



**HAL**  
open science

# Éléments quantitatifs sur la dimension spatiale des effets électoraux des inégalités sociales dans les mondes périurbains français (2007-2012)

Joël Gombin, Jean Rivière

## ► To cite this version:

Joël Gombin, Jean Rivière. Éléments quantitatifs sur la dimension spatiale des effets électoraux des inégalités sociales dans les mondes périurbains français (2007-2012). Congrès de l'Association française de sociologie, Sep 2013, Nantes, France. halshs-00859598

**HAL Id: halshs-00859598**

**<https://shs.hal.science/halshs-00859598>**

Submitted on 9 Sep 2013

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

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

## **Éléments quantitatifs sur la dimension spatiale des effets électoraux des inégalités sociales dans les mondes périurbains français (2007-2012)**

Joël Gombin, [joel.gombin@gmail.com](mailto:joel.gombin@gmail.com), Doctorant en science politique, CURAPP/UPJV

Jean Rivière, [jean.riviere@univ-nantes.fr](mailto:jean.riviere@univ-nantes.fr), MCF en géographie, ESO/Université de Nantes

Les « communes périurbaines », les « espaces pavillonnaires », le « périurbain lointain », l'importance des « gradients d'urbanités »... sont autant de catégories, plus ou moins bien définies et plus ou moins scientifiques, qui ont été au cœur des discours médiatiques et semi-savants tenus avant, pendant et après la dernière élection présidentielle, essentiellement pour en souligner le survote en faveur du Front national. Exactement comme ceux qui s'expriment dans d'autres types d'espaces, les comportements électoraux des habitants des communes périurbaines méritent pourtant une analyse plus fine et plus nuancée, qui peut alors permettre de revenir sur les rapports entre position sociale, position spatiale et comportement électoral. Tout en resituant les votes dans les contextes sociogéographiques où ils sont produits, il convient en effet d'éviter de tomber dans le piège du « spatialisme », autrement dit d'accorder à la localisation géographique un pouvoir explicatif propre et autonome des logiques sociales (Ripoll, Rivière, 2007). En mobilisant certains éléments de nos thèses respectives (Gombin, 2013; Rivière, 2009), nous voudrions ainsi montrer que des catégories telles que celle de « commune périurbaine », si elles exercent de réels effets d'étiquetage sur leurs habitants – qui participent d'ailleurs des rapports symboliques de domination au regard des valeurs portées par les élites des centres-villes –, ne constituent pas des outils analytiques suffisants pour restituer la richesse des configurations socio-électorales qui s'y déploient.

De manière complémentaire à un certain nombre de travaux récents qui contribuent aussi à déconstruire ces associations hâtives à partir d'enquêtes ethnographiques (Cartier, Coutant, Masclat, Siblot, 2008, chap. 6, « La droitisation des pavillonnaires »; voir notamment Girard, 2013; Lambert, 2012), nous défendrons ici l'intérêt d'analyses quantitatives (basées à la fois sur des données agrégées de manière classique en analyse écologique mais aussi sur des questionnaires « sortie des urnes » localisés) permettant d'analyser les processus en cours selon les deux types d'approches évoquées dans l'appel à communication (« *données statistiques permettant de décrire les dynamiques affectant les territoires périurbains [...] en questionnant les échelles* » et « *étude intensive de configurations socio-locales déterminées* »). Dans un premier temps, une régression multiniveaux portant sur les résultats de l'élection présidentielle de 2012 dans 18 170 communes appartenant à l'ensemble des aires urbaines françaises permettra de préciser les relations entre position sociale et comportement électoral, tout en soulignant la grande variabilité spatiale de ces relations. Dans un second moment, l'exploitation d'une enquête par questionnaires réalisée lors du scrutin présidentiel de 2007 dans huit communes d'aires urbaines moyennes mettra l'accent sur la nécessité de proposer des systèmes explicatifs « à géographie variable » au sein des mondes périurbains, et ce via des données individuelles.

## PARTIE 1 : Articuler détermination sociale, dimension spatiale et sensibilité aux inégalités des comportements électoraux

Dans les lignes qui suivent, nous proposons une analyse des résultats de l'élection présidentielle de 2012 qui repose sur les hypothèses suivantes :

- les comportements électoraux font l'objet d'une détermination sociale ;
- les processus sociaux constitutifs de cette détermination sociale ne peuvent être appréhendés correctement en faisant abstraction de leur dimension spatiale ;
- cette détermination socio-spatiale s'exprime au travers de configurations socio-électorales localisées, dont les pôles urbains et les couronnes périurbaines sont deux figures, mais qui ne suffisent pas à épuiser la variété de ces configurations et demandent à être précisées par d'autres dimensions.
- le niveau d'inégalité prévalant au sein d'un territoire est un facteur important, trop peu pris en compte par la sociologie électorale.

Tester ces hypothèses suppose de mettre en œuvre une stratégie d'analyse permettant de saisir les variations spatiales des comportements électoraux et leur articulation avec certaines variables sociologiques. Dans cette communication, nous avons recours à la méthodologie de la modélisation multiniveau<sup>1</sup>, qui permet précisément d'autoriser les paramètres estimés à varier selon les unités territoriales considérées. Nous avons construit une série de modèles multiniveaux portant sur les résultats de l'élection présidentielle de 2012 dans les 18170 communes appartenant (en 2010) à une aire urbaine<sup>2</sup>.

Le premier enseignement de cette démarche modélisatrice porte sur la réalité de la différence de comportement électoral entre pôles urbains et communes périurbaines. Ne s'agirait-il pas, tout simplement, d'un effet de composition (à titre informatif, la composition socioprofessionnelle moyenne des communes urbaines et périurbaines est présentée dans le tableau 1) ? Aussi curieux que cela paraisse, cette hypothèse n'a, à notre connaissance, guère été testée systématiquement. Nos recherches apportent une réponse nuancée. En incluant, dans un modèle linéaire classique, la part de la population de plus de 15 ans appartenant à chacune des catégories sociales 2 à 8 (la CS1 est exclue pour éviter la saturation du modèle – et de toute façon la part des agriculteurs est négligeable dans les communes urbaines et périurbaines), le coefficient associé au fait qu'une commune soit périurbaine plutôt qu'urbaine diminue significativement, mais dans une proportion relativement faible, dans le cas de l'abstention (comparer M1A et M3A dans le tableau 2<sup>3</sup>) et du vote Hollande (comparer M1H et M3H dans le tableau 3). Dans le cas du vote Sarkozy, le coefficient est assez faible dans les deux cas, et ne diminue guère (comparer M1S et M3S dans le tableau 4). Enfin, dans le cas du vote Le Pen, il ne diminue que faiblement (comparer M1L et M3L dans le tableau 5). Dès lors, l'hypothèse d'effet de composition, en tout cas à ce stade, n'est que faiblement corroborée par les données.

