

Congrès AFSP Paris 2015

ST 1 – Crise, insécurité sociale et comportements électoraux

Inégalités économiques, précarité sociale et vote. Le cas de l’Aire métropolitaine marseillaise

Joël Gombin, CURAPP–UPJV, joel.gombin@u-picardie.fr

Ainsi que le rappelle l’appel à communication de la section thématique 1 du congrès 2015 de l’AFSP, les relations entre insécurité sociale, particulièrement sous les formes renouvelées qu’elles prennent du fait des évolutions de la structure socio-économique française, et comportement électoral sont à la fois au centre de nombreux travaux scientifiques (mais aussi de débats sociaux) et en même temps relativement mal connues. Il s’agit pourtant d’un enjeu scientifique essentiel, tant la déconstruction des cadres socioéconomiques constitutifs de la société fordiste mettent également à mal les modèles théoriques du vote qui s’appuyaient sur cette base. Il est donc important de mieux comprendre comment des situations – qui peuvent d’ailleurs prendre des formes très diverses – de précarité sociale d’une part, d’inégalités économiques d’autre part modèlent les comportements électoraux.

La question des inégalités économiques est revenue au centre des débats politiques au cours des dernières années, notamment du fait d’un certain nombre de travaux savants (par exemple Piketty, 2013 ; Wilkinson, 2013). Toutefois, les travaux sur ces questions sont balbutiants en France, même si des publications récentes soulignent l’intérêt renouvelé pour une sociologie politique des effets électoraux de la précarité sociale (Braconnier et Mayer, 2015). Ils sont beaucoup mieux établis à l’étranger, par exemple aux États-Unis (Bartels, 2008). Dans le cas français, certains travaux ont pu montrer l’impact majeur qu’ont les inégalités de revenu sur le comportement électoral – la participation, mais surtout l’orientation du vote (Gombin, 2014 ; Gombin et Rivière, 2013). Il reste toutefois à mieux comprendre comment les inégalités de revenu s’articulent, dans le cadre de configurations territorialisées, avec la précarité sociale pour modeler les comportements électoraux. L’objectif scientifique est donc double : d’une part, enrichir l’arc des variables contextuelles et comprendre leur articulation entre elles et avec les comportements électoraux ; d’autre part, progresser dans le passage de l’observation de corrélations statistiques à la compréhension des mécanismes en jeu et leur efficacité.

Cette communication s’appuie sur le cas de l’élection présidentielle de 2012 dans l’Aire métropolitaine marseillaise pour explorer, dans un cas spécifique, les relations entre inégalités économiques, précarité sociale et comportement électoral. Il s’agit de procéder à une « écologie politique de la

métropole » (Sellers *et al.* 2013) marseillaise. Mais, par rapport au travail de Hoffman-Martinot et Sellers 2013 ou à notre travail de thèse, il s'agit ici de « descendre d'un niveau » dans l'analyse multiniveau : on ne compare plus des aires urbaines entre elles, mais on tente de mieux comprendre les processus à l'œuvre au sein d'une aire métropolitaine, à un niveau plus fin que le niveau communal utilisé jusqu'à présent (et qui masque d'importantes disparités infracommunales, en particulier dans les communes centrales).

Les questions auxquelles nous tentons d'apporter des réponses dans cette communication sont à la fois théoriques et méthodologiques. Au plan théorique, il s'agit de savoir si et comment les inégalités économiques ont une influence sur le comportement électoral, et si cette influence est distincte de celle de la précarité sociale. Au plan méthodologique, il s'agit de savoir à quel niveau spatial observer ces phénomènes. Sur la base de la littérature et de nos travaux antérieurs (Gombin, 2014 ; Gombin et Rivière, 2013), nous pouvons formuler les hypothèses suivantes :

H₁ : les inégalités économiques ont une influence sur les comportements électoraux distincte de celle d'autres facteurs « voisins » tels que la pauvreté ou la précarité sociale, ainsi que des variables lourdes traditionnelles, telles que la composition socioprofessionnelle de la population. Elles caractérisent en effet des rapports sociaux (entre des individus ou des groupes) plutôt que des attributs individuels. En ce sens, les inégalités ne peuvent constituer qu'une propriété structurelle, là où des variables comme les variables lourdes ou des indicateurs agrégés de pauvreté ou de précarité constituent des propriétés analytiques, selon la typologie proposée par Lazarsfeld et Menzel (1961). Dès lors, la relation entre inégalités et comportement électoral relève nécessairement de la « corrélation collective de type II » telle que décrite par Boudon (1963) (et déjà aperçue par Menzel, 1950), c'est-à-dire qui ne peut s'établir qu'au niveau agrégé, sans qu'on ne puisse la rapporter à un niveau individuel.

H₂ : Les territoires marqués par les inégalités les plus fortes sont caractérisés par une plus faible participation électorale. Selon certains auteurs, les inégalités économiques minent en effet la confiance et le capital social ; cet affaiblissement conduit à son tour à une diminution de la participation politique, et notamment électrale (Putnam, 2001 ; Uslaner et Brown, 2005).

H₃ : Les territoires marqués par les inégalités les plus fortes sont caractérisés par un vote en faveur de Marine Le Pen plus élevé, et un vote en faveur des candidats de gauche plus faible. Le vote en faveur de Nicolas Sarkozy n'est pas substantiellement différent. Cette hypothèse est propre au cas français et ne peut donc, pour l'heure, guère être étayée par de la littérature. Nous avions cependant déjà observé une telle corrélation (Gombin, 2014), également remarquée par Hervé Le Bras 2014. De manière générale, curieusement, la littérature donne peu d'indications sur les effets à attendre en termes d'orientation électorale d'inégalités élevées. Toutefois, les inégalités étant corrélées à la confiance, interpersonnelle comme dans les institutions politiques, et cette dernière étant la condition morale nécessaire à des politiques redistributives, on peut s'attendre à ce que des inégalités élevées soient plutôt associées à des attitudes politiques anti-redistributives et donc plutôt à droite (Uslaner, 2002). De plus, certains travaux suggèrent que les préjugés raciaux sont plus élevés dans les États dans lesquels les inégalités de revenu sont les plus fortes, en tout cas aux États-Unis (Kennedy *et al.* 1997).

H₄ : Ce sont en particulier les électeurs des classes populaires et intermédiaires (ouvriers, employés, professions intermédiaires) qui, dans les territoires marqués par les inégalités les plus élevées, voient leur comportement le plus fortement affecté. En effet, un niveau élevé d'inégalités

accroît la distance sociale, objective et subjective, entre les groupes sociaux les plus dominés et ceux dominants. Dès lors, la capacité à se considérer comme étant inclus dans le fonctionnement du système politique, économique et social décroît, et le vote en faveur de Marine Le Pen peut être une manifestation de cette exclusion subjective.

1 *Données et méthodes*

1.1 *L'aire métropolitaine marseillaise*

La présente étude porte sur l'aire métropolitaine marseillaise (AMM) – qui n'est en réalité autre que l'aire urbaine d'Aix-Marseille. Celle-ci se caractérise par un niveau d'inégalités particulièrement élevé : en 2012, elle se situe au 19e rang (sur 753) des aires urbaines françaises pour le rapport interdécile D1/D9¹ du revenu disponible par unité de consommation (source : INSEE/FiLoSoFi 2012). Les choses sont peu différentes si on considère d'autres indicateurs, tel que le rapport interquartile² (27e rang) ou encore l'indice de Gini (39e rang)³. Comparée aux grandes aires urbaines de taille comparable, celle d'Aix-Marseille se distingue nettement par le niveau que les inégalités y atteignent, supplantant même l'aire urbaine parisienne de ce point de vue, si on observe les rapports interdécile ou interquartile.

Dans le même temps, l'AMM se caractérise politiquement par un niveau élevé d'abstention et surtout par un vote FN important. Sans figurer parmi les aires urbaines dans lesquelles le vote FN été le plus important en 2012, il reste significativement supérieur à la moyenne, *a fortiori* si l'on tient compte du rang urbain élevé de cette aire urbaine, la troisième la plus peuplée du pays. Le poids du FN y est d'ailleurs ancien, même s'il y est très hétérogène, le pays d'Aix étant un pôle de résistance (relative) à l'audience électorale du Front. Cette hétérogénéité interne est précieuse dans la perspective de cette étude car elle offre prise à l'analyse : sans variance interne on ne peut rien analyser...

