  ... très inférieure à la tendance [min-P5]  |

Outre le fait que l'abstention soit plus élevée dans les cantons corses et dans certaines régions du pays (moitié méridionale en 1995 et 2002, large quart nord-est en 2007 et 2012), ces cartes confirment d'abord l'importance de l'abstention dans les centres urbains. Des points plus sombres apparaissent ainsi au centre de chaque département, la situation étant très nette dans les cantons de la grande couronne parisienne en 1995, 2002 et 2012. En 2007, cette situation semble s'inverser, puisque la région Ile-de-France est caractérisée par une abstention plus faible, à l'exception des cantons plus populaires de Seine-Saint-Denis. À l'inverse, les cantons périurbains – localisés dans un rayon d'une trentaine de kilomètres de chaque grande agglomération – sont ceux où la participation électorale est la plus élevée, notamment dans une large moitié ouest du pays, ce qui confirme le « civisme des pavillonnaires » déjà évoqué.

Enfin, ces cartes permettent de mettre en évidence une participation électorale plus faible au sein des cantons frontaliers, qu'il s'agisse de ceux de la France du sud (à proximité de l'Espagne, l'Italie ou la Suisse) ou surtout de ceux de la France du nord-est (près du Bénélux et de l'Allemagne, sauf pour les cantons alsaciens où le niveau de vie des habitants est beaucoup plus élevé). Cette configuration spécifique reste à comprendre, mais pour les cantons de Lorraine et des Ardennes, on peut faire l'hypothèse que l'abstention exprime en partie le malaise d'habitants au profil très populaire, qui subissent la pression foncière et les tensions sur le marché du logement provoquées par l'installation de frontaliers travaillant au Luxembourg ou en Allemagne et disposant donc de revenus élevés (Auburtin, 2005). Amoins qu'elle ne s'y explique aussi en partie par une mal-inscription d'une partie des frontaliers.

Aller plus loin dans la recherche des fondements sociogéographiques de l'abstention, impose de procéder au calcul de corrélations statistiques entre l'abstention aux différents scrutins et quelques indicateurs sociaux issus des recensements de l'INSEE dont on sait qu'ils constituent des « variables lourdes » permettant d'éclairer les choix électoraux : l'âge, le niveau de diplôme qui constitue un indicateur du capital culturel, et les catégories socioprofessionnelles qui permettent d'approcher de manière synthétique la position sociale d'un individu dans le monde du travail (tableau 5)<sup>12</sup>. Pour cela, c'est le coefficient de corrélation (r de Pearson) qui a été utilisé car son interprétation est simple, comme le rappelle l'encadré 4 sous le tableau.

Si presque toutes les corrélations calculées ici sont significatives, elles ne sont pas très élevées pour autant, puisque la valeur maximale atteinte est de 0,53 – en l'occurrence pour mesurer le lien entre la présence des chômeurs en 2006 et la répartition de l'abstention en 2007. Plusieurs éléments intéressants se dégagent toutefois de cette analyse conduite au niveau des cantons français. Ainsi et dans le cas du dernier scrutin présidentiel, il apparaît que c'est bien quand la présence des électeurs les plus jeunes est la plus forte que l'abstention tend à augmenter (r = 0,32 avec les 18-24 ans), autrement dit pour la génération au sein de laquelle la baisse de la norme participationniste a été soulignée. Par contre, là où la part des adultes les mieux insérés dans la vie sociale est importante, la participation a tendance à croître (r = -0,37 avec les 35-49 ans). Parallèlement, l'abstention tend aussi à s'élever avec la part locale des habitants les moins bien situés dans les hiérarchies scolaires (r = 0,46 avec les habitants qui ne sont pourvus d'aucun diplôme, mais 0,19 avec les individus diplômés de niveau Bac et avec ceux qui sont dotés de titres universitaires) et professionnelles (r = 0,53 avec les chômeurs et 0,32 avec les employés).

---

<sup>12</sup> Dans la mesure où les données du dernier recensement de l'INSEE portent sur la fin des années 2000 d'une part, et qu'elles sont croisées avec la participation électorale enregistrée lors du scrutin de 2007 d'autre part, l'abstention relevée à l'occasion de l'élection scrutin de 2012 n'est pas analysé ici.

**Tableau 5. Corrélations cantonales entre l'abstention et des indicateurs INSEE (1995-2007)**

Indicateurs de l'INSEE (1990, 1999 ou 2006)	Présid. 1995 (T1)	Présid. 2002 (T1)	Présid. 2007 (T1)
18-24 ans	0,10	<b>0,31</b>	<b>0,32</b>
25-34 ans	<b>0,19</b>	0,35	0,12
35-49 ans	-0,08	-0,20	-0,37
50-64 ans	NS	-0,15	-0,12
Plus de 65 ans	0,08	-0,08	0,14
Aucun diplôme	-0,15	0,15	<b>0,46</b>
Certificat d'études primaires	-0,08	-0,26	NS
BEPC	<b>0,33</b>	<b>0,29</b>	0,22
CAP-BEP	-0,16	-0,26	-0,20
Bacs, Bacs professionnels	0,18	0,07	-0,19
Diplôme supérieur au bac	0,24	0,17	-0,19
Agriculteurs	-0,25	-0,30	-0,13
Artisans-commerçants, chefs d'entreprise	0,12	-0,06	-0,11
Cadres	0,24	0,24	-0,10
Professions intermédiaires	0,14	0,12	-0,14
Employés	<b>0,31</b>	<b>0,39</b>	0,32
Ouvriers	-0,18	-0,12	0,12
Chômeurs	0,25	0,39	<b>0,53</b>

Sources : Ministère de l'Intérieur, 1995, 2002, 2007 ; INSEE, 1990, 1999, 2006.

#### **Encadré 4. Comment interpréter les coefficients du tableau ?**

Les valeurs du coefficient  $r$  varient toujours entre -1 et 1. La première information est donnée par le signe de la corrélation. Lorsque  $r$  est positif, le niveau d'abstention a tendance à s'élever quand la proportion d'une catégorie dans la population (par exemple les « 18-24 ans ») augmente. À l'inverse quand  $r$  est négatif, le pourcentage d'abstention diminue quand la part de cette catégorie dans la population augmente. La seconde information est fournie par la valeur du coefficient  $r$ . Quand cette valeur se rapproche de -1 ou de 1, cela signifie que la relation statistique entre l'abstention et la catégorie sociale dont on teste les effets est très intense. Par contre et quand la valeur de  $r$  est proche de 0, on peut en conclure qu'il n'existe pas de relation entre l'abstention et cette catégorie sociale. Enfin, on peut tester la significativité de la corrélation établie afin d'en évaluer la robustesse statistique. Toutes les corrélations présentées dans le tableau 5 sont significatives avec une marge d'erreur de 5%. Quand ce n'est pas le cas, une mention *NS* (pour « non-significatif ») le précise.

Pour autant, les corrélations ont largement évolué entre 1995 et 2007, en particulier avec les variables qui décrivent le niveau de diplôme et la position socioprofessionnelle. Certaines d'entre-elles paraissent même surprenantes par rapport aux conclusions du chapitre quatre, et plus largement au regard de l'état des connaissances en sociologie électorale, à l'image des corrélations positives entre abstention et présence des cadres ou des diplômés de l'enseignement supérieur en 1995 et 2002. Pour comprendre ces décalages apparents, il faut revenir aux deux principaux clivages géographiques présentés jusque-là pour comprendre l'abstention. D'une part celle-ci est plus élevée en 2007 dans les régions de la France du nord-est, là où les structures sociales locales sont plus marquées par les activités industrielles (et

leur déclin progressif) et donc par la présence des classes populaires (ouvriers, chômeurs). Cela permet d'expliquer le changement de sens de la relation statistique entre abstention et proportion d'ouvriers. D'autre part, c'est dans les centres urbains qu'elle est la plus élevée, or ce sont ces mêmes centres urbains – dont la base économique est aujourd'hui largement tournée vers le secteur tertiaire supérieur – qui concentrent le plus les cadres, les professions intermédiaires, et les habitants les mieux pourvus en titres scolaires. C'est cette inégale répartition des groupes sociaux les plus favorisés dans l'espace qui permet d'expliquer les corrélations plus inattendues en 1995 et 2002... et qui rappelle au passage les pièges de « l'erreur écologique ». Pour 2007 en revanche, la très forte participation électorale enregistrée dans les cantons aisés de l'ouest de l'Île-de-France (où Nicolas Sarkozy a d'ailleurs réalisé des scores très importants) a probablement permis de relativiser le poids des autres cantons urbains (où les taux de cadres et d'abstention sont forts), ce qui permet, cette fois, d'éclairer le changement de sens de la relation entre poids des cadres et abstention.

Parallèlement, la lecture du tableau 5 permet d'établir que certaines corrélations, parmi les plus robustes, se sont renforcées au fil des scrutins comme le suggèrent les flèches décrivant la trajectoire des variables sur le graphique 2. C'est le cas des corrélations calculées entre abstention et pourcentage cantonal des habitants n'ayant aucun diplôme scolaire (-0,15 en 1995, puis 0,15 en 2002, et 0,46 en 2007), des chômeurs (0,25 puis 0,39 et 0,53) ou des 18-24 ans (0,10 puis 0,31 et 0,32), ce qui invite à penser qu'il existe une polarisation croissante en matière de « ségrégation » sociale et électorale. D'autres traitements statistiques – en l'occurrence des régressions multiples, qui permettent de voir dans quelle mesure on peut expliquer la distribution géographique de l'abstention par la géographie des indicateurs sociaux – apportent d'ailleurs des éléments qui étayent cette thèse<sup>13</sup>. C'est ainsi que la part de variance expliquée pour l'abstention (part qui est fournie par le coefficient de détermination  $r^2$  du modèle de régression) est de 39 % en 1995, de 45 % en 2002 et de 48 % en 2007. Ce résultat, qui semble indiquer une augmentation du pouvoir explicatif des indicateurs sociaux sur l'abstention dans le cadre d'une approche écologique, permet de relativiser certains discours scientifiques sur l'obsolescence des « variables lourdes ». Le fait que ce soit lors du scrutin de 2007 que le pouvoir explicatif des indicateurs de l'INSEE se soit révélé être le plus important invite d'ailleurs à se pencher spécifiquement sur cette élection de haute intensité.