	CS1	CS2	CS3	CS4	CS5	CS6	CS7	CS8
Pôle urbain	0.5	3.6	8.9	15.2	16.6	12.8	26.6	15.8
Couronne périurbaine	2.5	4.0	7.0	15.5	16.8	15.8	25.8	12.6

Tableau 1: Composition socio-professionnelle moyenne des communes urbaines et périurbaines. Source : RP INSEE 2010.

<sup>1</sup>Sur ces modèles, d'un point de vue statistique, voir notamment (Bressoux, 2008; Gelman, Hill, 2007).

<sup>2</sup>Malheureusement, les communes classées par l'INSEE comme « multipolarisées » ne sont pas rattachées à une (ou plusieurs) aires urbaines et ont ainsi dû être exclues de notre analyse.

<sup>3</sup>Dans tous les modèles présentés, les variables « dépendantes » ont été centrées (autour de leur moyenne non pondérée), et les variables « indépendantes » ont été centrées et divisées par deux-écarts-types. De cette manière, l'intensité de tous les coefficients peut être (grossièrement) comparée, et leur interprétation est directe : les coefficients correspondent à la variation de la variable « dépendante » lorsque la variable « indépendante » varie de deux écarts-types (passant par exemple de la moyenne moins un écart-type à la moyenne plus un écart-type). Nous suivons en cela les suggestions de (Gelman, Hill, 2007).

	M1A	M2A	M3A	M4A	M5A	M6A	M7A
$\beta_0$	2.550*** (0.074)	-0.002 (0.033)	2.013*** (0.076)	0.763*** (0.084)	0.058 (0.153)	2.094*** (0.149)	2.019*** (0.178)
Périurbain	-3.216*** (0.083)		-2.542*** (0.086)	-0.965*** (0.099)		-2.921*** (0.080)	-2.843*** (0.140)
CS2		0.094 (0.084)	-0.053 (0.082)	-0.328*** (0.080)			
CS3		1.378*** (0.118)	0.618*** (0.118)	-0.366** (0.119)			
CS4		0.679*** (0.121)	0.179 (0.119)	-0.693*** (0.119)			
CS5		1.750*** (0.111)	1.134*** (0.110)	0.160 (0.111)			
CS6		1.796*** (0.145)	1.337*** (0.142)	0.436** (0.141)			
CS7		2.437*** (0.168)	1.407*** (0.167)	0.093 (0.168)			
CS8		3.546*** (0.110)	2.545*** (0.112)	1.438*** (0.115)			
taille				2.568*** (0.084)			
$\sigma^2$ - AU - $\beta_0$					4.654 (2.157)	3.732 (1.932)	5.338 (2.310)
$\sigma^2$ - Communes					14.987 (3.871)	13.832 (3.719)	13.499 (3.674)
$\sigma^2$ - AU - Périurbain							1.943 (1.394)
R <sup>2</sup>	0.089	0.105	0.152	0.200			
R <sup>2</sup> ajusté	0.089	0.104	0.152	0.200			
sigma	4.174	4.130	4.019	3.904	3.871	3.719	3.674
F	1509.508	258.823	347.650	430.446			
p	0.000	0.000	0.000	0.000			
Log-likelihood	-44096.098	-43924.653	-43502.170	-43051.980	-43220.428	-42587.015	-42468.248
Deviance	269785.889	263956.876	249937.766	235817.722	86440.855	85174.029	84936.496
AIC	88198.195	87867.306	87024.340	86125.960	86446.855	85182.029	84948.496
BIC	88221.138	87936.133	87100.815	86210.082	86469.798	85212.619	84994.381
DIC					86437.012	85163.361	84927.946
Communes		15484	15483	15483	15483	15484	15484
Aires urbaines						230	230

Tableau 2: Modèles linéaires simples et décomposition de la variance par niveaux d'agrégation pour l'abstention au premier tour de l'élection présidentielle de 2012. Source : ministère de l'intérieur, INSEE.

	M1H	M2H	M3H	M4H	M5A	M6A	M7A
$\beta_0$	1.346*** (0.104)	0.001 (0.047)	1.050*** (0.109)	-0.108 (0.124)	0.222 (0.303)	2.023*** (0.324)	1.682*** (0.319)
Périurbain	-1.698*** (0.117)		-1.323*** (0.125)	0.138 (0.145)		-2.679*** (0.093)	-2.072*** (0.160)
CS2		0.103 (0.118)	0.027 (0.118)	-0.228 (0.117)			
CS3		0.926*** (0.167)	0.531** (0.170)	-0.381* (0.175)			
CS4		1.917*** (0.171)	1.657*** (0.172)	0.849*** (0.175)			
CS5		2.431*** (0.156)	2.110*** (0.159)	1.209*** (0.164)			
CS6		1.036*** (0.205)	0.797*** (0.206)	-0.038 (0.208)			
CS7		3.521*** (0.237)	2.984*** (0.242)	1.767*** (0.247)			
CS8		1.737*** (0.155)	1.216*** (0.163)	0.191 (0.169)			
taille				2.380*** (0.124)			
$\sigma^2$ - AU - $\beta_0$					20.031 (4.476)	22.196 (4.711)	20.909 (4.573)
$\sigma^2$ - Communes					19.176 (4.379)	18.159 (4.261)	17.670 (4.204)
$\sigma^2$ - AU - Périurbain							2.337 (1.529)
R <sup>2</sup>	0.013	0.033	0.040	0.062			
R <sup>2</sup> ajusté	0.013	0.033	0.039	0.062			
sigma	5.887	5.827	5.807	5.739	4.379	4.261	4.204
F	211.554	75.463	80.583	114.224			
p	0.000	0.000	0.000	0.000			
Log-likelihood	-49419.135	-49255.522	-49199.384	-49017.393	-45255.394	-44851.632	-44705.883
Deviance	536561.889	525523.590	521726.526	509604.557	90510.788	89703.265	89411.766
AIC	98844.270	98529.044	98418.769	98056.787	90516.788	89711.265	89423.766
BIC	98867.213	98597.872	98495.244	98140.909	90539.730	89741.855	89469.652
DIC					90509.688	89696.521	89407.120
Communes		15484	15483	15483	15483	15484	15484
Aires urbaines						230	230

Tableau 3: Modèles linéaires simples et décomposition de la variance par niveaux d'agrégation pour le vote Hollande au premier tour de l'élection présidentielle de 2012. Sources : ministère de l'intérieur, INSEE.