La figure 1 permet de visualiser la position de l'AMM parmi les autres aires urbaines en 2012. Elle montre également les relations qu'entretiennent les inégalités de revenu avec les résultats électoraux à l'échelle de l'ensemble des aires urbaines françaises, ce qui offre une première validation aux hypothèses formulées *supra*.

1.2 *Données électORALES*

Cette étude s'appuie sur l'élection présidentielle de 2012. Le scrutin présidentiel constitue une élection de haute intensité électorale, ce qui évite que l'abstention n'interfère trop dans la relation entre les résultats électoraux et les variables explicatives. De plus, l'offre politique représentée y

¹« Le rapport D9/D1 [9e décile - 1er décile] met en évidence l'écart entre le haut et le bas de la distribution ; c'est une des mesures de l'inégalité de cette distribution » (source : INSEE).

²Le rapport interquartile est le rapport entre le 3e et le 1er quartile.

³L'indice de Gini est « un indicateur synthétique d'inégalités de salaires (de revenus, de niveaux de vie...). Il varie entre 0 et 1. Il est égal à 0 dans une situation d'égalité parfaite où tous les salaires, les revenus, les niveaux de vie... seraient égaux. A l'autre extrême, il est égal à 1 dans une situation la plus inégalitaire possible, celle où tous les salaires (les revenus, les niveaux de vie...) sauf un seraient nuls. Entre 0 et 1, l'inégalité est d'autant plus forte que l'indice de Gini est élevé » (source : INSEE).

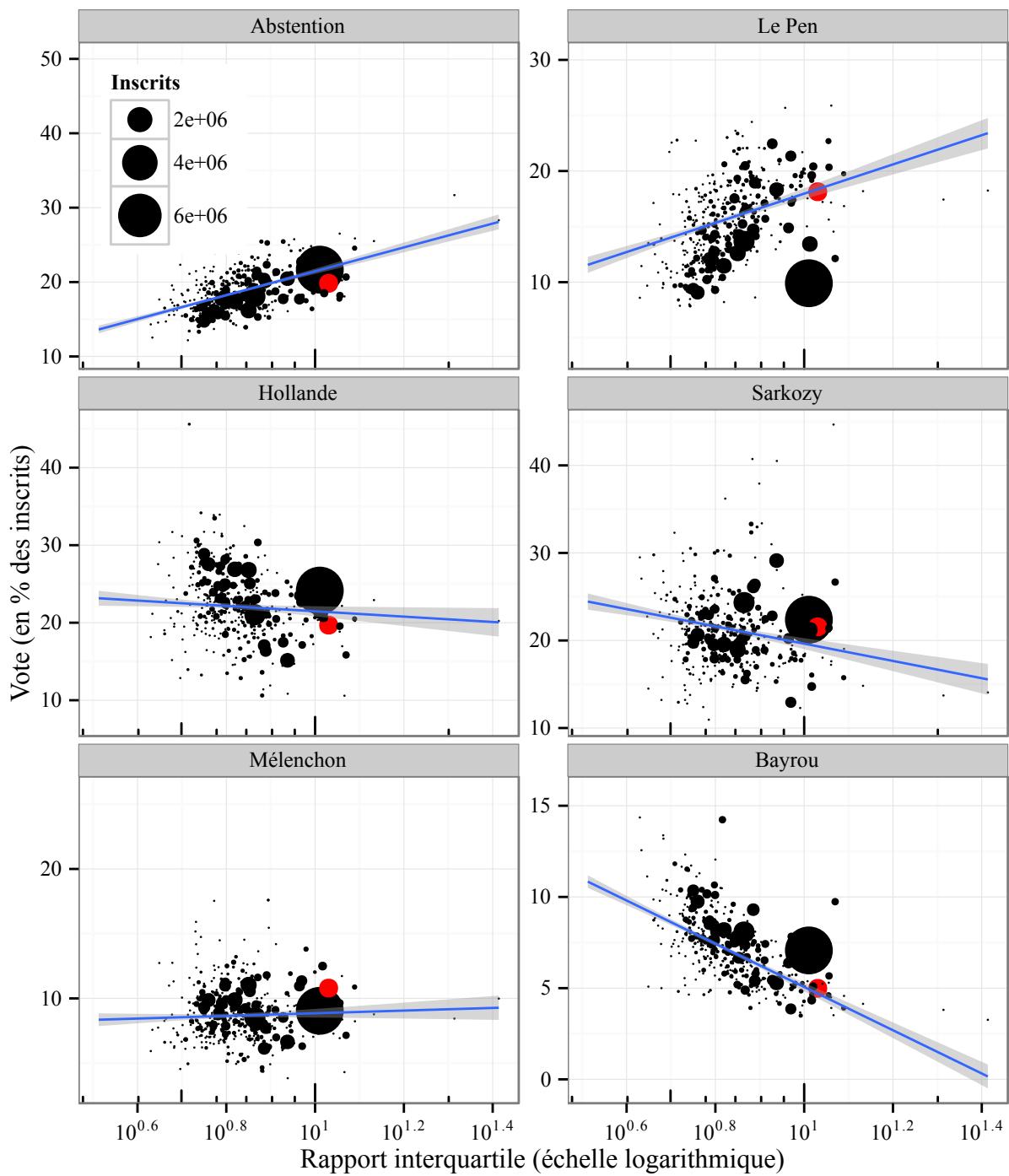


Figure 1 : Inégalités et vote FN dans les aires urbaines françaises en 2012. Sources : INSEE/FiLoSoFi et ministère de l'intérieur, calculs et réalisation Joël Gombin. La droite est une droite de régression (ainsi que son intervalle de confiance à 95 %). L'aire urbaine d'Aix-Marseille figure en rouge.

est large sans être pléthorique. Elle constitue donc un terrain privilégié d'analyse des rapports entre comportements électoraux et société.

Intérêt supplémentaire, les résultats de l'élection présidentielle de 2012 sont disponibles par bureau de vote, et le découpage des bureaux de vote des villes de plus de 100 000 habitants sont disponibles grâce au projet Cartelec (Beauguitte et Colange, 2013 ; Colange, Beauguitte et Freire-Diaz, 2013). On peut en donc en mener l'analyse à un niveau géographique fin. Dans cette étude, les résultats électoraux sont saisis à l'échelle communale, et à l'échelle du bureau de vote à Aix-en-Provence et à Marseille. Au total, ce sont 653 individus statistiques dont on dispose.

Sont pris en compte dans cette étude l'abstention et les résultats obtenus par les cinq principaux candidats au premier tour : François Hollande (PS), Nicolas Sarkozy (UMP), Marine Le Pen (FN), Jean-Luc Mélenchon (Front de gauche) et François Bayrou (Modem). Les résultats sont rapportés aux inscrits, afin de considérer l'abstention comme une option électorale parmi d'autres, et afin qu'elle ne distorde pas les résultats.

La figure 2 présente les résultats obtenus par ces candidats au sein de l'AMM et les compare à la région PACA et au pays. Les figures 3, 3bis et 3ter cartographient quant à elle la répartition spatiale de ces résultats électoraux, à l'échelle de l'AMM ainsi que des deux principales communes de cette aire métropolitaine, Aix-en-Provence et Marseille. Les mêmes couleurs sont utilisées sur les trois ensembles de cartes afin qu'elles puissent être comparées.

1.3 Données sociodémographiques

Les données sociodémographiques mobilisées dans cette communication sont de deux ordres. D'une part, il s'agit de « variables lourdes » classiques : catégories socioprofessionnelles (en huit positions – malheureusement, cette donnée n'existe pas dans une nomenclature plus fine au niveau des IRIS) et niveau de diplôme pour les plus de 18 ans. Dans les deux cas, les données sont millésimées 2011 (le dernier millésime disponible), et on a distingué ces indicateurs par sexe⁴.

D'autre part, plusieurs variables sont utilisées pour mesurer la précarité sociale :

- le statut d'activité
- le travail à temps partiel ou à temps complet
- le type de contrat de travail
- le taux de bénéficiaires du RSA

Ces données sont issues du recensement, millésime 2011, et sont disponibles à l'IRIS⁵, pour les IRIS comportant plus de 200 habitants (à la commune, dans le cas contraire).

⁴Ces données ont été reconstituées à partir du fichier détail du recensement 2011 localisé aux cantons-ou-villes. En effet, les tableaux détaillés diffusés par l'INSEE ne permettent de distinguer le niveau de diplôme ou la catégorie socioprofessionnelle par sexe que pour les plus de 15 ans.