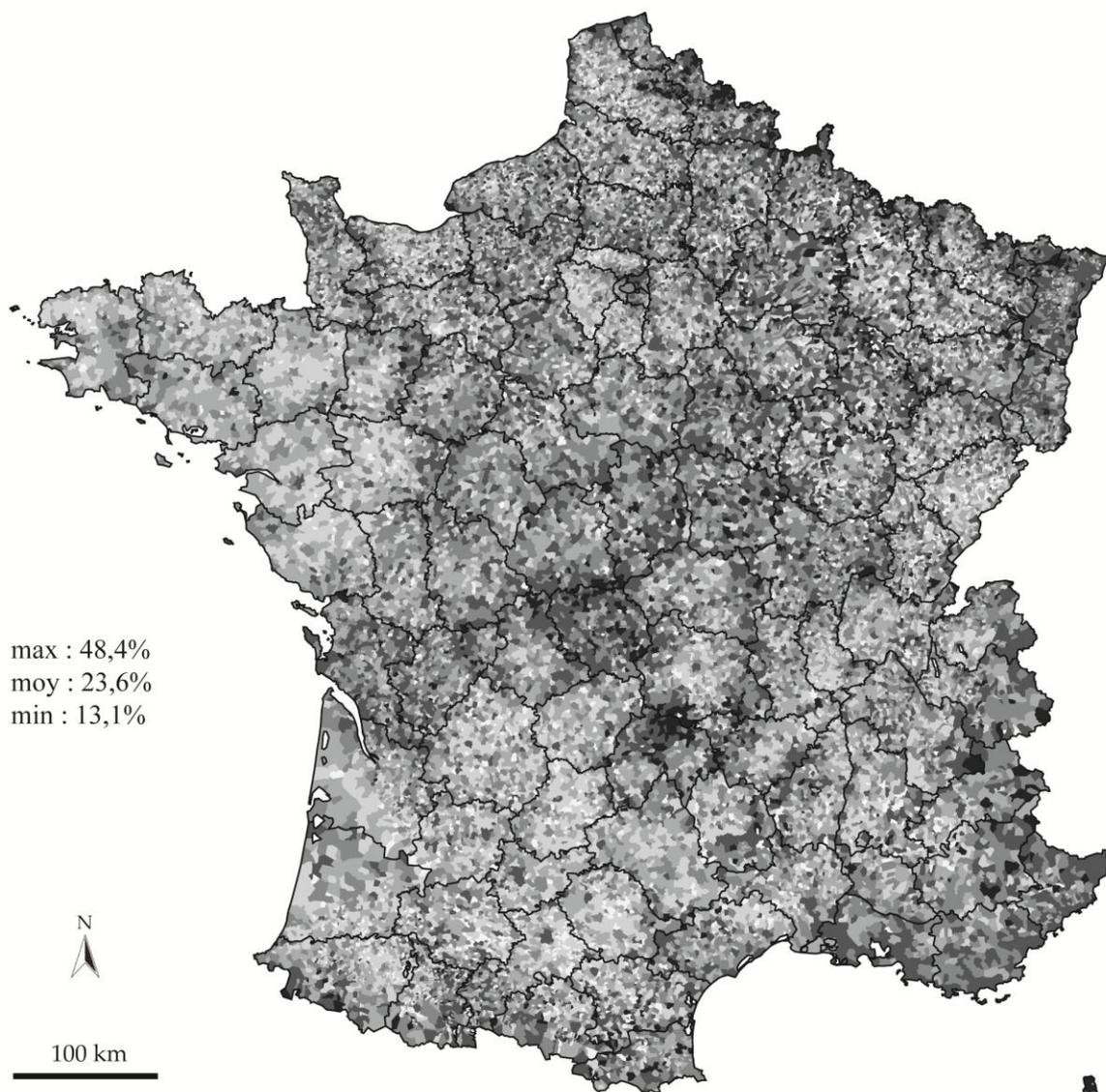
### ***Les difficultés techniques inhérentes à l'analyse au niveau communal en 2007***

Contrairement aux échelles départementales et cantonales, largement utilisées par les électoralistes, l'approche au niveau communal n'a été que très rarement conduite faute de disponibilité des données. À l'issue du scrutin présidentiel de 2002, le démographe Hervé Le Bras (2002) a cependant proposé une lecture des dynamiques du vote dans l'ensemble des communes françaises, mais la géographie de l'abstention n'y est pas analysée, alors même qu'elle constitue le choix électoral de loin le plus fréquent au premier tour. Afin de poursuivre la lecture à plusieurs échelles de la géographie de l'abstention entamée dans ce chapitre, la carte 3 propose une représentation du phénomène au niveau des 36 000 communes à l'occasion du scrutin présidentiel de 2007.

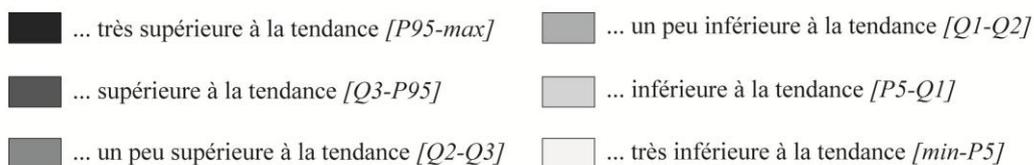
---

<sup>13</sup> Un modèle de régression multiple a été mis au point pour chaque élection à laquelle on s'intéresse. À chaque fois, les variables introduites dans le modèle sont strictement identiques puisqu'il s'agit des cinq indicateurs décrivant la pyramide des âges cantonale (18-24 ans, 25-39 ans, etc.), des six indicateurs sur le niveau de diplôme (aucun diplôme, certificat d'études primaires, etc.) et des sept indicateurs de la position socioprofessionnelle (agriculteurs, artisans-commerçants, etc.)

### Carte 3. L'abstention dans les communes françaises au scrutin présidentiel de 2007 (1er tour)



#### L'abstention communale est...



Tout en confirmant les clivages régionaux déjà soulignés, cette échelle d'analyse permet de mieux prendre la mesure du clivage entre centres urbains et communes périurbaines qui apparaissait sur la carte 2 et dans le tableau 2 présentant l'abstention en fonction des différents types de communes dans le Zonage en Aires Urbaines. Des gradients assez nets se dessinent en effet autour de presque toutes les grandes métropoles d'une large moitié occidentale du pays, et opposent les villes-centres où l'abstention est élevée à leurs couronnes périurbaines où elle est plus faible. Particulièrement visible autour de Nantes, Rennes ou Angers par exemple, ce phénomène se confirme d'ailleurs par le coefficient de corrélation ( $r = 0,26$ ) établi au niveau communal entre l'abstention et la proportion d'habitants propriétaires de leur résidence principale (tableau 6). Les variables décrivant le statut d'occupation du logement sont d'ailleurs parmi celles qui sont les plus fortement liées à la répartition de l'abstention, puisque la part des locataires du parc social HLM est corrélée positivement avec celle-ci.

Mais si l'on retrouve bien des relations entre l'abstention et certains indicateurs dont on a d'ores et déjà souligné l'importance et qui, dans l'ensemble, font sens par rapport à la littérature scientifique sur le non-vote, il faut bien avouer que les corrélations communales sont, bien que statistiquement significatives dans l'ensemble, moins élevées que celles établies au niveau cantonal. Contrairement à ce que l'on aurait pu penser intuitivement, le fait de travailler à un niveau plus fin et de disposer d'indicateurs sociaux pourtant réalistes d'un point de vue sociologique (par exemple sur le type de contrat de travail des salariés) n'a donc pas permis de progresser dans la compréhension des dynamiques sociales sous-jacentes à la démobilisation électorale contemporaine. À l'issue de croisements statistiques entre votes et indicateurs sociaux au niveau communal lors du scrutin de 2002, le même type de constat a d'ailleurs été dressé par H. Le Bras (2002)<sup>14</sup>. Ce dernier en conclut que c'est l'approche consistant à éclairer les préférences électorales des habitants d'un lieu par l'étude de leurs propriétés sociales qui pose problème au plan théorique<sup>15</sup>. Avant d'en arriver là, on peut commencer par s'interroger sur les raisons de ces résultats d'un point de vue méthodologique, car le fait de travailler à l'échelle communale pose la question de la robustesse des données utilisées, notamment en ce qui concerne celles de l'INSEE.

Sans rentrer dans le débat sur le nouveau mode de collecte des données du recensement de la population<sup>16</sup>, il faut rappeler que sur l'ensemble des communes françaises, près de 10 000 comptent moins de 200 habitants. Or certains indicateurs issus du recensement (en particulier la catégorie socioprofessionnelle des actifs ayant un emploi) proviennent de son exploitation dite « complémentaire », qui repose en fait, dans les communes les plus petites, sur le dépouillement d'un échantillon d'un quart des fiches de recensement collectées auprès des ménages résidents. Dans une commune d'une centaine d'actifs occupés, c'est donc sur vingt-cinq fiches environ que repose l'évaluation de la structure sociale locale de sorte, par exemple, que la présence de deux couples de cadres peut peser lourd dans le calcul du pourcentage, et laisser croire au chercheur pressé qu'il a affaire à une commune concentrant

---

<sup>14</sup> « On pensait cependant qu'à échelle plus fine, les catégories en cause se réconcilieraient car chacun d'entre-nous connaît une famille nombreuse conservatrice et un ouvrier militant communiste. Or la comparaison au niveau communal des opinions politiques et des catégories socio-économiques donnait un résultat encore plus confus qu'à l'échelle départementale » (Le Bras, 2002 : 13).

<sup>15</sup> « La tendance dominante a été de privilégier les caractères de classe sociale ou de catégorie socioprofessionnelle qui permettaient de se situer dans la théorie marxiste ambiante attribuant la cause des choix politiques (superstructure) aux modes de production, donc à la base technique et matérielle » (Le Bras, 2002 : 14).

<sup>16</sup> Voir, par exemple, les articles critiques réunis sur le thème « Recensement de la population en continu : choisir le temps et l'espace ? » sur le site de *Cybergeo. Revue européenne de géographie*, <https://cybergeo.revues.org/1622>

les classes les plus aisées. Dès lors, on comprend que la forte présence des petites communes affecte lourdement le calcul des corrélations en apportant beaucoup de « bruit » d'un point de vue statistique (autrement dit de la variance), d'autant plus que les résultats électoraux exprimés en pourcentages sur quelques dizaines d'inscrits posent eux aussi un problème similaire, bien que basés sur un dépouillement exhaustif des bulletins de vote<sup>17</sup>.