	M1S	M2S	M3S	M4S	M5S	M6S	M7S
$\beta_0$	-0.765*** (0.114)	-0.000 (0.048)	-0.713*** (0.113)	0.184 (0.129)	-0.413 (0.255)	-0.995*** (0.270)	-0.881** (0.280)
Périurbain	0.965*** (0.128)		0.899*** (0.129)	-0.232 (0.151)		0.845*** (0.119)	0.615** (0.227)
CS2		-0.203 (0.122)	-0.151 (0.122)	0.046 (0.122)			
CS3		0.964*** (0.172)	1.233*** (0.176)	1.939*** (0.182)			
CS4		-2.541*** (0.177)	-2.364*** (0.178)	-1.738*** (0.183)			
CS5		-3.771*** (0.162)	-3.553*** (0.164)	-2.855*** (0.171)			
CS6		-3.703*** (0.212)	-3.540*** (0.213)	-2.894*** (0.216)			
CS7		-3.868*** (0.245)	-3.504*** (0.250)	-2.561*** (0.257)			
CS8		-3.704*** (0.161)	-3.350*** (0.168)	-2.556*** (0.176)			
taille				-1.843*** (0.129)			
$\sigma^2$ - AU - $\beta_0$					13.477 (3.671)	13.645 (3.694)	13.722 (3.704)
$\sigma^2$ - Communes					30.370 (5.511)	30.267 (5.502)	29.351 (5.418)
$\sigma^2$ - AU - Périurbain							5.652 (2.377)
$R^2$	0.004	0.138	0.141	0.152			
$R^2$ ajusté	0.004	0.138	0.141	0.152			
sigma	6.473	6.021	6.011	5.972	5.511	5.502	5.418
F	56.499	355.034	317.677	308.723			
p	0.000	0.000	0.000	0.000			
Log-likelihood	-50887.913	-49760.294	-49736.044	-49634.751	-48724.026	-48700.150	-48543.307
Deviance	648652.729	560931.305	559176.984	551908.089	97448.052	97400.300	97086.614
AIC	101781.826	99538.588	99492.089	99291.501	97454.052	97408.300	97098.614
BIC	101804.769	99607.415	99568.564	99375.624	97476.994	97438.891	97144.500
DIC					97446.267	97393.705	97082.447
Communes		15484	15483	15483	15483	15484	15484
Aires urbaines						230	230

Tableau 4: Modèles linéaires simples et décomposition de la variance par niveaux d'agrégation pour le vote Sarkozy au premier tour de l'élection présidentielle de 2012. Sources : ministère de l'intérieur, INSEE.

	M1L	M2L	M3L	M4L	M5L	M6L	M7L
$\beta_0$	-2.344*** (0.095)	0.001 (0.041)	-1.887*** (0.094)	-0.355*** (0.104)	-0.142 (0.242)	-2.709*** (0.265)	-2.158*** (0.271)
Périurbain	2.956*** (0.107)		2.381*** (0.107)	0.450*** (0.122)		3.764*** (0.095)	2.817*** (0.165)
CS2		0.420*** (0.102)	0.558*** (0.101)	0.894*** (0.099)			
CS3		-2.198*** (0.144)	-1.487*** (0.146)	-0.282 (0.147)			
CS4		0.500*** (0.148)	0.968*** (0.147)	2.036*** (0.148)			
CS5		0.782*** (0.136)	1.359*** (0.136)	2.550*** (0.138)			
CS6		2.990*** (0.178)	3.419*** (0.176)	4.522*** (0.175)			
CS7		-0.204 (0.206)	0.761*** (0.207)	2.370*** (0.208)			
CS8		0.782*** (0.135)	1.720*** (0.139)	3.074*** (0.142)			
taille				-3.144*** (0.104)			
$\sigma^2$ - AU - $\beta_0$					12.349 (3.514)	14.166 (3.764)	14.276 (3.778)
$\sigma^2$ - Communes					21.107 (4.594)	19.107 (4.371)	18.331 (4.282)
$\sigma^2$ - AU - Périurbain							2.552 (1.597)
R <sup>2</sup>	0.047	0.165	0.191	0.236			
R <sup>2</sup> ajusté	0.047	0.165	0.191	0.236			
sigma	5.394	5.047	4.968	4.829	4.594	4.371	4.281
F	763.879	438.150	457.975	531.820			
p	0.000	0.000	0.000	0.000			
Log-likelihood	-48064.696	-47029.927	-46784.609	-46343.209	-45935.894	-45191.410	-44937.845
Deviance	450444.574	394218.860	381922.425	360755.396	91871.789	90382.821	89875.690
AIC	96135.393	94077.854	93589.218	92708.418	91877.789	90390.821	89887.690
BIC	96158.335	94146.682	93665.693	92792.541	91900.732	90421.411	89933.575
DIC					91869.787	90375.321	89870.260
Communes	15484	15483	15483	15483	15484	15484	15484
Aires urbaines					230	230	230

Tableau 5: Modèles linéaires simples et décomposition de la variance par niveaux d'agrégation pour le vote Le Pen au premier tour de l'élection présidentielle de 2012. Sources : ministère de l'intérieur; INSEE.

En revanche, l'introduction du logarithme de la taille de la commune dans le modèle annule presque entièrement (abstention et vote Le Pen) ou totalement (votes Hollande et Sarkozy) l'effet de la variable relative au caractère périurbain de la commune (comparer modèles M2 et M4). La comparaison n'est pas vaine : à l'exception des villes-centres des grandes aires urbaines, les communes des pôles urbains et des couronnes périurbaines ont, pour l'essentiel, des tailles relevant des mêmes ordres de grandeur. On peut donc affirmer que les différences de résultats électoraux observés entre communes périurbaines et communes urbaines relèvent pour une part (assez faible) d'effets de composition sociale, pour une part (assez importante) d'un effet de rang urbain, et qu'il ne reste quasiment aucun effet « propre » du caractère périurbain de la commune, y compris pour des votes (comme le vote Le Pen) pour lesquels cette hypothèse a été fortement mobilisée. L'effet de la taille sur le vote est synthétisé dans la figure 1 : toutes choses égales par ailleurs, le vote Hollande et l'abstention augmentent avec la taille de la commune, et les votes Le Pen et Sarkozy diminuent.