⁵« îlots regroupés pour l'information statistique », il s'agit de la brique de base de diffusion des données de l'INSEE.

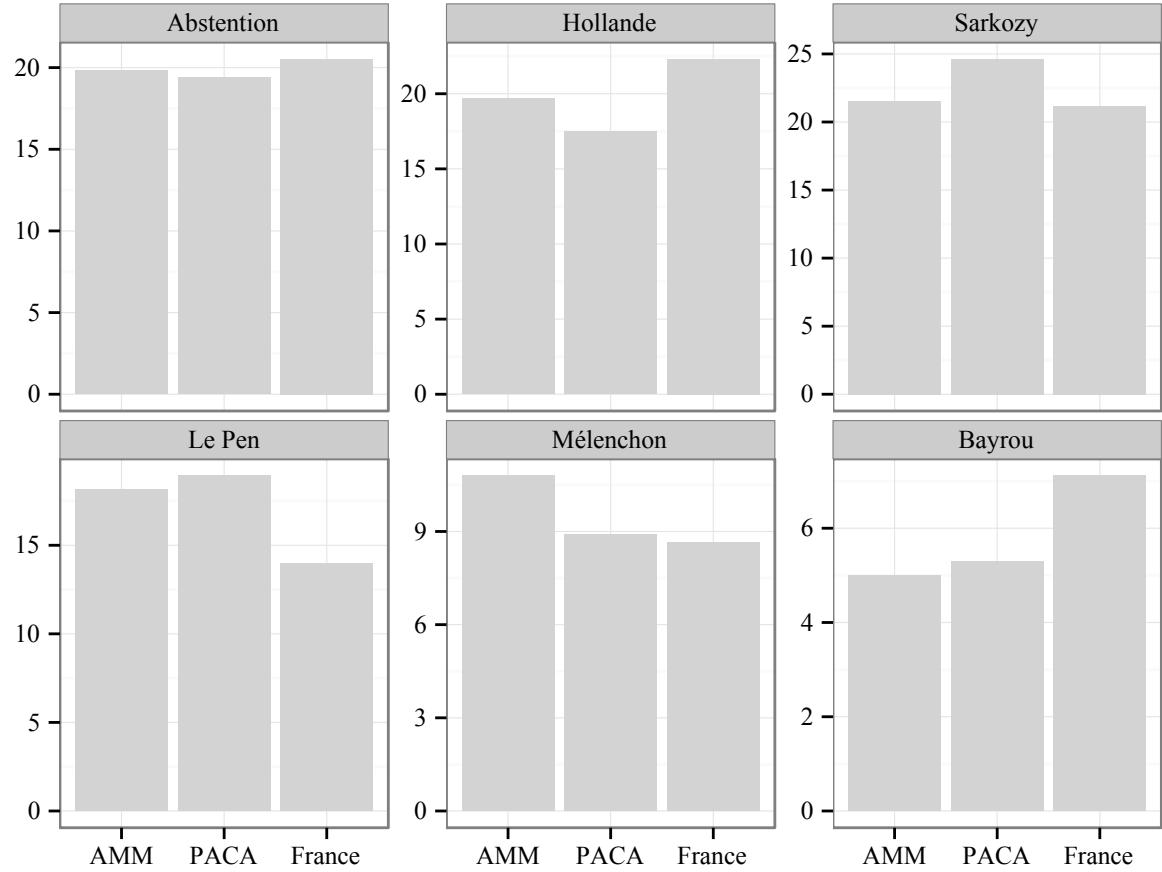


Figure 2 : L'élection présidentielle de 2012 dans l'aire métropolitaine marseillaise, la région PACA et la France métropolitaine. Sources : ministère de l'intérieur, calculs et réalisation Joël Gombin.

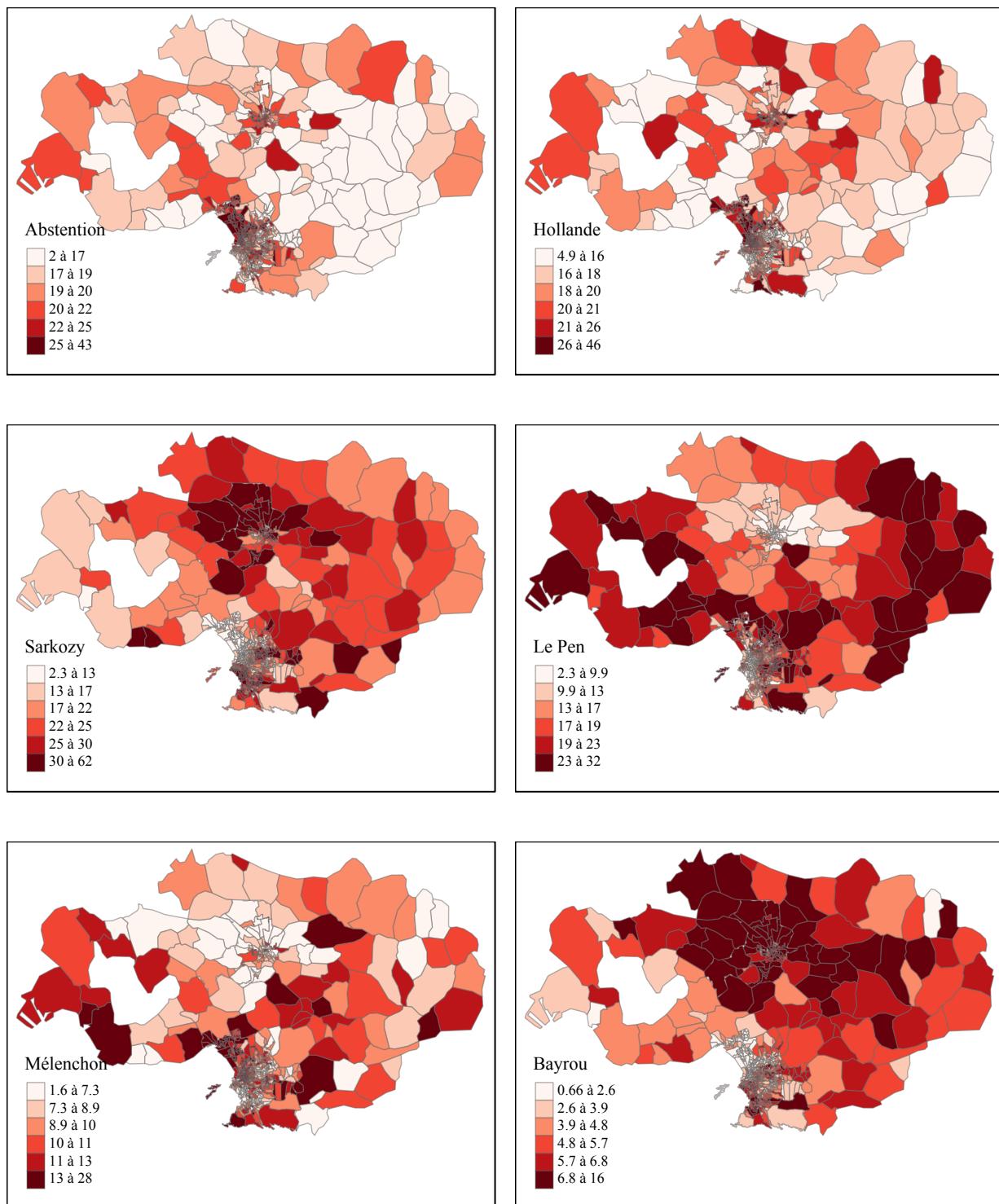


Figure 3 : Résultats électoraux au sein de l'aire métropolitaine marseillaise. Sources : ministère de l'intérieur/Cartelec ; réalisation : Joël Gombin.