**Tableau 6. Corrélations communales entre l'abstention et des indicateurs INSEE (2007)**

Variables	Abst. Prési. T1
18-24 ans	0,10
25-39 ans	-0,02
40-54 ans	-0,19
55-65 ans	NS
65 ans et plus	<b>0,19</b>
Aucun diplôme	<b>0,31</b>
Certificat d'études primaires	0,10
BEPC	0,04
CAP-BEP	-0,08
Bacs, Bacs professionnels	-0,19
Diplômes supérieur au Bac	-0,24
Actifs occupés	-0,27
Chômeurs	0,24
Elèves, étudiants, stagiaires non-rémunérés	-0,05
(Pré)retraités	0,05
Autres inactifs	<b>0,29</b>
Agriculteurs	0,01
Artisans-commerçants, chefs d'entreprise	-0,01
Cadres	-0,13
Professions intermédiaires	-0,12
Employés	0,06
Ouvriers	<b>0,13</b>
Salariés stables (Fonctionnaires, CDI)	-0,05
Salariés précaires (CDD, Intérim, stage)	<b>0,15</b>
Non salariés (indépendants, employeurs, aide familiaux)	-0,01
Propriétaires	-0,26
Locataire du parc privé	0,13
Locataire du parc HLM	<b>0,27</b>
Là depuis moins de 5 ans	NS
Là depuis 5 à 9 ans	-0,09
Là depuis plus de 10 ans	<b>0,05</b>

Sources : Ministère de l'Intérieur, 2007 ; INSEE, 2006

<sup>17</sup> On peut d'ailleurs faire l'hypothèse que l'agrégation des données au niveau des cantons est plus robuste statistiquement, expliquant au passage que les corrélations établies soient plus élevées à cette échelle.

Enfin, et à l'inverse des problèmes posés par la situation des plus petites communes, le cas des grandes villes soulève également des questions méthodologiques. Les trois plus grandes communes réunies (Paris, Lyon et Marseille) comptent en effet presque autant d'habitants que la population des 18 000 communes les moins peuplées, soit la moitié des communes du pays. Pourtant, et à l'image des contrastes entre les arrondissements huppés de l'ouest parisien et les poches de pauvreté qui subsistent dans la partie orientale de la capitale, les contrastes des quartiers urbains socialement très hétérogènes ne sont pas pris en compte dans l'analyse au niveau communal. Au contraire, en étant regroupées ensemble à ce niveau, les spécificités de ces quartiers se neutralisent et contribuent à « moyenniser » le profil des villes-centres, apportant là encore de la variance dans les traitements statistiques. Pour éviter cela et plutôt que d'abandonner le projet consistant à articuler l'abstention aux dynamiques de ségrégations sociales, il convient d'opérer un dernier changement d'échelle.

### ***Abstention et ségrégation sociale à Paris et sa petite couronne (2007-2010)***

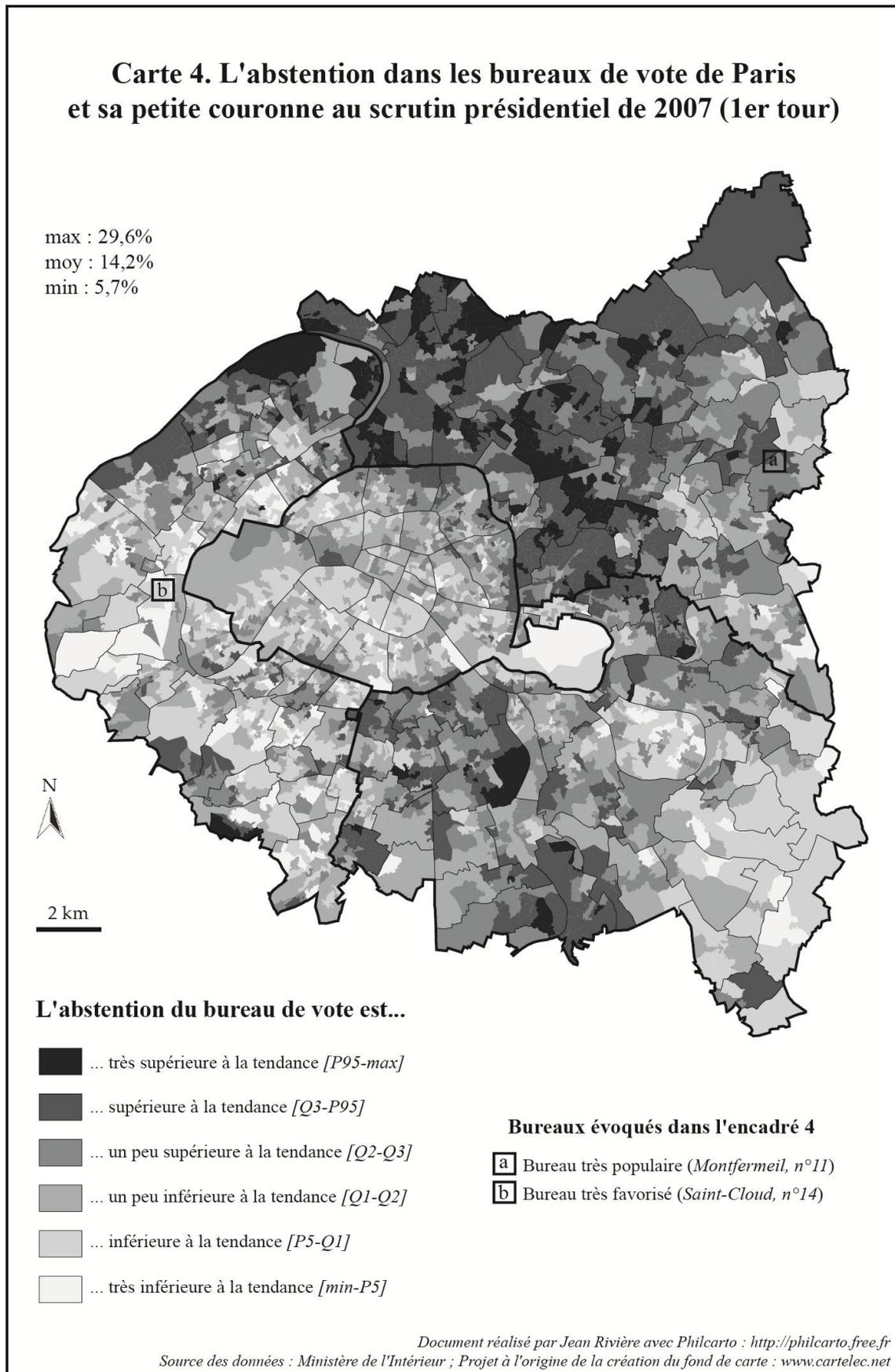
En découvrant la finesse de texture des cartes réalisées au niveau communal, H. Le Bras comparait l'impression ressentie à « la découverte du microscope, du télescope ou du scanner » (2002 : 12). De ce point de vue, une nouvelle étape a récemment été franchie grâce à un travail de recherche associant des chercheurs en géographie et en science politique, qui a permis de constituer une base de données cartographique associant les résultats des scrutins de la séquence électorale 2005-2010 avec des indicateurs sociaux issus de la statistique publique à l'échelle inédite des bureaux de vote de l'ensemble des agglomérations urbaines françaises<sup>20</sup>. Alors que les analyses conduites à ce niveau sont très rares en France (Girault, 2000), on s'intéressera ici au cas de la région parisienne, qui constitue la plus vaste agglomération urbaine française, et qui a d'ailleurs fait l'objet de plusieurs analyses socio-électorales par le passé (Goguel, 1951 ; Ranger, 1977) mais aussi plus récemment (Rivière, 2012 ; Russo, Beauguitte, 2014 ; Beauguitte, Lambert, 2015). Bien que les dynamiques de périurbanisation franciliennes débordent aujourd'hui largement l'espace de la petite couronne (Berger, 2004, 2006), c'est sur cette zone qui compte 143 communes découpées en 3347 bureaux de vote urbains que portera l'analyse. Elle constitue en effet le cœur urbain de la capitale, et les bureaux de vote y sont caractérisés par des populations homogènes – près de 2 000 habitants en moyenne – ce qui limite les problèmes de fiabilité des données statistiques qui se posaient au niveau communal.

La carte 4, qui présente la géographie de l'abstention dans la petite couronne parisienne, suffit à se convaincre de la finesse de ce niveau d'analyse. Elle permet, en première lecture, de dégager de grands blocs où l'abstention est plus importante lors du 1<sup>er</sup> tour du scrutin présidentiel de 2007 qui constitue, rappelons-le, une élection de haute intensité marquée par un record de participation (14,2 % d'abstention en moyenne dans les bureaux de la petite couronne, soit deux points de moins que la moyenne nationale). C'est ainsi que l'on retrouve une abstention élevée dans le quart nord-est de la petite couronne parisienne : depuis le nord des Hauts-de-Seine (Nanterre, Gennevilliers, Colombes, Villeneuve la Garenne) jusqu'au centre de la Seine-Saint-Denis (Saint-Ouen, Stains, Drancy, Bobigny, Noisy-le-Sec et Montreuil). Apparaissent ensuite des secteurs de la partie sud de la petite couronne, en particulier autour d'Ivry-sur-Seine, de Vitry-sur-Seine, de Villeneuve-Saint-Georges et de Villeneuve-le-Roi, mais aussi dans certaines communes du sud des Hauts-de-Seine (bureaux

---

<sup>20</sup> Que les responsables scientifiques du programme ANR-FEDER Cartelec ([www.cartelec.net](http://www.cartelec.net)) soient ici remerciés pour l'usage de ces matériaux inédits dans cette dernière partie du chapitre. Ces matériaux ont été créés grâce au travail collectif réalisé par l'équipe du programme, composée de Laurent Beauguitte, Sébastien Bourdin, Michel Bussi, Bruno Cautrès, Céline Colange, Sylviano Freire-Diaz, Anne Jadot, Jean Rivière et Luano Russo.

de la partie occidentale de Clamart, du Plessis-Robinson ou de Chatenay-Malabry), ce qui permet de relativiser l'homogénéité supposée des départements franciliens.



Enfin et au sein de la ville de Paris, l'abstention est un peu plus élevée dans les arrondissements populaires du nord-est, dont la Seine-Saint-Denis constitue le prolongement au plan géographique et sociologique. L'échelle du bureau de vote offre d'ailleurs plus de précision, en montrant que la carte de l'abstention correspond assez étroitement à la ceinture des logements sociaux située aux confins du territoire communal parisien (18<sup>ème</sup>, 19<sup>ème</sup> et 20<sup>ème</sup> au nord, mais aussi 13<sup>ème</sup>, 14<sup>ème</sup> et 15<sup>ème</sup> au sud) et qui constitue les dernières poches de résistances au processus de gentrification entamé dans la capitale depuis les années 1970 à partir du noyau historique des beaux quartiers (Clerval, 2010). À noter toutefois que les communes ne sont pas toutes homogènes, quelques bureaux de vote des très bourgeois 8<sup>ème</sup> et 16<sup>ème</sup> arrondissements étant caractérisés par une abstention plus élevée que ce à quoi on pouvait s'attendre au regard de leur composition sociale. Alors que la bourgeoisie peut être considérée comme la dernière classe sociale mobilisée (Pinçon, Pinçon-Charlot, Roudil, 2011) – parce que ses membres partagent une conscience d'intérêts communs à préserver et disposent des ressources nécessaires pour les défendre dans le champ politique – cette abstention, un peu surprenante au premier abord, confirme des travaux récents soulignant que le degré de mobilisation de la bourgeoisie est variable selon les conjonctures électorales, même si c'est justement lors du 1<sup>er</sup> tour de la présidentielle de 2007 que l'on a pu observer une mobilisation exceptionnelle en faveur de Nicolas Sarkozy dans l'ouest parisien (Agrikoliansky, Lévêque, 2011).