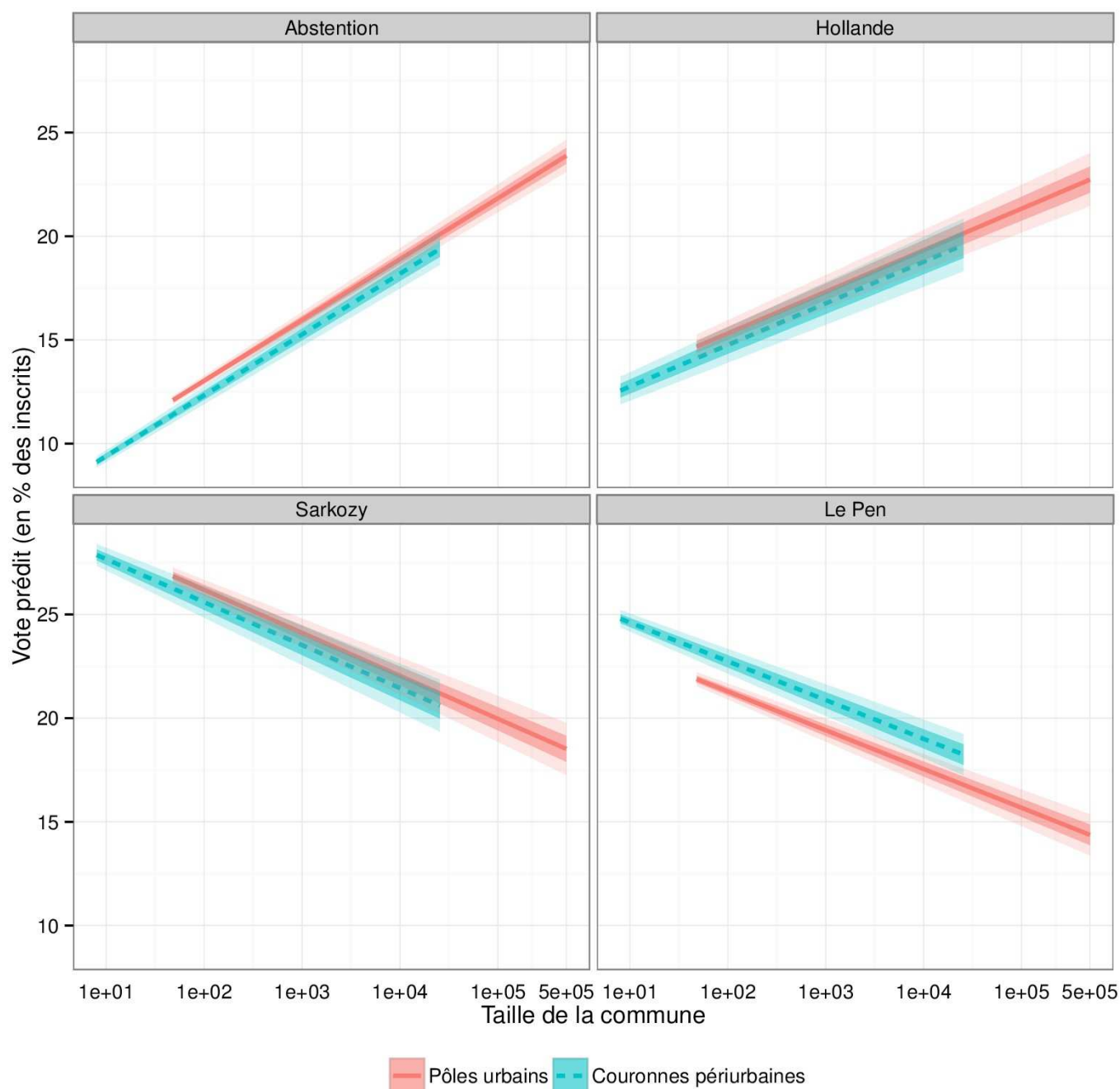


Figure 1: Variation des résultats électoraux en fonction de la taille de la commune (nombre d'inscrits, modèle 9). Les bandes représentent, respectivement, la moyenne plus ou moins un et deux erreurs-types. Sources : ministère de l'intérieur, INSEE, DGFIP.

Les modèles M5 à M7 montrent qu'une part variable, mais significative, de la variance se trouve au niveau des aires urbaines. Cela est particulièrement vrai du vote Hollande (coefficient de corrélation intra-classe, ICC égal à 0.51) et, dans une moindre mesure, du vote Le Pen (0.37). Dans le cas de l'abstention en revanche, la variance située au niveau de l'aire urbaine est faible (ICC de 0.24). Cela correspond, en d'autres termes, à ce qu'on pourrait appeler un « effet régional », des variations spatiales d'une aire urbaine à l'autre.

L'enjeu consiste alors à tenter de résorber cette variance, en l'expliquant par l'introduction de variables explicatives au niveau des aires urbaines – après introduction de variables au niveau des communes (composition socio-professionnelle de la population, caractère périurbain et taille de la commune). Deux pistes sont explorées : d'une part, l'introduction de variables relatives au revenu moyen, et au niveau d'inégalités des revenus, dans l'aire urbaine ; d'autre part, la possibilité de faire varier la propension de



chaque CS à voter de telle ou telle manière d'une aire urbaine à l'autre, et d'introduire un effet d'interaction entre part d'une CS dans la population, caractère urbain ou périurbain de la commune, et niveau d'inégalité des revenus dans l'aire urbaine<sup>4</sup>.

La prise en compte du niveau moyen de revenus, et du niveau d'inégalité de revenus, par aire urbaine semble prometteuse. La figure 2 montre comment, en contrôlant par la composition sociale, la taille et le caractère urbain ou périurbain des communes, varient les résultats électoraux en fonction du niveau moyen de revenu et le niveau d'inégalité des revenus par aire urbaine. L'effet le plus net semble concerner le vote pour le FN, clairement positivement corrélé au niveau d'inégalités. On voit ainsi clairement que les grandes aires urbaines du Nord et du Sud méditerranéen votent plus pour le FN que ne le laisserait supposer leur morphologie sociale, indépendamment du niveau de revenus (comparer Nice, l'une des aires urbaines les plus riches, et Béziers, Perpignan ou Valenciennes). À l'inverse, les agglomérations de l'Ouest, dans lesquelles le vote FN est plus faible que ce qu'il devrait être compte tenu de leur composition socioprofessionnelle, se caractérisent par un niveau d'inégalités faible (et par un niveau de revenus relativement élevé). Mais la figure 2 montre aussi que le niveau d'inégalités influe fortement sur le vote Hollande (dans les aires urbaines les moins inégalitaires, le candidat socialiste obtient de meilleurs résultats). La figure 3 permet d'identifier plus précisément les effets des niveaux moyens de revenu et d'inégalité sur les résultats électoraux. On constate ainsi que l'effet des inégalités est, à part pour le vote Sarkozy, plus puissant que l'effet du niveau de revenu ainsi que de l'effet du caractère urbain ou périurbain de la commune. Dans le cas du vote Sarkozy, l'effet du niveau moyen de revenu prévaut, et ce d'autant plus que le niveau d'inégalités est faible.