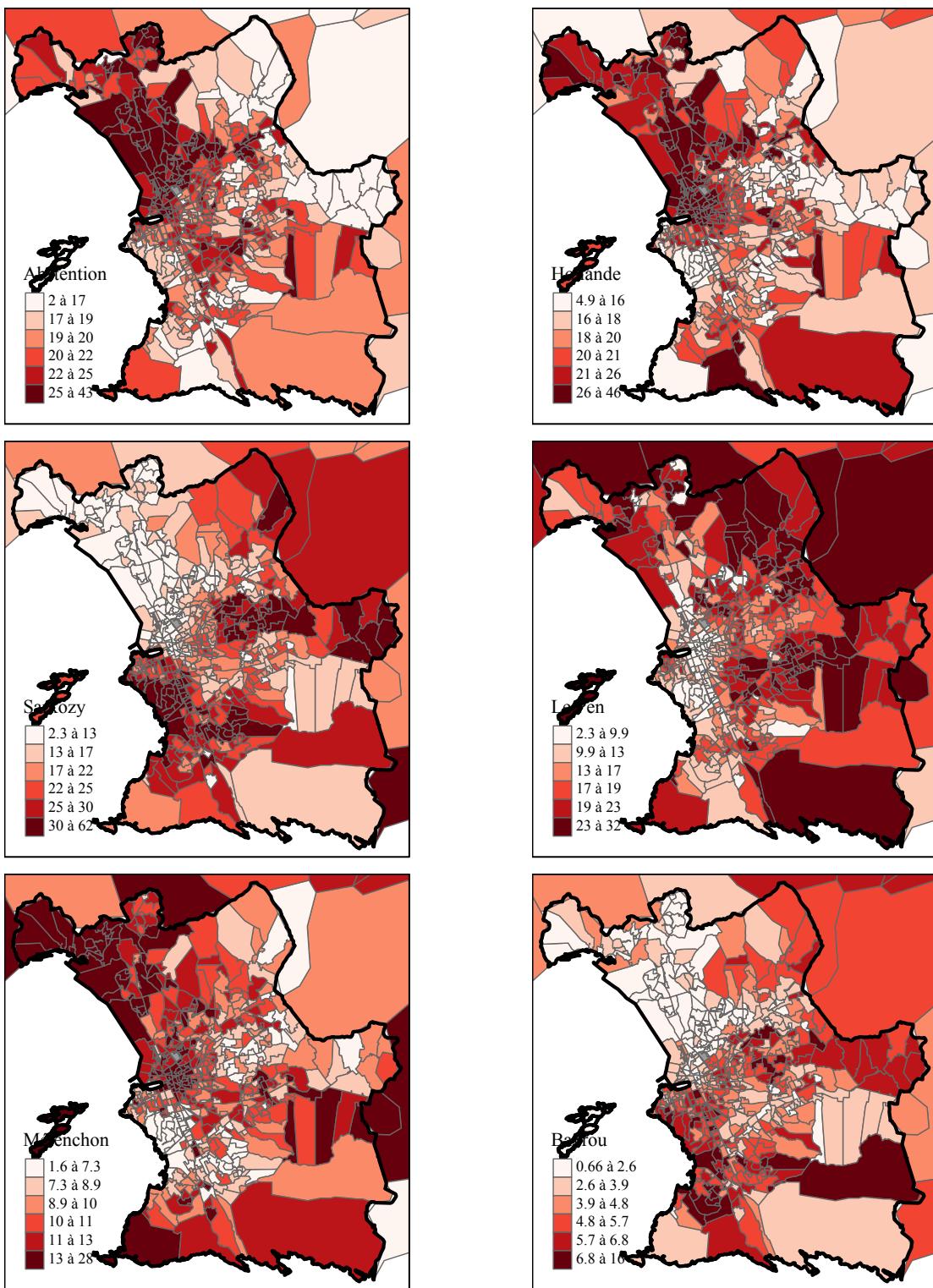


Figure 4 : Résultats électoraux à Marseille, par bureau de vote. Sources : ministère de l'intérieur/Cartelec ; réalisation : Joël Gombin.

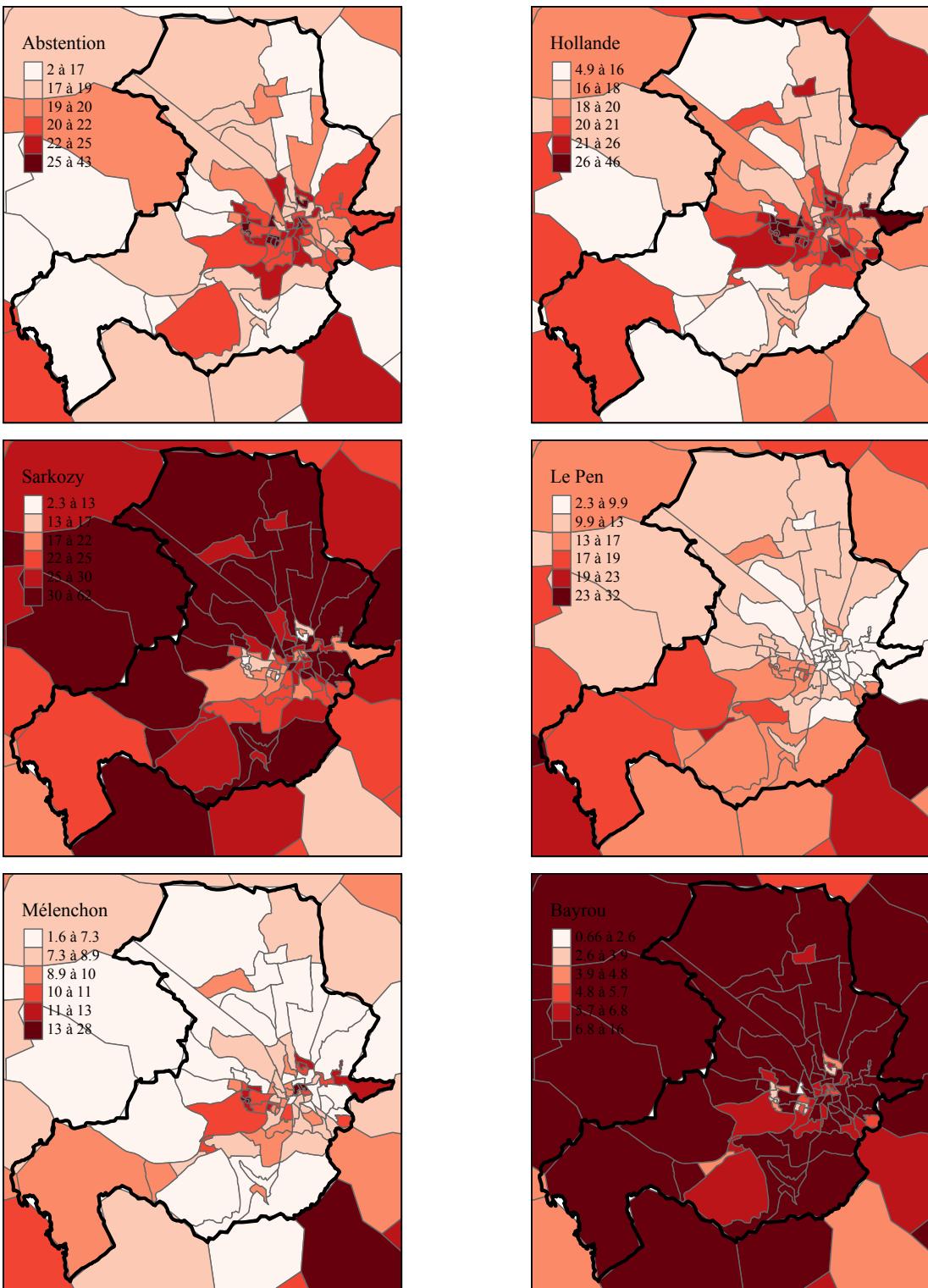


Figure 5 : Résultats électoraux à Aix-en-Provence, par bureau de vote. Sources : ministère de l'intérieur/Cartelec ; réalisation : Joël Gombin.

Genre	Catégorie	Moyenne	Écart-type
Femme	Agriculteurs	0.09	0.17
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	1.06	0.53
	Autres inactifs	10.99	4.76
	Cadres et prof. intellectuelles supérieures	3.89	2.22
	Employés	12.57	2.89
	Ouvriers	1.61	0.91
	Prof. intermédiaires	8.35	2.42
	Retraités	14.19	3.83
Homme	Agriculteurs	0.21	0.34
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	2.81	1.14
	Autres inactifs	5.32	4.59
	Cadres et prof. intellectuelles supérieures	6.12	3.11
	Employés	4.40	1.76
	Ouvriers	8.54	3.52
	Prof. intermédiaires	7.34	1.93
	Retraités	12.49	3.05
Femme	BEP	4.26	1.27
	BEPC	3.69	1.17
	Bac général	6.79	1.84
	Bac techno pro	3.47	0.97
	CAP	4.92	1.58
	CEP	4.38	1.59
	Dipl 1 cycle	7.95	2.51
	Dipl 2 ou 3 cycle	7.93	4.24
	Sans dipl	9.39	5.29
Homme	BEP	4.02	1.37
	BEPC	2.85	0.92
	Bac général	4.73	1.71
	Bac techno pro	3.85	1.25
	CAP	7.10	2.32
	CEP	3.03	1.20
	Dipl 1 cycle	5.43	1.75
	Dipl 2 ou 3 cycle	7.91	4.34
	Sans dipl	8.31	4.83

Tableau 1 : Catégorie socioprofessionnelle et niveau de diplôme des habitants de l'AMM. Source : RP 2011/INSEE. Calculs : Joël Gombin.