Car c'est dans le domaine des croisements statistiques avec des indicateurs sociaux que le recours à l'échelle du bureau de vote se révèle le plus intéressant, d'autant plus que les variables désormais accessibles à cette échelle sont particulièrement riches. On dispose en effet d'une vaste batterie d'indicateurs sociaux issus de la statistique publique (ceux de l'INSEE, mais aussi de la Direction Générale des Impôts et de la Caisse d'Allocation Familiale) qui permettent de décrire précisément le profil des habitants. Plusieurs dimensions de leurs appartenances sociales peuvent ainsi être approchées : d'un point de vue sociodémographique (âge, niveau de diplôme) ; sur le plan de leur position socioéconomique (situation dans le monde du travail, groupes socioprofessionnels, statuts des contrats de travail, revenus moyen des ménages, habitants dont les revenus sont composés d'au moins 50 % de prestations sociales, habitants bénéficiant du RSA) ; et de leur intégration locale (ancienneté résidentielle, statut d'occupation des logements, habitants percevant une allocation logement de la CAF). Afin de tester les relations statistiques entre ces indicateurs sociaux et l'abstention dans deux types de conjonctures différentes, on a travaillé à la fois sur les résultats des deux tours du scrutin présidentiel de 2007 (en haute intensité électorale avec une abstention autour de 15 %) et sur ceux de l'élection régionale de 2010 (en basse intensité électorale avec un peu plus d'un inscrit sur deux qui ne vote pas). Avant cela et pour prendre la mesure des contrastes sociaux qui touchent aujourd'hui la petite couronne parisienne, l'encadré 5 présente quelques indicateurs décrivant les caractéristiques de deux bureaux de vote de la zone étudiée.

***Encadré 5. Le profil socio-électoral de deux bureaux de vote de la petite couronne (2007-2010)***

Ces deux exemples localisés en périphérie de la capitale sont évidemment très tranchés, mais ils n'en soulignent pas moins l'ampleur des inégalités qui affectent aujourd'hui les mondes urbains français et confirment, s'il en est besoin, l'intérêt de l'analyse des structures sociales locales pour comprendre les différences de participation électorale.

<i>Variables exprimées en %, sauf pour les revenus qui sont en euros nets mensuels</i>	Abstention Présidentielle		Abstention Régionale		18-39 ans		65 ans et plus		Aucun diplôme		Bac +3 et plus		Actifs occupés		Chômeurs + Inactifs		Cadres		Ouvriers + employés		Propriétaires		Locataires parc HLM		Bénéficiaires du RSA		Allocataires logement CAF		Revenu moyen par UC	
	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2	T1	T2		
Bureau n°11 de Montfermeil (93)	17	18	87	82	52	10	54	3	38	42	4	73	16	68	9	17	707													
Bureau n°14 de Saint-Cloud (92)	10	11	46	43	29	27	6	53	66	15	64	14	70	5	1	3	2223													

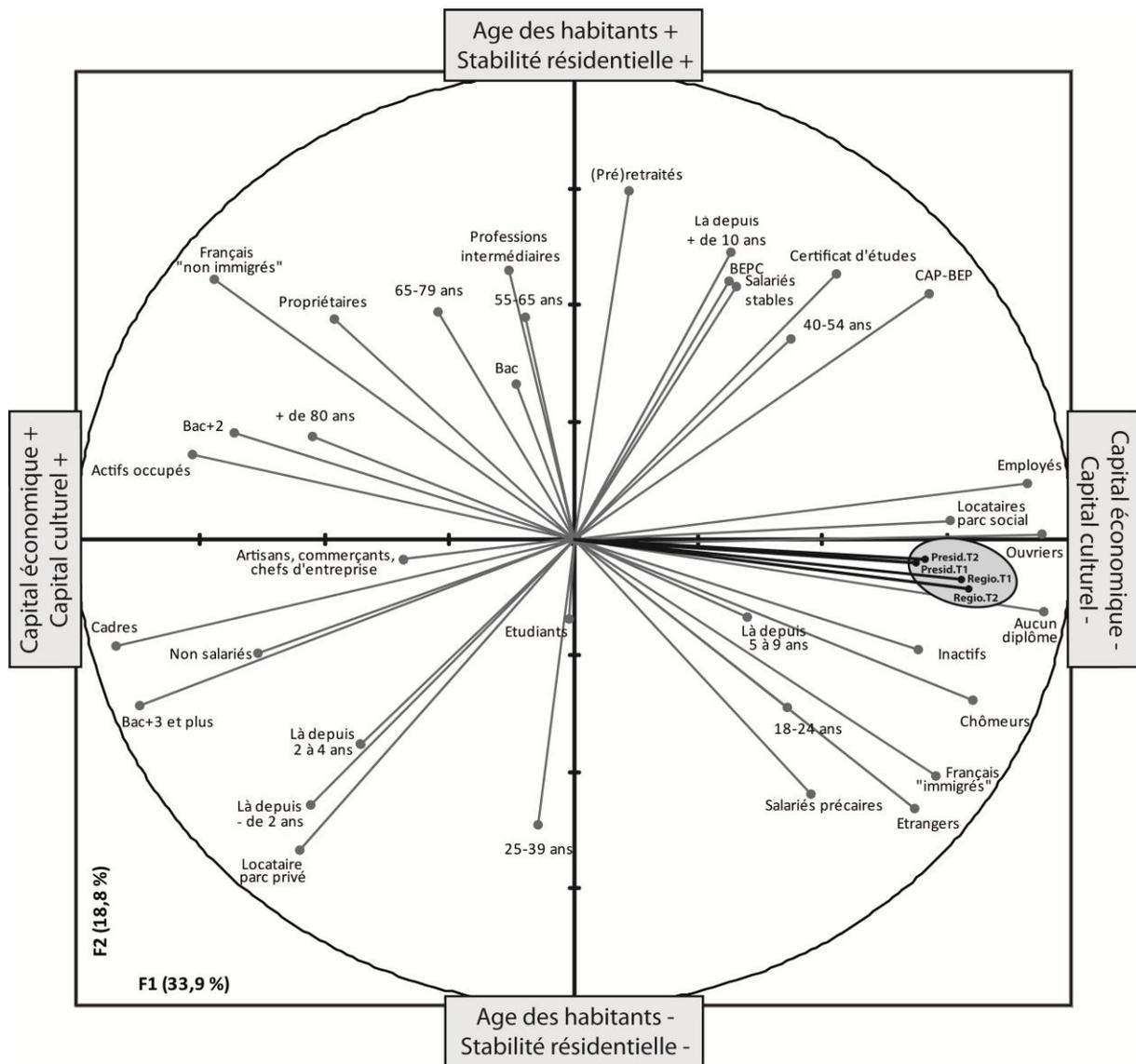
Sources : Ministère de l'Intérieur, 2007, 2010 ; INSEE, 2006

D'un côté, Montfermeil accueille surtout des populations majoritairement jeunes et souvent dépourvues de tous titres scolaires, ainsi qu'une part élevée d'habitants exclus durablement du monde du travail, dominés dans les hiérarchies professionnelles pour ceux qui ont un emploi, et en situation de pauvreté dans le parc locatif HLM. De l'autre, vivent à Saint-Cloud des habitants plus âgés, souvent propriétaires de leur logement et qui cumulent toutes les espèces de capitaux sur le plan scolaire, économique et symbolique. Ainsi, on ne peut saisir les mécanismes expliquant les écarts de participation entre ces deux bureaux de vote – 7 points seulement lors du scrutin présidentiel, mais 40 points à l'occasion des régionales – sans recourir à l'étude des propriétés sociales des habitants. Ces éléments permettent d'éclairer les rapports inégaux entretenus à l'institution électorale dans ces deux bureaux de vote, et suggèrent que les inégalités sociodémographiques de participation pèsent d'autant plus que la participation est réduite.

Pour dépasser cette simple comparaison, le tableau 7 présente le résultat des croisements statistiques réalisés à l'échelle des bureaux de vote qui constitue, rappelons-le, le niveau d'agrégation le plus fin en matière d'analyse écologique des choix électoraux. Si le fait de travailler à une échelle très précise permet de limiter le risque d'erreur écologique mais ne change pas le fond du problème, le niveau de certaines corrélations autorise toutefois des conclusions solides, à l'image des contrastes socio-électoraux mis au jour dans l'encadré précédent. À la lecture de ces corrélations – dont certaines atteignent des niveaux rares dans le domaine des sciences sociales – il se confirme que les inégalités de participation jouent plus fortement quand l'abstention est forte. Ainsi et pour la plupart des variables testées, les corrélations déjà importantes mesurées à l'occasion des deux tours du scrutin présidentiel se renforcent encore lors de l'élection régionale de 2010, autrement dit lorsque la conjoncture électorale est marquée par une intensité plus faible, là où la moindre politisation des milieux populaires ne peut être compensée par les dispositifs médiatiques et informels de mobilisation. C'est aussi ce que confirme le positionnement des variables relatives à l'abstention lorsqu'on les positionne dans l'espace social – au sens métaphorique de Bourdieu – des bureaux de vote obtenu grâce à une analyse multivariée (graphique 3)<sup>21</sup>. L'abstention aux régionales y est en effet située un peu plus à droite du plan factoriel que l'abstention lors du scrutin présidentiel, c'est-à-dire encore plus près des variables indiquant la présence des habitants les moins bien dotés en capitaux économiques, culturels et symboliques.

<sup>21</sup> Les taux d'abstention aux différents scrutins figurent dans ce plan « en tant que variables supplémentaires », autrement dit leurs positionnements n'ont pas participé à la création du plan factoriel, généré à partir des seules variables socio-économiques. Ce premier plan d'ACP condense à lui seul près de 53 % de la variance totale.

**Graphique 3. L'abstention dans l'espace social des bureaux de vote de la petite couronne parisienne**



Il ressort de cette analyse que ce sont les contextes urbains où la part des habitants jeunes est la plus forte que l'abstention est la plus importante ( $r=0,35$  avec la présence des 18-24 ans)<sup>22</sup>, tandis que les bureaux où les populations âgées sont plus nombreuses sont aussi ceux où l'abstention se situe à un niveau plus bas. Celle-ci est en effet corrélée négativement avec la proportion des habitants de 65 à 79 ans ( $r=-0,32$ ) et surtout avec celle des plus de 80 ans ( $r=-0,44$ ), quoique ces derniers soient concentrés dans les bureaux bourgeois de l'ouest parisien et notamment ceux du 16<sup>ème</sup> arrondissement, ce qui peut exprimer autant un effet brut de l'âge que des inégalités sociales en matière d'espérance de vie. Ici, les rapports à la norme participationniste renvoient donc autant à des effets d'âge que de génération, sachant sur les écarts au sein d'une même classe d'âge sont importants selon les mondes sociaux d'appartenance.