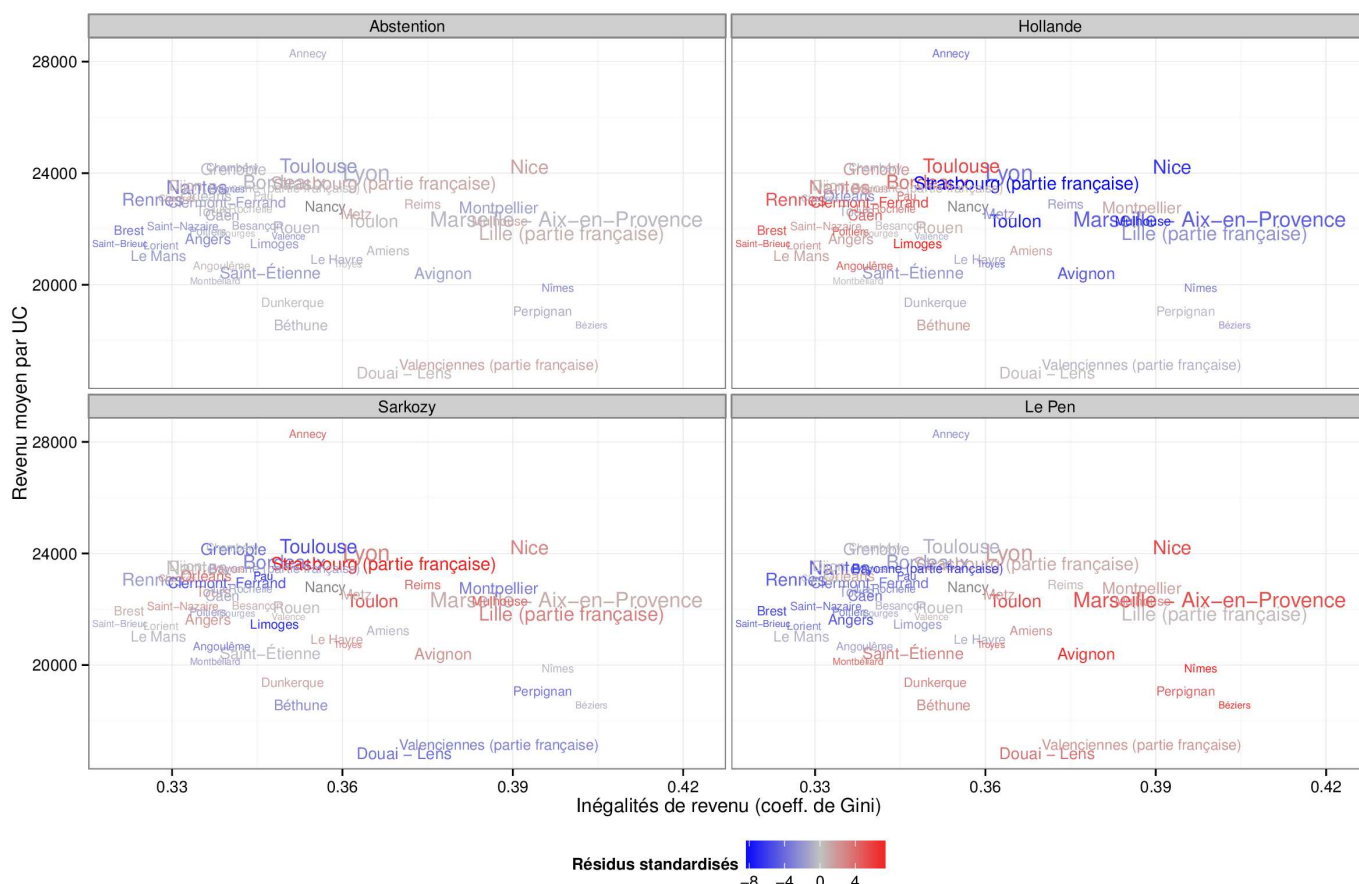


Figure 2: Résidus standardisés du modèle M4 (structure sociale, caractère périurbain et taille de la commune) en fonction du revenu moyen par unité de consommation et du niveau d'inégalités (coefficient de Gini) par aires urbaines, dans les aires urbaines de plus de 100.000 électeurs inscrits. Les aires urbaines de Paris et Genève, constituant des outliers, ont été exclues. Sources : ministère de l'intérieur, INSEE et DGFIP.

<sup>4</sup>Faute de place, la spécification précise et les résultats de ces modèles ne sont pas présentés ici, mais ils sont disponibles sur simple demande auprès des auteurs.