Genre	Catégorie	moyenne	écart-type
Femme	Actifs employés	24.02	4.31
	Au foyer	5.17	2.80
	Autres inactifs	2.68	1.48
	Chômeurs	4.01	1.82
	Elèves	2.70	2.97
	Retraités	14.19	3.83
Homme	Actifs employés	25.95	4.39
	Au foyer	0.13	0.20
	Autres inactifs	2.52	3.45
	Chômeurs	3.82	2.25
	Elèves	2.32	2.76
	Retraités	12.49	3.05
Femme	Sans objet	28.75	4.92
	Temps complet	17.24	3.62
	Temps partiel	6.78	1.59
Homme	Sans objet	21.28	4.72
	Temps complet	23.97	4.56
	Temps partiel	1.98	0.93
Femme	Aides familiaux	0.05	0.08
	Apprentissage	0.27	0.26
	Autre précaire	2.31	0.82
	CDI	18.92	3.88
	Emploi aidé	0.19	0.21
	Employeurs	0.58	0.40
	Indépendants	1.41	0.69
	Interim	0.20	0.18
	Sans objet	28.75	4.92
	Stagiaire	0.10	0.28
Homme	Aides familiaux	0.02	0.05
	Apprentissage	0.43	0.44
	Autre précaire	1.66	1.32
	CDI	19.15	3.61
	Emploi aidé	0.11	0.17
	Employeurs	1.79	1.00
	Indépendants	2.22	1.00
	Interim	0.49	0.49
	Sans objet	21.28	4.72
	Stagiaire	0.08	0.26
Tout	RSA	19.97	18.50

Tableau 2 : Statut d'activité, temps de travail, statut d'emploi et bénéficiaires du RSA parmi les habitants de l'AMM. Source : RP 2011/INSEE. Calculs : Joël Gombin.

1.4 Données sur les revenus et les inégalités

Le niveau de revenu d'un territoire est mesuré à travers le revenu médian par unité de consommation⁶. Les inégalités sont appréhendés au moyen de cinq indicateurs :

- l'écart interquartile
- le rapport interdécile
- l'écart-type
- l'indice de Gini.

Tous sont mesurés sur le revenu fiscal déclaré par ménage. L'ensemble de ces indicateurs est millésimé 2011 et est issu du dispositif « Revenus fiscaux localisés des ménages » (RFLM), établi à partir de l'analyse des déclarations de revenu aux services fiscaux par la DGFIP et l'INSEE. Il n'existe pas à notre connaissance de raison théorique d'utiliser l'un plutôt que l'autre de ces indicateurs, c'est pourquoi nous testons ici la pertinence de chacun d'entre eux.

Catégorie	moyenne	écart-type
Médiane	19225.29	6150.97
Écart inter-quartile	13104.02	7183.44
Rapport interdécile	4384.57	9300.22
Écart-type	20194.44	14017.18
Gini	0.37	0.06

Tableau 3 : Tendances centrales et dispersion des revenus par unité de consommation dans l'AMM.
Source : RFLM 2011/DGFIP/INSEE. Calculs : Joël Gombin.

De plus, les différents indicateurs de dispersion ou d'inégalité des revenus ne sont que très faiblement corrélés entre eux (voir tableau 4), ce qui laisse supposer qu'ils correspondent à des dimensions différentes des inégalités de revenu.

	Médiane	Écart inter-quartile	Rapport interdécile	Écart-type	Gini
Médiane	1.00	0.66	-0.46	0.43	-0.39
Écart inter-quartile	0.66	1.00	-0.85	0.39	-0.25
Rapport interdécile	-0.46	-0.85	1.00	-0.01	0.56
Écart-type	0.43	0.39	-0.01	1.00	0.35
Gini	-0.39	-0.25	0.56	0.35	1.00

Tableau 4 : Corrélation entre les indicateurs de tendances centrales et de dispersion des revenus par unité de consommation dans l'AMM. Source : RFLM 2011/DGFIP/INSEE. Calculs : Joël Gombin.

Une analyse en composantes principales permet de mieux appréhender l'articulation entre ces divers indicateurs⁷. Une première composante principale concentre plus d'un quart de la variance

⁶Les unités de consommation permettent de standardiser le revenu total d'un ménage en tenant compte du nombre d'adultes et d'enfants du ménage.

⁷Les variables actives sont celles portant sur le statut d'activité, le temps et le statut de travail, ainsi que la proportion de bénéficiaires du RSA. Les autres variables sont projetées en variables supplémentaires.

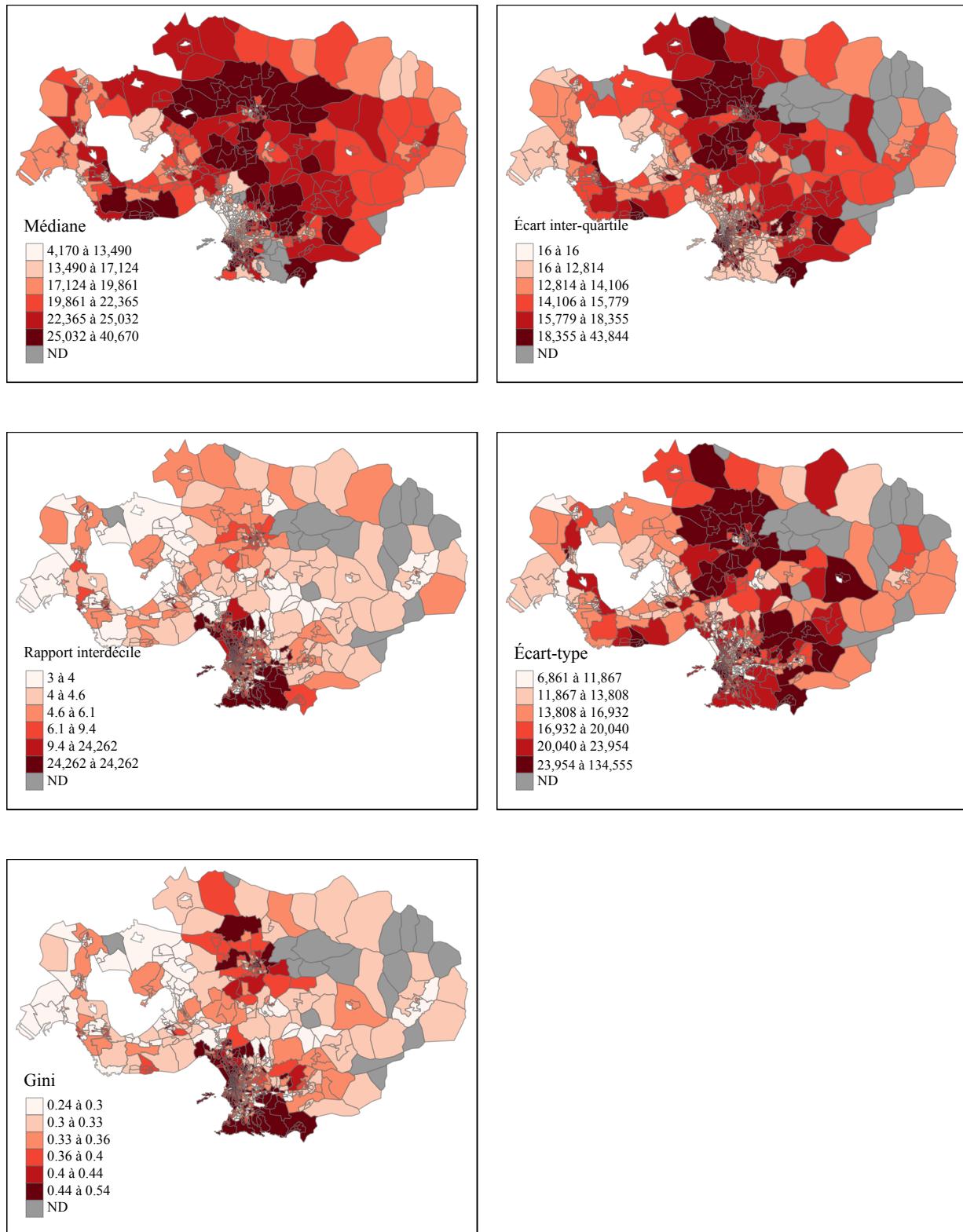


Figure 6 : Médiane et dispersion des revenus par unité de consommation dans l'AMM. Sources : RFLM 2011/DGFIP/INSEE et IGN ; réalisation : Joël Gombin.