L'analyse des corrélations avec les indicateurs du volume de capital culturel – saisi ici à travers le niveau de diplôme – permet ainsi de montrer que les milieux urbains où la part des

<sup>22</sup> Les corrélations citées entre parenthèse entre un indicateur social et l'abstention correspondent à la valeur la plus forte atteinte lors d'un des quatre tours de scrutin étudié, sans qu'il soit précisé duquel il s'agit.

habitants bien dotés en titres scolaires sont ceux où l'abstention est la plus faible (-0,70 avec la présence des détenteurs d'un Bac+3 ou plus). À l'inverse et de manière encore plus tranchée, les bureaux de vote qui accueillent surtout des habitants non-diplômés sont ceux où la participation est très faible ( $r=0,78$  avec la part d'habitants n'ayant aucun diplôme), comme l'a suggéré le cas du bureau de Montfermeil où seulement un inscrits sur dix s'est rendu aux urnes au 1<sup>er</sup> tour du scrutin régional de 2010. Cela dit et si le niveau de diplôme donne à lire des rapports à l'institution scolaire permettant d'éclairer le rapport à l'institution électorale, le diplôme est lui-même étroitement lié à la position sociale occupée ensuite dans les hiérarchies professionnelles, comme l'indiquent trois corrélations très nettes dans l'espace urbain de la petite couronne : celle entre part des non-diplômés et chômeurs (0,82), celle entre diplômés d'un CAP ou d'un BEP et ouvriers (0,71), et à l'inverse celle entre détenteurs d'un diplôme de 2<sup>ème</sup> cycle universitaire et cadres (0,97). Il est ici intéressant de noter que ces corrélations élevées établies à l'aide de données agrégées vont dans le même sens que la méta-analyse de K. Smets et C. Van Ham (2013), qui porte sur des articles analysant l'abstention via le recours à des données individuelles.

Les positions des habitants face à l'emploi (situation sociale) et au sein des stratifications du monde du travail (groupes socioprofessionnels, types de contrat des actifs occupés) continuent en effet d'être un puissant moteur pour comprendre la participation électorale. C'est d'abord le fait d'être inséré dans le monde du travail qui constitue un facteur favorisant la participation ( $r = -0,61$  avec les actifs occupés), en augmentant la probabilité d'être en contact avec des agents politisés, tandis que les contextes urbains concentrant les habitants exclus plus ou moins durablement du monde du travail, et qui sont ainsi placés à l'écart de ces opportunités de socialisation, sont ceux où l'abstention est plus forte ( $r = 0,66$  avec les taux de chômeurs et 0,61 avec la part des adultes inactifs). La qualité de cette insertion, que l'on peut approcher de manière complémentaire via le recours aux types de contrats de travail des salariés, éclaire également les logiques de la participation. La corrélation la plus forte mesurée avec l'abstention est ainsi de 0,33 avec la présence des salariés les plus précaires qui travaillent en intérim, en CDD ou comme stagiaires.

Malheureusement, les données du nouveau recensement de l'INSEE ne permettent plus de distinguer les actifs du secteur privé de ceux du public, alors même qu'il est établi que cette distinction dans le monde du salariat constitue une variable de plus en plus déterminante pour comprendre les choix électoraux (Goux, Maurin, 2004). De la même manière, on doit pour l'instant se contenter de la nomenclature des groupes socioprofessionnelles réduite à huit postes (contrairement à celle des catégories socioprofessionnelles en 24 ou 42 postes), bien qu'il soit établi que ces groupes sont très hétérogènes, à commencer par celui qui regroupe les ouvriers en un seul bloc, alors que celui-ci est pourtant traversé par de nombreuses lignes de fractures (en fonction du degré de qualification, de la taille de l'entreprise, etc.). Cela dit, les corrélations établies n'en restent pas moins élevées et significatives, les bureaux de vote qui concentrent les fractions supérieures des couches moyennes étant ceux dans lesquels l'abstention est la plus faible ( $r = -0,75$  avec la présence des cadres) tandis que ceux qui accueillent préférentiellement les différentes composantes des classes populaires sont ceux où l'on observe une abstention plus élevée ( $r = 0,75$  avec la présence des employés, et même 0,78 avec celle des ouvriers).

Assez logiquement, les effets électoraux de cette inégale répartition des groupes socioprofessionnels dans l'espace urbain s'observent également lorsque l'on s'intéresse au revenu dont disposent les ménages pour vivre<sup>23</sup>. L'abstention est ainsi corrélée négativement

---

<sup>23</sup> Afin de neutraliser les effets de la taille des ménages, les revenus sont exprimés ici en euros nets par mois et par unité de consommation (UC), comme c'est le cas dans la plupart des publications de l'INSEE.

avec le revenu moyen des ménages ( $r=-0,38$ ), et tout particulièrement avec le revenu des habitants qui sont parmi les 10 % les plus pauvres de leur bureau de vote ( $r=-0,50$ ), ce qui confirme que les situations de précarité sociale participent à éloigner des urnes. Pour mieux saisir ces situations, les indicateurs fournis par les CAF se révèlent précieux. Ils montrent que la propension à voter, en particulier lors des régionales de 2010, est d'autant moins forte qu'un bureau de vote est peuplé d'habitants dont le revenu est composé de plus de 50 % de prestations sociales ( $r = 0,59$ ), d'habitants bénéficiaires du RSA ( $r = 0,60$ ), ou de ménages disposant d'une allocation logement ( $r = 0,53$ ). Là, le recours aux données agrégées permet de confirmer des acquis récents de la sociologie politique qui soulignent combien les situations de précarité, dans leur diversité, contribuent à éloigner durablement de l'institution électorale (Braconnier et Mayer, 2015).

En cristallisant dans l'espace résidentiel les propriétés sociales des habitants, la question du logement constitue d'ailleurs un enjeu important dans la compréhension des dynamiques de participation. A. Lancelot notait ainsi que « l'électeur participe de plus en plus aux scrutins à mesure qu'il prend racine dans la cité » (1968 : 203)... pour immédiatement préciser que cette règle générale masquait des situations très contrastées. On dispose ici de deux indicateurs pour discuter cette question majeure : l'ancienneté de l'ancrage résidentiel et le statut d'occupation du logement. Ces indicateurs sont bien évidemment liés entre eux, les habitants arrivés récemment dans leur bureau de vote étant fréquemment locataires du parc de logement privé ( $r = 0,73$  avec les habitants résidant là depuis moins de 2 ans, et 0,54 avec ceux présents entre 2 et 4 ans), tandis que les relations sont moins nettes avec les autres statuts d'occupation des logements. L'ancienneté résidentielle entre 5 et 9 ans est toutefois plus liée à la présence des locataires du parc HLM – dans lequel il ne faut pas sous-estimer les rotations pour autant – qu'à celle des propriétaires qui sont eux-mêmes corrélés avec la part des habitants présents depuis plus de 10 ans. De plus et tout particulièrement dans la petite couronne parisienne, marquée par une pression foncière croissante et des loyers très élevés, il faut préciser que les statuts d'occupation des logements reflètent les appartenances sociales des habitants, comme le montre d'ailleurs le positionnement des variables dans le plan factoriel établissant l'espace social de la petite couronne (graphique 3). Le marché du logement de la capitale met en effet en concurrence des ménages inégalement dotés en capitaux pour mener à bien leurs stratégies résidentielles, de sorte que la part des propriétaires est surtout liée à la présence des travailleurs indépendants ( $r = 0,42$ ), celle des locataires du parc privé à celle des cadres (0,62), tandis que celle des locataires du parc HLM renvoie étroitement à l'implantation géographique des ouvriers (0,76)<sup>24</sup>. Démêler le rôle de ces variables invite donc à la prudence, car leurs effets ne jouent pas de manière pure mais combinée, et renvoient d'ailleurs à des processus différents selon qu'il s'agit d'une élection nationale ou d'un scrutin local (Laurent, 1997).

La relation qui ressort le plus clairement de cette analyse est celle entre l'abstention et la part d'habitants vivant dans le parc locatif social HLM ( $r = 0,54$ ). Il est cependant difficile de savoir si ce statut d'occupation du logement pèse de manière indépendante par rapport aux statuts sociaux défavorisés des habitants occupant ces segments du parc locatif. Dans les bureaux de vote comptant des proportions importantes de logements HLM – et ils sont nombreux dans la périphérie orientale de la petite couronne – on peut d'ailleurs penser que la mal-inscription explique une partie non-négligeable de l'abstention, comme l'ont montré

---

<sup>24</sup> Il faut d'ailleurs préciser que le fait de travailler sur la petite couronne parisienne sans inclure les départements des périphéries plus lointaines de l'Ile-de-France empêche de saisir les effets électoraux du mouvement de diffusion de l'accès à la propriété au sein des fractions inférieures des couches moyennes, qui parviennent à devenir propriétaires au prix de navettes domicile-travail de plus en plus longues, contribuant à repousser ces ménages toujours plus loin du centre de la capitale (Berger, 2004).

l'enquête exemplaire dans le quartier des Cosmonautes (Braconnier, Dormagen, 2007) et des analyses quantitatives récentes au niveau national (Braconnier, Dormagen, Gabalda, Niel, 2016). Ainsi et contrairement à ce qui avait été établi pour les grands ensembles de la région parisienne dans les années 1960 (Piret, Bodin, 1963), quand le peuplement récent de ces quartiers nouveaux y favorisait à la fois l'inscription sur les listes et la participation électorale, ces bureaux de vote urbains sont aujourd'hui caractérisés par une abstention élevée, accentuée par une baisse de la qualité de l'inscription sur les listes au fil du temps.