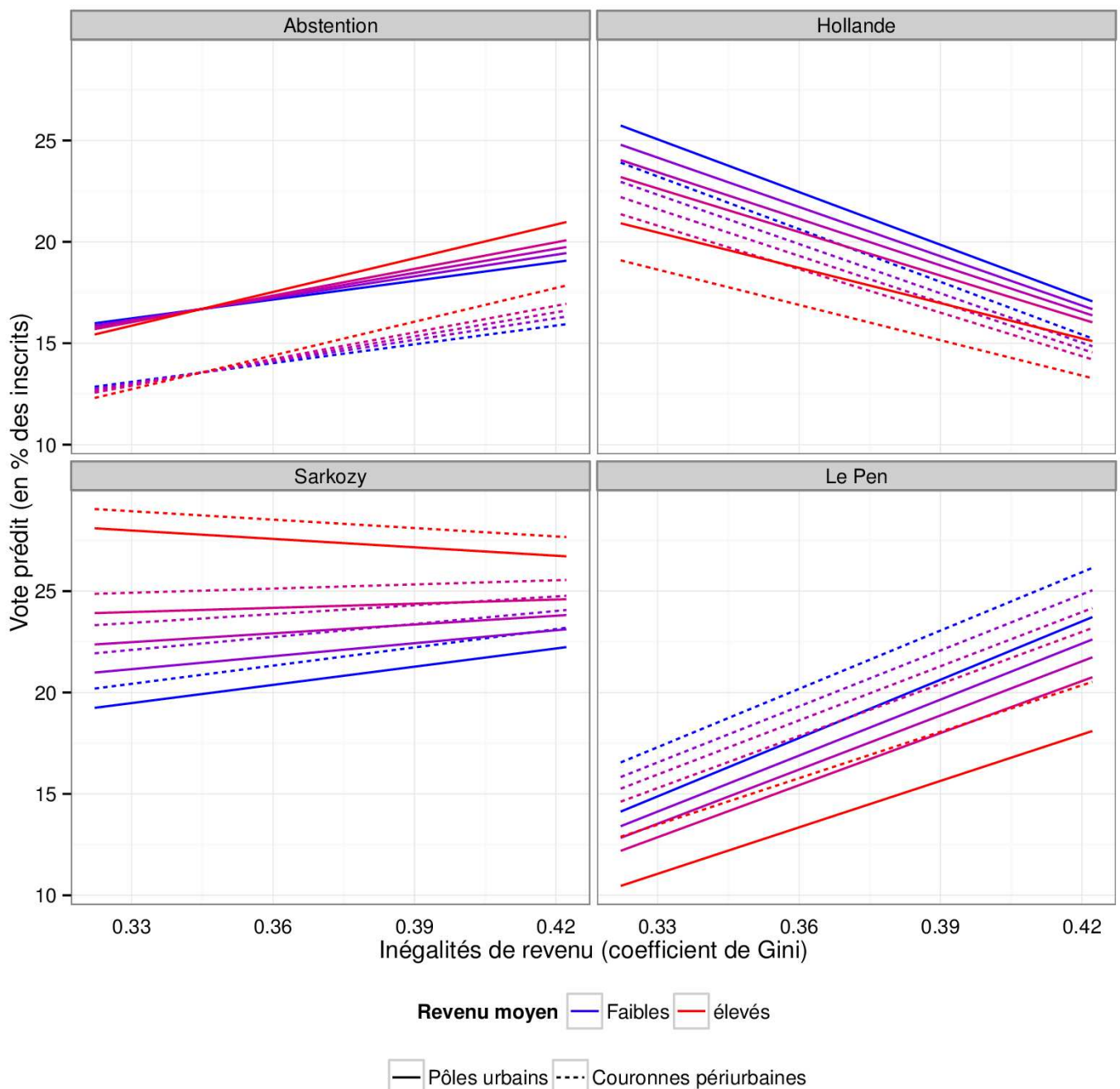
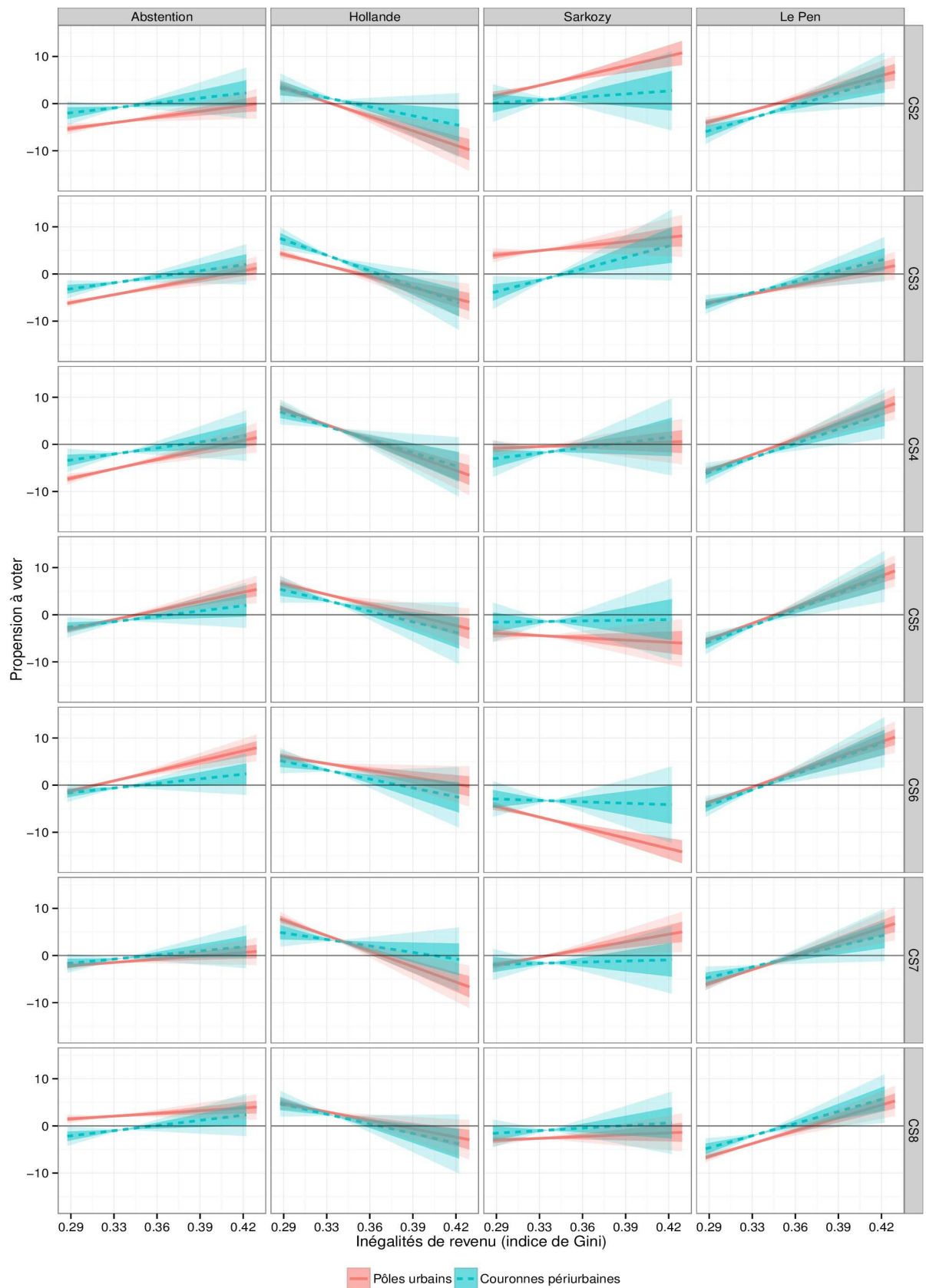


Figure 3: Vote prédit (modèle M10) en fonction du niveau d'inégalité et du niveau moyen de revenus dans l'aire urbaine et de l'appartenance de la commune à un pôle urbain ou à une commune urbaine.

Guide de lecture : L'abstention prédite est croissante avec le niveau des inégalités de revenus dans l'aire urbaine, légèrement croissante avec le niveau moyen de revenus (sauf dans les aires urbaines dans lesquelles les inégalités sont les plus faibles), et plus élevée dans les pôles urbains que dans les couronnes périurbaines.

Comment s'opère concrètement cette relation ? Quels sont les groupes sociaux dont le comportement électoral varie d'une aire urbaine à l'autre, et en fonction, à la fois, du caractère urbain ou périurbain de la commune et du niveau d'inégalités de l'aire urbaine ? L'estimation de modèles multiniveaux dans lesquels on inclut une interaction entre la CS, le caractère périurbain ou urbain et le niveau d'inégalité, et dont le coefficient peut varier d'une aire urbaine à l'autre, permet de répondre à cette question. Les principaux résultats en sont représentés dans la figure 4.



— Pôles urbains — Couronnes périurbaines

Dans tous les cas, à l'exception du vote Sarkozy, les effets des inégalités de revenu sont à peu près les mêmes sur l'ensemble des catégories sociales : pour toutes les CS, des inégalités plus élevées sont liées à une abstention et un vote FN plus élevés, et un vote Hollande moins élevé. Dans le cas du vote Sarkozy, en revanche, les effets sont différenciés en fonction des CS : un niveau élevé d'inégalité renforce la propension de la CS considérée à voter Sarkozy. Ainsi, dans les CS votant le plus pour Sarkozy (CS 2 et 3), la propension à voter Sarkozy augmente avec les inégalités. À l'inverse, dans les CS 5 et 6, cette propension diminue avec les inégalités. Et ces tendances sont plus prononcées dans les communes urbaines que périurbaines. Il est vrai que cela se vérifie moins dans le cas des CS 7 et 8, mais celles-ci sont caractérisées par un degré élevé d'hétérogénéité interne, ce qui peut contribuer à troubler l'image.