totale ; elle correspond à l’insertion sociale : elle oppose ainsi les IRIS dans lesquels les inactifs et les actifs sans emploi sont les plus nombreux à ceux caractérisés par une proportion importante d’actifs employés à temps complet et en CDI. On notera que, sans surprise, le revenu médian est corrélé à une forte insertion sociale tandis que l’indice de Gini est lui plus élevé dans les IRIS dans lesquels les désinsérés socialement sont les plus nombreux. On voit ainsi que les inégalités de revenu telles qu’elles sont mesurées par l’indice de Gini sont surtout tirées par le bas de la distribution. La deuxième dimension principale (qui porte moins de 10 % de la variance totale) correspond principalement au poids des retraités, opposés aux actifs et en particulier les ouvriers et employés. Le cercle des corrélations (figure 7) permet de visualiser ce premier plan principal.

La figure 8 permet de visualiser la spatialisation de ces deux dimensions principales. Les IRIS les plus marqués par la précarité et la désinsertion sociale sont fortement concentrés dans la moitié nord de la ville de Marseille, ainsi que dans quelques IRIS d’Aix-en-Provence, de Port-de-Bouc ou d’Aubagne, notamment. On retrouve là une géographie bien connue des fragilités sociales dans la métropole marseillaise (Conseil régional Provence-Alpes-Côte d’Azur, 2013). Moins connue est la géographie qui oppose des actifs plutôt situés autour de l’étang de Berre, dans le sud du pays d’Aix et dans les centres des deux villes principales, aux retraités surreprésentés dans la moitié nord-ouest de la métropole ainsi que sur la Côte bleue.

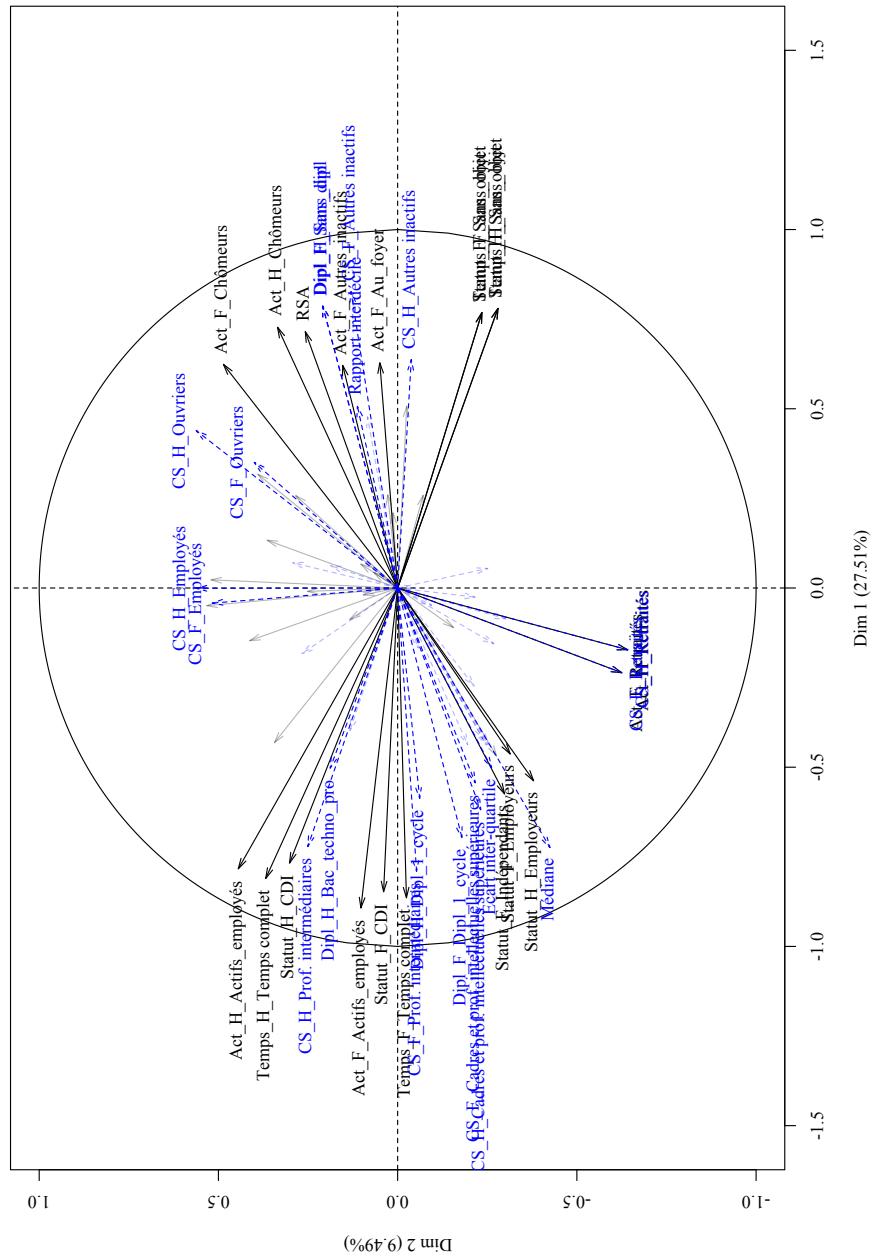
Ces deux dimensions sont ainsi utilisées par la suite pour résumer les variables actives concernées. Une seconde ACP est menée, cette fois-ci sur la catégorie-socioprofessionnelle et le niveau de diplôme. La première dimension oppose les ouvriers et les personnes sans diplôme (valeurs négatives) aux cadres supérieurs et personnes diplômées de l’enseignement supérieur (valeurs positives). La deuxième dimension oppose les inactifs, retraités, étudiants ou actifs sans emploi (valeurs négatives) aux actifs occupés, plutôt populaires, avec des niveaux de diplôme assez faibles (valeurs positives). Là encore, ces deux premières dimensions sont utilisées par la suite comme résumé de l’information. Cela permet de diminuer le nombre de variables indépendantes utilisées et d’éviter des problèmes de multicollinéarité entre les variables.

1.5 Maille territoriale

La maille territoriale utilisée est l’IRIS. Toutes les données sociodémographiques et de revenu utilisées sont disponibles à ce niveau. Les données électorales, à Aix-en-Provence et à Marseille, sont interpolées des bureaux de vote aux IRIS. Cette interpolation est effectuée en faisant une hypothèse d’équirépartition et d’homogénéité des électeurs au sein des bureaux de vote. Dans les autres communes divisées en plusieurs IRIS, les résultats électoraux mesurés au niveau de la commune sont imputés aux IRIS de cette commune. Au total, ce sont 724 IRIS qui constituent la base de données utilisée pour cette communication. Certains de ces IRIS ne sont pas, ou très peu, habités ; de sorte que les données ne sont complètes que pour 682 IRIS.