**Tableau 7. Corrélations entre l'abstention et des indicateurs INSEE-DGI-CAF à l'échelle des bureaux de vote de la petite couronne parisienne (2007-2010)**

Variabes	Abst. Prési. T1 (14,2%)	Abst. Prési. T2 (15,1%)	Abst. Régio T1 (56,2%)	Abst. Régio T2 (52,9%)
Abstention au 1er tour des présidentielles de 2007	1	0,90	0,69	0,71
Abstention au 2ème tour des présidentielles de 2007	0,90	1	0,68	0,70
Abstention au 1er tour des régionales de 2010	0,69	0,68	1	0,97
Abstention au 2ème tour des régionales de 2010	0,71	0,70	0,97	1
18-24 ans	0,22	0,21	0,35	<b>0,35</b>
25-39 ans	NS	0,05	NS	0,05
40-54 ans	0,23	0,20	0,33	0,32
55-65 ans	-0,14	-0,17	-0,14	-0,16
65-79 ans	-0,14	-0,16	-0,30	-0,32
80 ans et plus	-0,29	-0,31	-0,43	<b>-0,44</b>
Aucun diplôme	0,69	0,68	0,77	<b>0,78</b>
Certificat d'études primaires	0,43	0,44	0,32	0,33
BEPC	0,22	0,21	0,21	0,21
CAP-BEP	0,49	0,50	0,54	0,55
Bac	-0,09	-0,09	NS	NS
Bac+2	-0,51	-0,49	-0,54	-0,54
Supérieur à Bac+2	-0,63	-0,63	-0,68	<b>-0,70</b>
Actifs occupés	-0,52	-0,48	<b>-0,61</b>	-0,60
Chômeurs	0,61	0,60	0,65	<b>0,66</b>
Elèves, étudiants, stagiaires non-rémunérés	-0,10	-0,14	NS	-0,05
(Pré)retraités	0,05	0,05	NS	NS
Autres inactifs	0,51	0,48	0,61	0,61
Indépendants (agric., artisans-comm., chefs d'ent.)	-0,18	-0,22	-0,14	-0,15
Cadres	-0,67	-0,66	-0,74	<b>-0,75</b>
Professions intermédiaires	-0,10	-0,07	-0,20	-0,18
Employés	0,64	0,64	0,74	0,75
Ouvriers	0,69	0,68	0,77	<b>0,78</b>
Non salariés (indépendants, employeurs, aide familiaux)	-0,41	<b>-0,45</b>	-0,41	-0,43
Salariés stables (Fonctionnaires, CDI)	0,20	0,23	0,22	0,22
Salariés précaires (CDD, Intérim, stage)	0,32	<b>0,33</b>	0,29	0,31
Là depuis moins 2 ans	-0,29	-0,26	<b>-0,37</b>	-0,36
Là depuis 2 à 4 ans	-0,23	-0,19	-0,23	-0,21
Là depuis 5 à 9 ans	0,22	0,20	<b>0,35</b>	0,35
Là depuis plus de 10 ans	0,16	0,14	0,13	0,11
Propriétaires	-0,31	-0,33	-0,36	-0,36
Locataire du parc privé	-0,31	-0,29	<b>-0,38</b>	-0,37
Locataire du parc HLM	0,46	0,46	0,54	<b>0,54</b>
Revenu moyen par UC	-0,37	-0,40	-0,35	-0,38
Revenu moyen par UC des 10% les plus pauvres (D1)	-0,46	-0,47	-0,48	<b>-0,50</b>
Revenu moyen par UC des 10% les plus riches (D9)	-0,35	-0,38	-0,33	-0,35
Habitants au revenu composé de + de 50% de prestations	0,56	0,55	0,58	<b>0,59</b>
Habitants bénéficiaires du RSA	0,57	0,56	0,58	<b>0,60</b>
Habitants percevant une Allocation Logement	0,51	0,51	0,52	<b>0,53</b>

Sources : Ministère de l'Intérieur, 2007, 2010 ; INSEE, 2006

Mais ces bureaux urbains sont loin d'être les seuls où la mal-inscription affecte la mesure de la participation électorale<sup>26</sup>. En effet et si les corrélations entre abstention et taux de propriétaires ( $r = -0,36$ ) ou part de locataires du parc privé ( $r = -0,38$ ) sont négatives comme attendu au regard de la littérature scientifique, elles sont finalement assez peu élevées, surtout pour ce qui est des propriétaires de leur résidence principale qui sont pourtant, en particulier dans la petite couronne parisienne, bien situés dans les hiérarchies sociales. Or et contrairement à la règle énoncée plus haut par A. Lancelot, l'abstention tend ici à augmenter à mesure que les habitants présents depuis plus de 5 ans sont nombreux dans les bureaux de vote ( $r = 0,35$  avec la part de ceux localement présent entre 5 et 10 ans), mais il faut dire que les bureaux où cette durée d'ancienneté est la plus fréquente sont aussi ceux où les locataires du parc HLM sont nombreux. À l'inverse, l'abstention est plus élevée dans les bureaux où la proportion d'habitants vivant là depuis peu de temps est importante ( $r = -0,37$ ), ce qui peut s'expliquer par la grande qualité de l'inscription des nouveaux arrivants... à moins que ce ne soit un des effets indirects de la présence massive des cadres ( $r = 0,53$  entre ce groupe socioprofessionnel et la population emménagée depuis moins de deux ans) dans ces bureaux intra-parisiens où la population se renouvelle fréquemment. Des travaux quantitatifs sur d'autres terrains urbains, moins spécifiques que le cas parisien, permettraient de confirmer cette tendance<sup>27</sup>.

Au-delà du cas français, il existe de longue date une littérature anglaise sur la question des effets des statuts d'occupation sur les votes et la participation électorale et les orientations politiques (Dunleavy, 1979), littérature qui établit que les propriétaires votent plus fréquemment (et plus souvent pour les partis de droite) tandis que les locataires (en particulier ceux du parc d'habitat social) s'abstiennent plus souvent et votent préférentiellement pour les partis de gauche. Récemment, la question du poids électoral des statuts d'occupation des logements a donné lieu à d'importants développements dans le cadre de travaux sur les effets de contexte et de voisinage (Johnston *et al.*, 2001). Aux élections anglaises de 1997, il en ressort que l'abstention est très fortement liée au voisinage proche le plus proche (*enumeration district*), de sorte que lorsque l'on fait varier la part des locataires du parc social (*council tenant*) dans ce voisinage, l'abstention passe de 25% et 56%, soit des écarts considérables.

## **Conclusion : à qui profite l'abstention ?**

Pour conclure, la finesse de l'échelle d'analyse, la proximité temporelle et les écarts profonds de participation entre les scrutins de 2007 et de 2010 offrent la possibilité de discuter une question majeure en science politique : à qui profite l'abstention (encadré 6) ? On sait en effet que cette question est centrale dans les luttes interprétatives relatives aux résultats

---

<sup>26</sup> Il n'est malheureusement pas possible de l'estimer par le biais des données agrégées, car si les données du nouveau recensement permettent de connaître la population des plus de 18 ans d'une part et celle des étrangers d'autre part, on ne dispose pas de la population des plus de 18 ans qui sont étrangers, ce qui interdit de calculer la population électorale potentielle. Calculer cette population électorale potentielle de manière précise impliquerait aussi d'en retrancher les individus privés de leurs droits civiques. Cette situation est plus fréquente « parmi la jeunesse populaire masculine : entre 20 et 24 ans, les pertes de capacité électorale touchent ainsi un ouvrier qualifié sur vingt-huit, un ouvrier non-qualifié sur vingt, un employé de commerce sur dix-sept, et un chômeur sur quatorze » (Héran, Rouault, 1995a : 4).

<sup>27</sup> Une analyse similaire conduite à l'échelle des 513 bureaux de vote de la Communauté Urbaine de Lille-Métropole lors du scrutin régional de 2010 va dans le même sens que celle menée sur la petite couronne parisienne. La corrélation mise à jour avec l'abstention est en effet positive (0,32) avec la part des habitants vivant sur place depuis 5 à 10 ans, tandis qu'elle est négative (-0,22) avec la proportion d'habitants présents dans les bureaux de vote depuis plus de 10 ans. Ces éléments invitent ainsi à mieux prendre en compte le rôle de la mal-inscription dans l'analyse du rapport entre ancienneté résidentielle et participation électorale en contexte urbain (Rivière *et al.*, 2012).

et dans la production des verdicts électoraux (Lehingue, 2005). Dans les commentaires médiatiques proposés entre deux tours d'une élection, il est généralement établi que lorsque l'intensité d'un scrutin baisse, la part relative des populations les plus âgées et les mieux situées dans les hiérarchies scolaires et professionnelles (inscrits dotés de diplômes de l'enseignement supérieur, fractions hautes des couches moyennes et classes supérieures) tend à augmenter parmi les votants, favorisant ainsi les courants politiques qui constituent le cœur de l'offre électorale destinée à ces groupes sociaux (centre-gauche, centre-droit et droite).

Pour autant, rares sont les opportunités de valider cette représentation à l'appui de matériaux empiriques socialement réalistes, et c'est précisément ce que permet le recours aux données agrégées tel qu'il a été présenté dans ce chapitre. Pour cela, on a procédé au croisement statistique entre les scores réalisés par les différents courants politiques à l'occasion du premier tour de la présidentielle de 2007 – qui permettent de connaître l'orientation politique des bureaux de vote dans une conjoncture de haute intensité – et l'abstention lors des deux tours des régionales de 2010 en conjoncture de basse intensité, ainsi qu'avec le différentiel d'abstention sur la période 2007-2010, afin de mesurer le phénomène de plusieurs manières (tableau 8).

**Tableau 8. Corrélations entre l'orientation électorale des bureaux en 2007 et la distribution de l'abstention en 2010**

	Abstention 2010 (T1)	Abstention 2010 (T2)	Différentiel d'abstention 2007-2010 (T1)
Extrême gauche 2007 (T1)	0,54	0,56	0,39
Extrême droite 2007 (T1)	0,4	0,43	0,3
PCF 2007 (T1)	0,33	0,37	0,18
PS 2007 (T1)	0,35	0,35	0,24
Écologistes 2007 (T1)	-0,13	-0,1	-0,15
UMP + DVD 2007 (T1)	-0,46	-0,49	-0,26
Modem 2007 (T1)	-0,66	-0,67	-0,48

Sources : Ministère de l'Intérieur, 2007, 2010.

Quelle que soit la manière d'appréhender la question d'un point de vue méthodologique, il apparaît que c'est dans les bureaux de vote où les composantes de la gauche (extrême gauche, puis PS et PCF) et de l'extrême droite recueillaient leurs meilleurs scores en 2007 que l'abstention était la plus forte en 2010, et que l'écart d'abstention entre 2007 et 2010 est le plus creusé. Inversement, les corrélations sont négatives avec les scores des écologistes et surtout des différents courants de la droite parlementaire, notamment ceux du Modem. C'est donc bien à la droite qu'a profité la profonde démobilisation électorale survenue entre 2007 et 2010 dans le cas de la petite couronne parisienne dont la sociologie est toutefois spécifique, ce qui invite à rester prudent quant au domaine de validité de ce résultat. Par ailleurs et lorsque l'on établit des relations statistiques entre le différentiel d'abstention sur la période 2007-2010 et les indicateurs dont on a montré qu'ils permettaient de comprendre la géographie de l'abstention, ces derniers apparaissent fortement corrélés avec la progression de l'abstention et dessinent les contours des mondes urbains les plus populaires : c'est le cas notamment avec la présence locale des ouvriers ( $r = 0,60$ ), des chômeurs ( $0,60$ ), des habitants n'ayant aucun diplôme ( $0,60$ ), des locataires du parc social HLM ( $0,49$ ), des habitants dont

plus de la moitié des revenus est composée de prestations sociales (0,44), des allocataires du RSA (0,43) ou des 18-24 ans (0,33).