Ces résultats empiriques permettent de proposer un schéma causal récapitulatif :

1. Les comportements électoraux, dans les aires urbaines, obéissent à une logique de hiérarchie sociale, selon laquelle les électeurs en bas de la hiérarchie participent moins, votent davantage à gauche et pour le FN, et surtout votent moins à droite, et les électeurs au sommet de la hiérarchie (ou, plutôt, les mieux dotés en capitaux culturels et économiques) participent davantage, votent moins à l'extrême droite et, surtout, votent plus à droite. La comparaison entre les CS 2 et 3 laisse penser que la décomposition des capitaux détenus en diverses espèces (et notamment capital économique vs. capital culturel) contribue de plus à orienter les choix électoraux, mais une décomposition de la population selon une nomenclature plus fine serait nécessaire pour confirmer cette hypothèse.
2. Certaines caractéristiques de la configuration urbaine, parfois résumée par la dichotomie urbain/périurbain mais en réalité mieux approchée par la taille de la population, modulent la logique du point 1. Cette dernière s'exprime ainsi pleinement dans les villes-centres des grandes aires urbaines, tandis qu'elle est affaiblie – aux deux extrémités de l'échelle sociale – dans les petites communes de banlieue ou périurbaines. On peut faire l'hypothèse que cela tient à la densité des réseaux politiques, syndicaux, militants, associatifs et informels qui continuent de structurer les comportements électoraux en milieu urbain dense, ainsi qu'à des rapports sociaux qui sont, d'un point de vue subjectif au moins, moins fortement structurés selon un principe de classe à mesure que le rang urbain diminue.
3. Un niveau local (dans le cadre de l'aire urbaine) élevé des inégalités de revenu accroît le poids de la logique du point 1 en ce qui concerne la participation et le vote à droite. Cependant, pour toutes les CS, à mesure que les inégalités croissent, le vote à gauche diminue et le vote FN augmente. D'une certaine manière, tout se passe comme si un niveau élevé d'inégalités affaiblissait, sur son flanc gauche, la logique classique d'affrontement gauche-droite fondée sur une structuration sociale hiérarchique, qui ne pourrait ainsi se déployer que dans un contexte local relativement peu inégalitaire.

L'analyse de données individuelles, resituées dans leur contexte local de production, permet d'approfondir la compréhension de ces logiques.

## **PARTIE 2 : Saisir les effets de contexte du vote des catégories sociales via des données individuelles localisées**

À l'inverse des sondages « d'opinion » nationaux qui extirpent les individus de leurs sphères locales de socialisation tout autant qu'ils leur imposent de trancher sur des enjeux potentiellement extérieurs à leurs propres préoccupations, le protocole méthodologique utilisé s'inscrit dans le renouveau récent des approches contextuelles des pratiques électorales (Braconnier, 2010), à l'image des travaux récemment menés dans un quartier populaire de grands ensembles (Braconnier, Dormagen, 2007) ou dans une zone pavillonnaire urbaine de « petits-moyens » (Cartier et al., 2008). Il s'agit donc ici de privilégier la quête du réalisme sociologique dans la manière de comprendre les votes qui ont lieu dans les espaces périurbains, bien souvent considérés comme un « univers pour les classes moyennes » (Jaillet, 2004) qui y trouveraient même leur « terrain d'aventure politique » privilégié (Jaillet, Brévard, Rougé, 2003). Pour cela, c'est une entrée « par l'espace » qui a été privilégiée, et ce à plusieurs échelles.

Trois aires urbaines moyennes – celles de Caen, Metz et Perpignan – ont d'abord été retenues pour l'exemplarité de leurs mutations depuis les années soixante (Rivière, 2008). Au sein de ces trois aires urbaines, des analyses quantitatives multivariées ont ensuite permis de dégager plusieurs types de trajectoires d'évolutions communales grâce à l'exploitation de bases de données associant recensements de l'INSEE et résultats des élections présidentielles. Outre qu'elles renseignent sur la géographie des inégalités sociales dans les espaces périurbains, ces analyses préalables ont aussi permis de construire un échantillon de communes emblématiques de la diversité des profils socio-électoraux existants dans les espaces périurbains français (Rivière, 2011). Le principal critère utilisé dans la construction de cet échantillon est donc la structure sociale communale (et l'orientation électorale qui en découle) de sorte que quatre grands types de contextes ont été dégagés : des cadrons périurbains qui concentrent de manière croissante les classes supérieures et les fractions hautes des couches moyennes et où les votes en faveur de la droite parlementaire et du PS sont surreprésentés ; des espaces périurbains caractérisés par la présence des strates inférieures des couches moyennes (employés, ouvriers qualifiés) au sein desquels les candidats de gauches recueillent des scores élevés (avec augmentation des suffrages portés sur l'extrême gauche et l'extrême droite) ; des secteurs périurbains marqués par une forte présence des catégories populaires (ouvriers qualifiés et non qualifiés, chômeurs) et dont les électeurs accordent souvent leurs voix au PCF et au PS (avec une hausse des scores de l'extrême gauche) ; et des marges du périurbain lointain qui accueillent plus qu'ailleurs des ouvriers et des petits indépendants (agriculteurs, artisans-commerçants) et où les candidats de la droite bénéficient historiquement de scores élevés, même si la périurbanisation y a récemment engendré une hausse des scores de la gauche et du FN<sup>5</sup>. Parallèlement, trois critères secondaires ont été utilisés afin de diversifier les terrains retenus : la taille de la commune et sa trajectoire d'évolution démographique depuis la fin des années soixante, son degré de polarisation vis-à-vis des ensembles urbains voisins (influence de la seule ville-centre de l'aire urbaine, centralités secondaires), et sa morphologie (place du bourg historique, nombre et ancienneté des tranches de lotissements, environnements paysagers).

C'est dans ces communes que des enquêtes par questionnaires dite « sortie des urnes » ont été réalisées afin de cerner les trajectoires résidentielles des habitants, leurs orientations politiques ainsi que leurs propriétés sociales. Ces enquêtes se sont déroulées le jour du 1<sup>er</sup> tour du scrutin présidentiel de 2007, moment où les enquêteurs ont proposé à tous les habitants qui venaient de voter des questionnaires auto-administrés. Au total, 2049 personnes ont répondu au questionnaire, soit un taux de retour moyen de 28% des inscrits qui admet de très fortes variations locales en fonction du profil sociologique des sites d'enquête (de 11% à 67%). En croisant les sources disponibles (RGP INSEE 2006, dépouillement des listes d'émargement électorales, analyse des réponses fournies dans les questionnaires), on mesure les effets d'un double « cens caché » (Gaxie, 1978) qui pèse à la fois sur le fait d'aller voter et de participer à l'enquête. Ainsi et par rapport au profil social des terrains étudiés, les habitants les plus âgés sont sous-représentés dans l'échantillon et les fractions les plus populaires de la population se sont très fortement auto-exclues de l'enquête. Ces deux processus cumulatifs permettent de comprendre que les titulaires d'un diplôme supérieur au bac sont surreprésentés de plus de 20 points dans l'échantillon final par rapport à leur poids escompté, ce qui n'est pas inintéressant du point de vue de l'étude des couches moyennes mais doit être