1.6 Méthode

Afin de tester les hypothèses énoncées plus haut, on construit une série de modèles de régression linéaire, pour chacun des six comportements électoraux étudiés. Les variables indépendantes du modèle sont les mêmes pour chaque modèle : première et deuxième composantes de la première



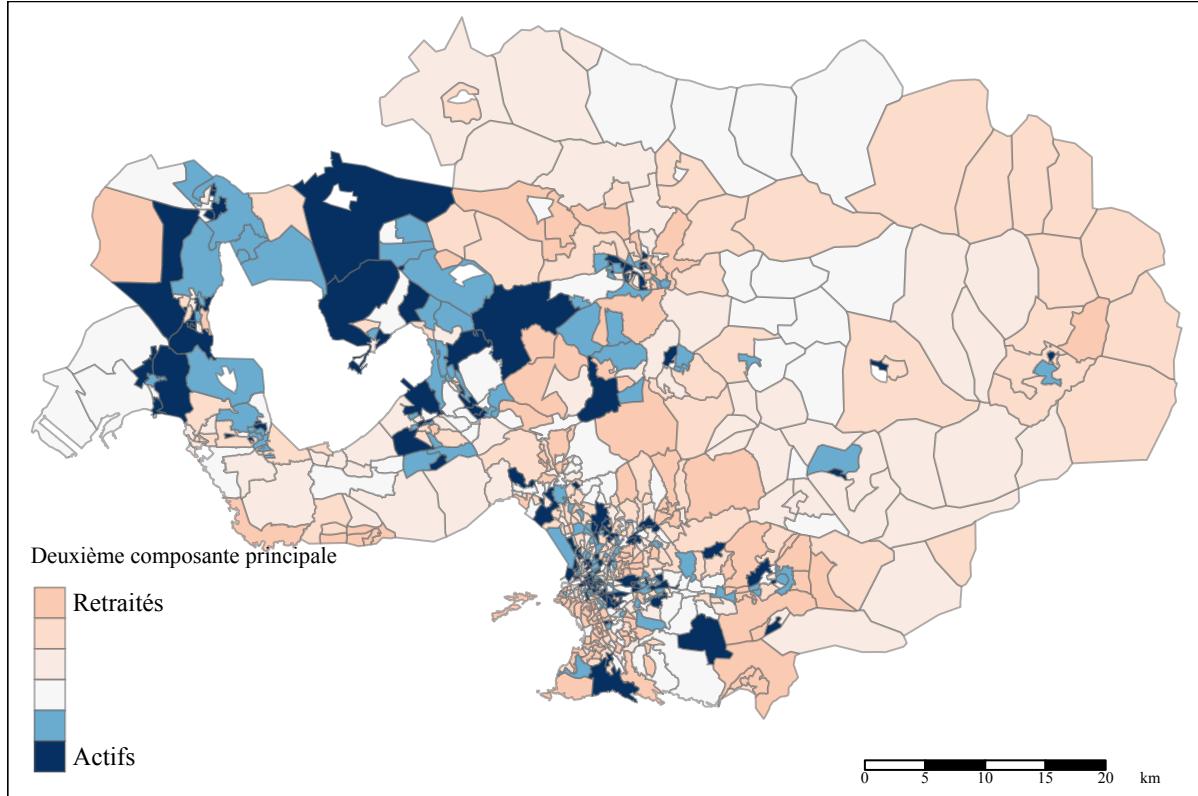
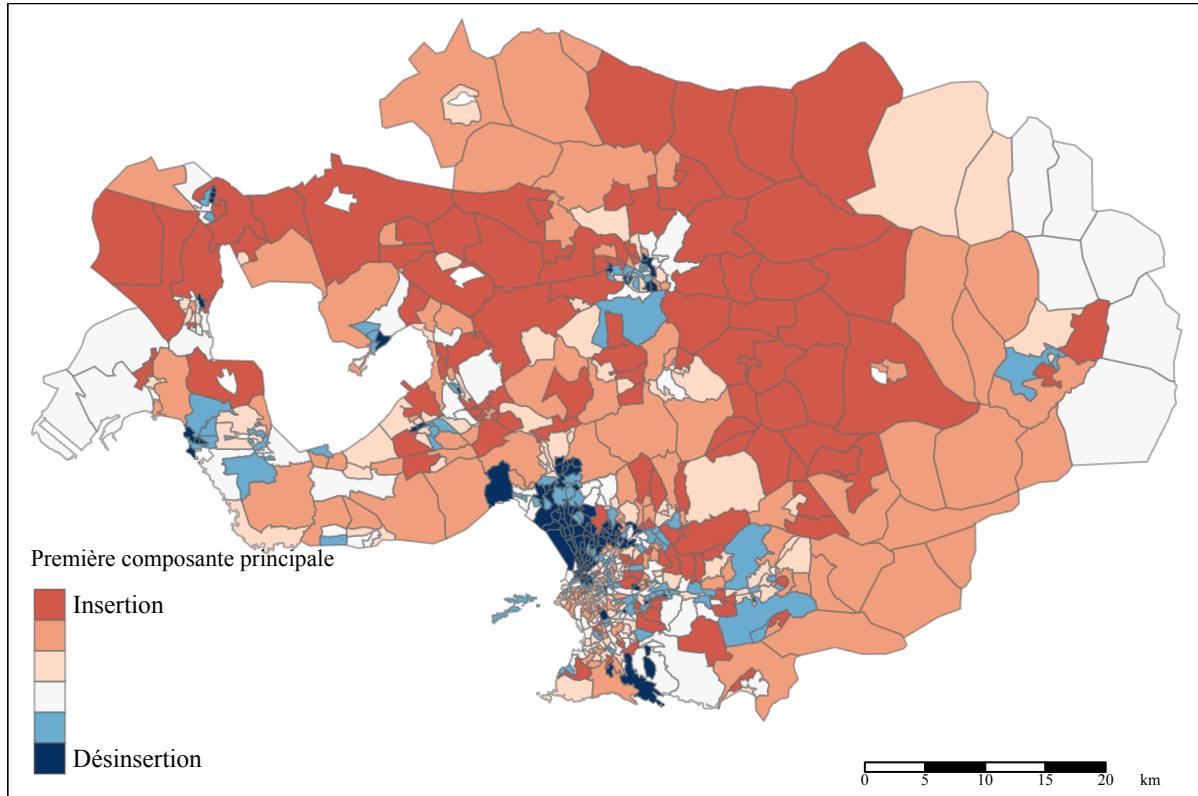


Figure 8 : Cartographie des première et deuxième composantes principales de l'ACP. Sources : RP 2011 INSEE, RFLM 2011 DGFiP-INSEE et IGN. Calculs et réalisation : Joël Gombin.

ACP (variables de précarité sociale), deuxième composante de la deuxième ACP (position sociale⁸), revenu médian, écart interquartile, écart-type et indice de Gini des revenus. Enfin, un effet d’interaction entre la deuxième composante de la deuxième ACP et une variable binaire, distinguant la moitié des IRIS dont l’indice de Gini est supérieur à la médiane, permet de tester l’hypothèse d’un effet différencié des variables lourdes selon le niveau d’inégalités.

2 Résultats

L’estimation des modèles de régression est présentée dans le tableau 5. Leur performance est satisfaisante (R^2 compris entre 0.60 et 0.76), à l’exception du modèle concernant le vote Mélenchon, dont le R^2 est nettement plus faible (0.23).

La première hypothèse est confirmée : les inégalités de revenu, quelle que soit l’indicateur qu’on retient pour les mesurer, exercent bien sur le vote un effet statistiquement distinct de celui des « variables lourdes » ainsi que du niveau médian des revenus. Et pour chaque vote considéré, au moins l’un des indicateurs pris en compte possède un effet significatif. Cependant, ce ne sont pas les mêmes indicateurs qui apparaissent pertinents selon le comportement électoral considéré : chacune des trois mesures considérées possède un coefficient statistiquement significatif dans trois ou quatre cas. Lorsque les trois variables sont statistiquement significatives, comme c’est le cas pour le vote Sarkozy et pour le vote Le Pen, elles sont orientées dans le même sens. Dans le cas du vote Bayrou, cependant, deux indicateurs (l’écart interquartile et l’indice de Gini) sont statistiquement significatifs (au seuil de 5 %), mais avec des signes inverses. Toutefois, les coefficients sont faibles, indiquant des effets très limités.

La deuxième hypothèse est également confirmée : l’abstention est plus élevée lorsque les inégalités (en l’espèce, l’écart-type des revenus) sont plus élevées. Ceci étant, l’effet est très faible (environ 0.3 point de pourcentage lorsque l’écart-type des revenus augmente d’un écart-type), et le signe des autres indicateurs d’inégalité est négatif, bien que les coefficients ne soient pas statistiquement significatifs. Ici, les variables lourdes traditionnelles semblent jouer un rôle bien plus fondamental.