Plus largement, le fait d'obtenir des corrélations statistiques de niveaux rarement atteints en sciences sociales (de l'ordre de 0,6 ou 0,7 sur plus de 3 000 individus statistiques dans le tableau 7) quand on raisonne au niveau géographique le plus fin (celui du bureau de vote) et que l'on travaille avec des données électorales robustes (à la différence des sondages marqués par des artefacts de mesure importants, en particulier sur l'abstention) semble valider la démarche qui consiste à ne pas enterrer prématurément une explication des comportements électoraux par les positions sociales, et ce alors même qu'une telle démarche est « volontiers répudié comme sociologiste et passéiste » (Lehingue, 2001 : 857). Pour cela, ce chapitre plaide pour des analyses écologiques *et* contextuelles en pensant la dimension spatiale des configurations sociales, car l'intériorisation des rapports sociaux de domination – et ses effets électoraux en matière d'éloignement de l'institution électorale que traduit l'abstention – ne peut être pensée que dans ses relations aux espaces sociaux locaux (Johnston *et al.*, 2001).

## Références bibliographiques

Agrikoliansky (Éric), Leveque (Sandrine), 2011, « Les absents du scrutin : logiques de la démobilisation électorale », dans Éric Agrikolianski, Jérôme Heurteaux, Brigitte Le Grignou, dir., *Les élections municipales de mars 2008 dans deux arrondissements parisiens*, Bellecombes en Bauge, Editions du Croquant, p. 79-115.

Bargel (Lucie), 2016, « Les « originaires » en politique. Migration, attachement local et mobilisation électorale de montagnards », *Politix*, 113, p. 171-199.

Beauguitte (Laurent), Lambert (Nicolas), 2015, « L'HyperAtlas électoral parisien (2007-2012). Un outil pour l'analyse des dynamiques électorales intra-urbaines », *M@ppemonde*, 117 (1), URL : <http://mappemonde.mgm.fr/num42/articles/art14201.html>

Berger (Martine), 2006, « Périurbanisation et accentuation des logiques ségrégatives en Île-de-France », *Hérodote*, 122 (3), p. 198-211.

Berger (Martine), 2004, *Les périurbains de Paris. De la ville dense à la métropole éclatée*, Paris, CNRS Editions.

Button (François), Lemercier (Claire), Mariot (Nicolas), 2012, « The household effect on electoral participation. A contextual analysis of voter signatures from a French polling station (1982-2007) », *Electoral studies*, 31, p. 434-447.

Bennion (Elizabeth), Nickerson (David), 2011, « The Cost of Convenience: An Experiment Showing E-Mail Outreach Decreases Voter Registration », *Political Research Quarterly*, 64 (4), p. 858-869.

Bidou (Catherine), 1984, *Les aventuriers du quotidien. Essai sur les nouvelles classes moyennes*, Paris, PUF.

Bon (Frédéric), Cheylan (Jean-Paul), 1988, *La France qui vote*, Paris, Hachette.

Boudon (Raymond), 1963, « Propriétés individuelles et propriétés collectives : un problème d'analyse écologique », *Revue française de sociologie*, IV, p. 275-299.

Bourdieu (Pierre), 1973, « L'opinion publique n'existe pas », *Les temps modernes*, 318, janvier, p. 1292-1309.

Braconnier (Céline), 2010, *Une autre sociologie du vote. Les électeurs dans leurs contextes : bilan critique et perspectives*, Paris, LGDJ.

- Braconnier (Céline), Dormagen (Jean-Yves), 2007, *La démocratie de l'abstention*, Paris, Gallimard.
- Braconnier (Céline), Dormagen (Jean-Yves), Gabalda (Ghislain), Niel (Xavier), 2016, « Sociologie de la malinscription et de ses conséquences sur la participation électorale, » *Revue française de sociologie*, 57 (1), p 17-44.
- Braconnier (Céline), Dormagen (Jean-Yves), Pons (Vincent)., «Voter Registration Costs and Disenfranchisement : Experimental Evidence from France », APSA annual meeting paper, Chicago, 30 august 2013, co-sponsored by panel 51-5 Experimental research and 36 Elections and Voter Behavior , ([http://www.russellsage.org/sites/all/files/Pons\\_VoterRegistration.pdf](http://www.russellsage.org/sites/all/files/Pons_VoterRegistration.pdf)).
- Braconnier (Céline), Mayer (Nonna), dir., 2015. *Les inaudibles. Sociologie politique des précaires*, Presses de Science Po, Paris, 250 p.
- Brusset (Jean), Thomas (Jean-Pierre), 1971, « Le vote. Etude des itinéraires de participation », *Revue française de science politique*, 21 (3), p. 571-583.
- Bussi (Michel), Fourquet (Jérôme), Colange (Céline), « Analyse et compréhension du vote lors des élections présidentielles de 2012. L'apport de la géographie électorale », *Revue française de science politique*, 62 (5), p. 941-963.
- Cartier (Marie), Coutand (Isabelle), Masclet (Olivier), Siblot (Yasmine), 2008, *La France des « petits-moyens »*. *Enquête sur la banlieue pavillonnaire*, Paris, La Découverte.
- Charpentier (Antoine), Coulmont (Baptiste), Gombin (Joël), 2014, « Un homme, deux voix : le vote par procuration », *La Vie des idées*, <http://www.laviedesidees.fr/Un-homme-deux-voix-le-vote-par.html>
- Charmes (Éric), 2011, *La ville émietlée. Essai sur la clubbisation de la vie urbaine*, Paris, PUF.
- Clerval (Anne), 2010, « Les dynamiques spatiales de la gentrification à Paris », *Cybergeo. Cybergeography : European Journal of Geography [En ligne]*, Espace, Société, Territoire, document 505, mis en ligne le 20 juillet 2010, URL : <http://cybergeography.org/23231> ; DOI : 10.4000/cybergeography.23231
- Cox (Kevin), 1969, « The voting decision in a spatial context », *Progress in Human geography*, 1, p. 81-117.
- Desage (Fabien), 2016, « "Un peuplement de qualité". Mise en œuvre de la loi SRU dans le périurbain résidentiel aisé et discrimination discrète », *Gouvernement et action publique*, 3 (3), p. 83-112.
- Desage (Fabien), 2005, « Une commune résidentielle suburbaine en pleine campagne. Contraintes de notoriété, clôture des enjeux et disqualification sociale de l'adversaire », dans Jacques Lagroye, Patrick Lehingue, Frédéric Sawicki, dir., *Mobilisations électorales. Le cas des élections municipales de 2001*, Paris, PUF, p. 59-87.
- Désesquelles (Arnaud), 2004 « La participation électorale au printemps 2004 – Un électeur inscrit sur quatre s'est abstenu à tous les scrutins », *Insee Première*, n° 997.
- Delwit (Pascal), 2013, "The End of Voters in Europe? Electoral Turnout in Europe since WWII", *Open Journal of Political Science*, 3 (1), p. 44-52.
- Dom-Bédu (Anne-Laure), 2001, « Caen : Brigitte Le Brethon de l'Abbaye aux Dames à l'Abbaye aux Hommes », dans Bernard Dolez, Annie Laurent, dir., *Le Vote des villes*, Paris, Presses de Sciences Po, p. 155-172.

- Dogan (Mattéi), Narbonne (Jacques), 1954a, « L'abstentionnisme électoral en France », *Revue Française de Science Politique*, 4 (1), p. 5-26.
- Dogan (Mattéi), Narbonne (Jacques), 1954b, « L'abstentionnisme électoral en France (fin) », *Revue Française de Science Politique*, 4 (2), p. 301-325.
- Dunleavy (Patrick), 1979. "The urban bias of political alignment: social class, domestic property ownership and state intervention in consumption processes", *British Journal of Political Science*, 9, p. 409-443.
- Dupeux (Georges), 1952, « Le problème des abstentions dans le département du Loir-et-Cher au début de la Troisième République », *Revue française de science politique*, 2 (1), p. 71-86.
- Durier (Sébastien), Touré (Guillaume), 2015, « En 2014, 85 % des jeunes Français de 18 à 24 ans étaient inscrits sur les listes électorales », *INSEE Focus*, 22.
- Erikson (Robert S.), 1981, "Why Do People Vote? Because They Are Registered", *American Politics Research*, 9 (3), p. 259-276.
- Garrigou (Alain), 2006, *L'ivresse des sondages*, Paris, La découverte.
- Génique (Géorges), 1921, *L'élection de l'assemblée législative en 1849. Essai d'une répartition géographique des partis en France*, Paris, Rieder.
- Gerber (Alan S.), Green (Donald P.), Larimer (Christopher W.), 2008, "Social Pressure and Voter Turnout: Evidence from a Large-scale Field Experiment", *American Political Science Review*, 102 (1), p. 33-48.
- Girault (Frédéric), 2000, *Le vote comme expression territoriale des citoyens. Contribution à l'étude des ségrégations urbaines*, Thèse de géographie, Université de Rouen.
- Girard (Violaine), 2014, « Un peuplement au-dessus de tout soupçon ? Le périurbain des classes populaires blanches », *Actes de la recherche en sciences sociales*, 204, p. 46-69.
- Girard (Violaine), 2011, « Où va le périurbain : clubbisation ou dynamiques sociales différenciées ? », *Métropolitiques*, <http://www.metropolitiques.eu/Ou-va-le-periurbain-clubbisation.html>
- Grawitz (Madeleine), 1965, « L'abstentionnisme des hommes et des femmes à Lyon », *Revue française de science politique*, 15 (5), p. 964-983.
- Goguel (François), 1951, « Structure sociale et opinions politiques à Paris d'après les élections du 17 juin 1951 », *Revue Française de Science Politique*, 1 (3), p. 326-333.
- Gombin (Joël), 2014, « Contextualiser sans faire de l'espace un facteur autonome. La modélisation multiniveau comme lieu de rencontre entre sociologie et géographie électorales », *L'Espace Politique* [En ligne], 23 (2), DOI : 10.4000/espacepolitique.3066
- Hastings (Michel), 1989, « Les démiurges de l'introspection cartographique, à propos de *La France qui vote* de Frédéric Bon et Jean-Paul Cheylan », *Politix*, 2 (5), p. 74-76.
- Héran (François), 2004, « Voter toujours, parfois... ou jamais », dans Bruno Cautrès, Nonna Mayer, dir., *Le nouveau désordre électoral*, Presses de Science Po, p. 351-367.
- Héran (François), 1997, « Les intermittences du vote - Un bilan de la participation de 1995 à 1997 », *Insee première*, 546.
- Héran (François), Rouault (Dominique), 1995a, « La présidentielle à contre-jour, abstentionnistes et non-inscrits », *Insee première*, 397.