La troisième hypothèse n’est que très partiellement confirmée. Comme nous l’anticions, le vote en faveur de François Hollande est négativement corrélé aux inégalités de revenu (comme au niveau du revenu médian, d’ailleurs), avec un effet non-négligeable (-0.9 point de pourcentage lorsque l’écart interquartile des revenus augmente d’un écart-type). Cependant, le vote en faveur de Marine Le Pen, contrairement à notre hypothèse, est également négativement associé aux inégalités (-0.8 point lorsque le coefficient de Gini augmente d’un écart-type, -0.6 point lorsque l’écart-type des revenus augmente d’un écart-type). Ces résultats sont suprenants, mais s’expliquent peut-être mieux si l’on prend en considération l’autre résultat non attendu : la corrélation positive assez forte entre les inégalités et le vote Sarkozy (+1.6 point de pourcentage lorsque le coefficient de Gini augmente d’un écart-type). Les territoires riches et inégalitaires (inégalitaires parce que riches ?), en particulier dans le pays aixois et dans le sud de Marseille, auraient ainsi davantage voté pour Sarkozy, tandis que le vote pour Marine Le Pen serait plus important, en dehors de toute considération de niveau médian de revenu (le coefficient n’est pas significatif), dans les espaces marqués par le poids des inactifs (et actifs non occupés) hors retraités. Dans ces territoires, les inégalités

⁸La première composante de la deuxième ACP n’a pas été incluse dans le modèle car elle génère un excès de multicollinearité.

	Abstention	Hollande	Sarkozy	Le Pen	Mélenchon	Bayrou
(Intercept)	29.35*** (1.20)	30.09*** (1.67)	-6.88** (2.08)	24.98*** (1.88)	16.37*** (1.75)	2.33*** (0.53)
Désinsertion sociale	0.20** (0.06)	0.13 (0.09)	-0.30** (0.11)	0.23* (0.10)	0.03 (0.09)	-0.16*** (0.03)
Retraités (-)	-0.14* (0.07)	0.27** (0.09)	-0.41*** (0.11)	-0.04 (0.10)	0.10 (0.09)	0.09** (0.03)
Autres inactifs (-)	-0.24* (0.09)	-0.71*** (0.13)	-0.37* (0.16)	1.47*** (0.14)	0.11 (0.13)	-0.27*** (0.04)
Revenu médian	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Écart interquartile des revenus	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	-0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Écart-type des revenus	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.00** (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00** (0.00)	0.00 (0.00)
Indice de Gini des revenus	-2.32 (2.39)	-3.98 (3.33)	23.93*** (4.15)	-13.94*** (3.74)	-1.10 (3.48)	-2.73** (1.05)
Autres inactifs (-) x inégalités	-0.27* (0.11)	-0.29 (0.15)	0.36 (0.18)	0.34* (0.16)	-0.04 (0.15)	0.06 (0.05)
R ²	0.71	0.67	0.77	0.60	0.23	0.67
Adj. R ²	0.71	0.66	0.76	0.60	0.23	0.67
Num. obs.	682	682	682	682	682	682
RMSE	2.22	3.09	3.85	3.47	3.23	0.98

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Tableau 5 : Modèles de régression du vote en 2012 dans l'AMM. Les unités statistiques sont les IRIS. Sources : Ministère de l'intérieur, Cartelec, RP 2011 INSEE, RFLM 2011 DGFiP-INSEE et IGN. Calculs et réalisation : Joël Gombin.

seraient plutôt faibles car les revenus élevés y sont rares. Il convient en tout cas de retenir que les inégalités mesurées à des échelles différentes (entre différentes aires urbaines ou à l'intérieur d'une aire urbaine) ne sont pas corrélées de la même manière au vote. La question scalaire est donc ici essentielle. En effet, la mesure des inégalités ne correspond sans doute pas aux mêmes phénomènes aux différentes échelles : à l'échelle des aires urbaines, c'est le fonctionnement du système productif qui est reflété dans le niveau des inégalités. À l'intérieur d'une aire urbaine, c'est plutôt l'organisation spatiale des ségrégations sociales que ces indicateurs traduisent.

La quatrième hypothèse est partiellement confirmée : pour le vote Le Pen, l'association statistique avec le poids des actifs des classes populaires est d'autant plus forte que les inégalités sont élevées. Pour l'abstention en revanche, le coefficient de l'effet d'interaction est d'un signe contraire à celui attendu. Enfin, pour les autres votes, il n'y a pas d'effet significatif. Pour pleinement vérifier l'hypothèse, il faudrait pouvoir travailler sur un plus grand nombre d'unités statistiques, potentiellement avec une modélisation multiniveau.

La présente communication suggère donc que les inégalités de revenu exercent une influence sur les comportements électoraux, indépendamment des variables lourdes classiques, mais que cette influence s'exerce d'une manière différente selon les échelles géographiques, et dans des interactions complexes avec d'autres facteurs mieux connus. Les opportunités ouvertes par la disponibilité de plus en plus grande de données, électorales, sociodémographiques ou relatives aux revenus, invite à prolonger et approfondir ces investigations, afin d'améliorer notre connaissance des rapports entre les inégalités et les comportements politiques.

3 Références

Références

- Bartels, Larry M. (2008), *Unequal Democracy : The Political Economy of the New Gilded Age*, Princeton University Press (cité p. 1).
- Beauguitte, Laurent et Céline Colange (2013), *Cartelec. Analyser les comportements électoraux à l'échelle du bureau de vote*, Compte-rendu de fin de projet - projet ANR CARTELEC, ANR, p. 84 (cité p. 5).
- Boudon, Raymond (1963), « Propriétés individuelles et propriétés collectives : un problème d'analyse écologique », *Revue française de sociologie*, vol. 4 n° 3, p. 275–299 (cité p. 2).
- Braconnier, Céline et Nonna Mayer, éds. (2015), *Les inaudibles : sociologie politique des précaires*, Fait politique, Paris, Presses de Sciences Po (cité p. 1).
- Colange, Céline, Laurent Beauguitte et Sylvano Freire-Diaz (2013), *Base de données socio-électorales Cartelec (2007-2010)* (cité p. 5).
- Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur (2013), *Métropole Aix-Marseille. Atlas territorial*, rapp. tech., Marseille : Conseil régional PACA, p. 141 (cité p. 14).
- Gombin, Joël (2014), « Contextualiser sans faire de l'espace un facteur autonome. La modélisation multiniveau comme lieu de rencontre entre sociologie et géographie électorale », *L'Espace Politique*, n° 23 (cité pp. 1 sq.).

- Gombin, Joël et Jean Rivière (2013), « Éléments quantitatifs sur la dimension spatiale des effets électoraux des inégalités sociales dans les mondes périurbains français (2007-2012) », dans : Nantes (cité pp. 1 sq.).
- Hoffmann-Martinot, Vincent et Jefferey M. Sellers (2013), « The emerging metropolitan political ecology of France », dans : *The Political Ecology of the Metropolis : Metropolitan Sources of Electoral Behaviour in Eleven Countries*, sous la dir. de Jefferey M. Sellers *et al.* ECPR Studies in European Political Science, Colchester, ECPR Press, p. 161–198 (cité p. 2).
- Kennedy, B. P. *et al.* (1997), « (Dis)respect and black mortality », *Ethnicity & Disease*, vol. 7 n° 3, p. 207–214 (cité p. 2).
- Lazarsfeld, Paul F. et Herbert Menzel (1961), « On the relation between individual and collective properties », dans : *Complex organizations. A sociological reader*, sous la dir. d'Amitai Etzioni, t. 1, New York, Holt, Rinehart et Winston, p. 422–440 (cité p. 2).
- Le Bras, Hervé (2014), *Atlas des inégalités : Les Français face à la crise*, Paris, Autrement (cité p. 2).
- Menzel, Herbert (1950), « Comment on Robinson's "Ecological correlations and the behaviour of individuals" », *American Sociological Review*, vol. 15 n° 5, p. 674 (cité p. 2).
- Piketty, Thomas (2013), *Le capital au XXIe siècle*, Paris, Seuil (cité p. 1).
- Putnam, Robert D. (2001), *Bowling alone : The collapse and revival of American community*, New York, Simon et Schuster (cité p. 2).
- Sellers, Jefferey M. *et al.* Éds. (2013), *The Political Ecology of the Metropolis : Metropolitan Sources of Electoral Behaviour in Eleven Countries*, ECPR Studies in European Political Science, Colchester, ECPR Press (cité p. 2).
- Uslaner, Eric M. (2002), *The Moral Foundations of Trust*, Cambridge, Cambridge University Press (cité p. 2).
- Uslaner, Eric M. et Mitchell Brown (2005), « Inequality, Trust, and Civic Engagement », *American Politics Research*, vol. 33 n° 6, p. 868–894 (cité p. 2).
- Wilkinson, Richard G. (2013), *The Impact of Inequality : How to Make Sick Societies Healthier*, London, The New Press (cité p. 1).