Héran (François), Rouault (Dominique), 1995b, « La double élection de 1995 : exclusion sociale et stratégie d'abstention », *Insee première*, 414.

Highton (Benjamin), 1997, "Easy Registration and Voter Turnout", *The Journal of Politics*, 59 (2), p 565-575.

Jadot (Anne), Van Egmond (Marcel), 2003, « Réconcilier l'individuel et le contextuel ? L'intérêt de la méthode multiniveaux en recherche électorale », *Revue de la Maison française d'Oxford*, I (1), p. 211-250.

Jadot (Anne), 2002, « (Ne pas) être un électeur Européen. Une analyse multiniveaux des déterminants individuels et contextuels de l'abstention en 1999 », *Revue internationale de politique comparée*, IX (1), p. 31-45.

Johnston (Ron J.), Pattie (Charles), 2006, *Putting voters in their place. Geography and elections in Great Britain*, Oxford, Oxford University Press.

Johnston (Ron J.), Pattie (Charles), Dorling (D.F.L), MacAllister (Isabelle), Tunstall (H.), Rossiter (D.J), 2001, "Housing tenure, local context, scale and voting in England and Wales, 1997", *Electoral Studies*, 20 (2), p. 195-216.

Key (Valdimer Orlando), 1949, *Southern Politics in State and Nation*, New York, Knopf.

Klatzmann (Joseph), 1957, « Comportement électoral et classes sociales. Etude du vote communiste et du vote socialiste à Paris et dans la Seine », *Cahiers de la Fondation nationale des Sciences politique*, 82, p. 254-285.

Lambert (Anne), 2013, « La gauche et le périurbain. Les ambiguïtés de la politique de "mixité sociale" dans une petite commune pavillonnaire et ses effets sur le peuplement », *Politix*, 101, p. 105-131.

Lancelot (Alain), 1968, *L'abstentionnisme électoral en France*, Cahiers de la FNSP, 162, Armand Colin.

Lancelot (Alain), Ranger (Jean), 1961, « Les abstentions au référendum du 28 septembre 1958. Note sur une carte par cantons », *Revue Française de Science Politique*, 11 (1), p. 138-142.

Laurent (Annie), 1997, « Vote et ancienneté des attaches résidentielles », dans Elisabeth Dupoirier, Jean-Claude Parodi, *Les indicateurs socio-politiques aujourd'hui*, Paris, L'Harmattan, p. 335-350.

Le Bras (Hervé), 2002, *Une autre France. Vote, réseaux de relations et classes sociales*, Paris, Odile Jacob.

Lebaron (Frédéric), « L'abstention est-elle une « pathologie sociale » ? », *Savoir/Agir*, 19 (1), p. 99-105

Lehingue (Patrick), 2011, *Le vote. Approche sociologique de l'institution et des comportements électoraux*, Bellecombes en Bauges, Editions du Croquant.

Lehingue (Patrick), 2007, *Subunda : coups de sonde dans l'océan des sondages*, Editions du Croquant, Bellecombes en Bauges.

Lehingue (Patrick), 2005, « Mais qui a gagné ? Les mécanismes de production des verdicts électoraux (le cas des scrutins municipaux) », dans Jacques Lagroye, Patrick Lehingue, Frédéric Sawicki, dir., *Mobilisations électorales. Le cas des élections municipales de 2001*, Paris, PUF, p. 323-360.

- Lehingue (Patrick), 2001. « Sociologie critique », dans Pascal Perrineau, Dominique Reynié, dir., *Dictionnaire du vote*, Paris, PUF, p. 856-858.
- Lincot (Liliane), Niel (Xavier), 2012, « L'inscription et la participation électorales en 2012 », *Insee Première*, 1411.
- Mayer (Nonna), Michelat (Guy), 1981, « Les choix électoraux des petits commerçants et artisans en 1967. L'importance des variables contextuelles », *Revue française de sociologie*, 22 (4), p. 503-521.
- Michelat (Guy), Simon (Michel), 1977, *Classe, religion et comportements politiques*, Paris, Presses de Sciences Po.
- Nagler (Jonath an), 1991, "The effect of registration laws and education on US voter turnout", *The American Political Science Review*, 85 (4), p. 1393-1405.
- Nickerson (David W.), 2015, "Do Voter Registration Drives Increase Participation? For Whom and When?", *The Journal of Politics*, 77 (1), p. 88-101.
- Niel (Xavier), Lincot (Liliane), 2012, « L'inscription et la participation électorales en 2012. Qui est inscrit et qui vote ? », *Insee Première*, 1411.
- Pattie (Charles), Johnston (Ron J.), 1998, "Voter turnout at the British General Election of 1992: Rational choice, social standing or political efficacy", *European Journal of Political Research*, 33, p. 263-283.
- Penef (Jean), 1981, « Abstention ouvrière, participation bourgeoise aux élections de Nantes en 1977 et 1978 », *Le mouvement social*, 25 (3), p. 3-25.
- Perrineau (Pascal), dir., 2008, *Le vote de rupture. Les élections présidentielles et législatives d'avril-juin 2007*, Paris, Presses de Science Po.
- Pinçon (Michel), Pinçon-Charlot (Monique), Roudil (Nadine), 2011, « La grande bourgeoisie, une classe mobilisée sur tous les fronts », *Métropolitiques*, 15 avril, URL : <http://www.metropolitiques.eu/La-grande-bourgeoisie-une-classe.html>
- Pion (Geoffrey), 2011, « L'abstentionnisme électoral en Belgique : données individuelles et agrégées à Charleroi », *L'Espace Politique* [En ligne], 14 (2), URL : <http://espacepolitique.revues.org/2025> ; DOI : 10.4000/espacepolitique.2025
- Piret (Jeanne), Bodin (Louis), 1963, « Le comportement politique dans les grands ensembles de la région parisienne », *Revue française de science politique*, 13 (4), p. 977-992.
- Ranger (Jean), 1977, « Droite et gauche dans les élections à Paris : le partage d'un territoire », *Revue Française de Science Politique*, 27 (6), p. 789-819.
- Ranger (Jean), 1970, « L'électorat communiste dans l'élection présidentielle de 1969 », *Revue Française de Science Politique*, 20 (2), p. 282-311.
- Rivière (Jean), 2016, « Comprendre les configurations électorales internes aux villes de l'Ouest », dans Michel Bussi, Christophe Le Digol, Christophe Voillot, dir., *Le Tableau politique de la France de l'Ouest d'André Siegfried 100 ans après. Héritages et postérités*, Rennes, PUR, p. 183-201.
- Rivière (Jean), 2014a. « Les divisions sociales des métropoles françaises et leurs effets électoraux ». *Métropolitiques*, mars, <http://www.metropolitiques.eu/Les-divisions-sociales-des.html>
- Rivière (Jean), 2014b, « Le Neuilly caennais en campagne municipale », *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, 204 (4) p. 24-45.

- Rivière (Jean), 2012, «Vote et géographie des inégalités sociales : Paris et sa petite couronne». *Métropolitiques*, avril, <http://www.metropolitiques.eu/Vote-et-geographie-des-inegalites.html>
- Rivière (Jean), 2011, «La division sociale des espaces périurbains français et ses effets électoraux », dans Denise Pumain, Marie-Flore Mattéi, dir., *Données urbaines 6*, Paris, Anthropos, p. 11-20.
- Rivière (Jean), 2009, *Le pavillon et l'isoloir. Géographie sociale et électorale des espaces périurbains français (1968-2008). À travers les cas de trois aires urbaines moyennes (Caen, Metz, Perpignan)*, Thèse de géographie, Université de Caen Basse-Normandie.
- Rivière (Jean), 2008, «Le vote pavillonnaire existe-t-il ? Comportements électoraux et positions sociales locales dans une commune rurale en cours de périurbanisation », *Politix*, 83, p. 23-48.
- Rivière (Jean), Colange (Céline), Bussi (Michel), Cautrès (Bruno), Freire-Diaz (Sylviano), Jadot (Anne), 2012, « Des contrastes électoraux intra-régionaux aux clivages intra-urbains. Éléments sur le scrutin régional de 2010 dans le Nord-Pas-de-Calais », *Territoires en mouvement. Revue de géographie et d'aménagement*, 16, p. 3-17.
- Robinson (William Sydney), 1950, "Ecological Correlations and the Behavior of Individuals", *American Sociological Review*, 15 (3), p. 351-357.
- Rosenstone (Steven J.), Wolfinger (Raymond E.), 1978, "The Effect of Registration Laws on Voter Turnout", *The American Political Science Review*, 72 (1), p. 22-45.
- Russo (Luana), Beauguitte (Laurent), 2014. "Aggregation level matters: evidence from french electoral data", *Quality & Quantity*, 48 (2), p. 923-938.
- Siegfried (André), 1995 [1913], *Tableau politique de la France de l'Ouest*, Paris, Imprimerie nationale.
- Sineau (Marianne), Mossuz-Lavau (Janine), 1978 « Sociologie de l'abstention dans huit bureaux de vote parisiens », *Revue française de science politique*, 28 (1), p. 73-101.
- Smets (Kaat), Van Ham (Carolien), 2013, "The embarrassment of riches? A meta-analysis of individual-level research on voter turnout", *Electoral Studies*, 32, p. 344-359
- Subileau (Françoise), Toinet (Marie-France), 1993, *Les chemins de l'abstention. Une comparaison franco-américaine*, Paris, La découverte.
- Timpane (Richard J.), 1998, "Structure, behavior, and voter turnout in the United States", *American Political Science Review*, 92 (1), p. 145-158.
- Van der Wusten (Herman), Mamadouh (Virginie), 2014, « "It is the context, stupid!". Or is it? British-American contributions to electoral geography since the 1960s" », *L'Espace Politique*, [En ligne], 23 (1-2), URL : <http://espacepolitique.revues.org/3048>
- Vignon (Sébastien), 2016, « Abstentionnisme électoral et recompositions des échelles d'appartenance locale. Le cas des élections municipales dans un village de la Somme », dans Patrick Lehingue, François Buton, Nicolas Mariot, Sabine Rozier, dir., *L'Ordinaire du Politique. Enquête sur les rapports profanes au politique*, Villeneuve-d'Ascq, Presses du Septentrion/CURAPP.
- Zulfikarpasic (Adélaïde), 2001, « Le vote blanc : abstention civique ou expression politique ? », *Revue française de science politique*, 51 (1), p. 247-268.