<sup>5</sup>Pour chacun de ces quatre types de contextes périurbains, deux communes ont été choisies (l'une appartenant aux périphéries caennais, l'autre non) de manière à gommer d'éventuels effets régionaux, soit huit communes au total (quatre autour de Caen, deux autour de Metz et deux autour de Perpignan).

gardé à l'esprit. En raison de l'inégale légitimité sociale des opinions politiques, les réponses apportées dans le questionnaire sont par ailleurs en décalage partiel avec les votes effectivement dépouillés (tableau Erreur : source de la référence non trouvée). L'ensemble des votes de gauche sont assez fortement surreprésentés dans l'échantillon, tandis que les votes de droite y sont moins présents au regard de ce qu'ils pèsent dans les espaces périurbains, notamment ceux pour N. Sarkozy et dans une moindre mesure ceux portés sur les candidats de la « droite de la droite »<sup>6</sup>. Sans être parfaitement représentatif de la situation des aires urbaines françaises, cet échantillon offre toutefois la possibilité de poser des constats dont la portée dépasse les seuls cas des communes étudiées, choisies pour l'exemplarité de leurs profils. Afin de démontrer que la seule localisation résidentielle périurbaine ne permet en rien d'éclairer les choix électoraux qui y ont lieu, on se propose donc de souligner la diversité de ces derniers en les ré-encadrant avec les appartenances sociales des habitants saisiés localement.

	Blancs ou nuls	Gauche de la gauche	Écologistes de gauche	S. Royal	F. Bayrou	N. Sarkozy	Droite de la droite	Total
France entière	1 %	8 %	3 %	25 %	19 %	31 %	14 %	100 %
Aires urbaines de plus de 200 000 hab.	1 %	7 %	3 %	26 %	19 %	31 %	12 %	100 %
Trois aires urbaines étudiées	1 %	9 %	3 %	26 %	18 %	29 %	14 %	100 %
Huit communes enquêtées	1 %	10 %	3 %	26 %	18 %	27 %	14 %	100 %
Répondants qui déclarent leur vote	2 %	14 %	4 %	30 %	18 %	21 %	14 %	100 %

Tableau 6: Caractéristiques de l'échantillon. Source : Ministère de l'Intérieur, Enquête « sortie des urnes », 2007.

D'ailleurs et dans son célèbre article paru dans le premier numéro de *Progress in Human Geography*, Cox relevait en effet l'importance des études abordant les effets de voisinage<sup>7</sup>. Si c'est dans les mondes anglo-saxons que cette question est la plus intensément abordée, les effets des caractéristiques sociales ou politiques du voisinage sur les comportements individuels sont toutefois connus depuis relativement longtemps en France dans les différentes disciplines des études électorales<sup>8</sup>. Dix ans avant Cox, l'économiste Joseph Klatzmann (1957) a ainsi mis en évidence de telles dynamiques d'entraînement en faveur de la structure sociale localement majoritaire, en établissant 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% de ceux qui vivaient dans des arrondissements bourgeois. Plus tard et pour souligner la prégnance des systèmes régionaux, l'historien René Rémond ira à sa manière dans le même sens en soulignant que les « mêmes causes engendrent, selon les régions considérées, des effets contraires » (Rémond, 1985).

Les géographes français ont également abordé cette question sous l'impulsion de Bussi (Bussi, 1998; Colange, 2007; Girault, 2000) en recourant à un « modèle de structure sociale » qui, en associant des données de sondages nationaux à des données écologiques, permet de calculer des « votes théoriques » pour différentes unités spatiales. Ils cartographient ensuite les résidus issus des régressions entre les votes effectivement observés et ces votes théoriques à l'échelle des bureaux de vote urbains (Girault, 2000), des communes et essentiellement des cantons (Bussi, 1998; Colange, 2007), ce qui leur permet de mettre en avant des « effets d'entraînement » mis au crédit de la structure sociale majoritaire au sein de chaque unité géographique. Si cette technique permet une vision exhaustive des décalages entre votes attendus et votes réels au niveau de l'espace de référence étudié et offre de ce point de vue la possibilité intéressante de repérer des contextes spécifiques, elle ne permet cependant pas – erreur écologique oblige – une exploration détaillée des formes que prennent ces effets de voisinage ni de leurs moteurs sociologiques.

Il s'agit donc d'essayer d'affiner la mesure des différences de comportement des individus en fonction du contexte résidentiel dans lequel ils évoluent. D'après les tendances dégagées jusque là, les communes d'enquête ont été classées selon **quatre types de contextes communaux** (tableau 7) et qui s'appuient sur les

<sup>6</sup>Certains candidats ont été regroupés en courants politiques afin de préserver des effectifs statistiques robustes.

<sup>7</sup>« One can identify a number of studies in the voting-behaviour literature which attempt to assess the impact of neighbourhood social structure or neighbourhood political opinion upon the individual voting decision. The conclusion of such studies can usually be cast in term of the effects of some within-area contagion process and they are, therefore, of considerable interest to the political geography » (Cox, 1969, p. 98)

<sup>8</sup>Pour un bilan historiographique détaillé des recherches menées aux États-Unis et en Angleterre dans cette perspective, voir (Braconnier, 2010).

couples de communes qui ont servi de support à la construction de la démarche comparative<sup>9</sup>.

Type de contexte	« 1ère couronne dorée »	« 2ème couronne rose »	« 3ème couronne rouge »	« 4ème couronne verte »
Communes concernées (AU)	Mathieu (Caen) Perltre (Metz)	Bellengreville (Caen) Llupia (Perpignan)	Potigny (Caen) Giraumont (Metz)	Anctoville (Caen) Théza (Perpignan)
Nombre de questionnaires	511	659	320	559
Part des cadres et professions intermédiaires	57 %	28 %	19 %	22 %
Part des ouvriers et chômeurs	16 %	36 %	45 %	36 %
Part des plus de 50 ans	36 %	27 %	41 %	31 %
Indice Leleu (1er tour en 2002)	0,62	0,90	1,42	0,61
Comportement arrivé en tête au 1er tour en 2002	Droite (23,9 %)	Abstention (22,3 %)	Abstention (27,1 %)	Droite de la droite (25,1 %)
Comportement arrivé deuxième au 1er tour en 2002	Abstention (20,0 %)	Droite de la droite (21,9 %)	Gauche de la gauche (18,8 %)	Abstention (24,9 %)
Comportement arrivé troisième au 1er tour en 2002	Droite de la droite (14,0 %)	Gauche de la gauche (14,0 %)	PS (16,6 %)	Droite (14,2 %)

Tableau 7: Caractéristiques et composition des quatre types de contextes communaux.

L'accent a été mis sur le contexte résidentiel communal dans la mesure où c'est celui qui semble être le plus déterminant sur les pratiques individuelles, et l'on peut considérer que les différences entre aires urbaines sont neutralisées dans la mesure où chacun des quatre types est composé de deux communes d'aires urbaines différentes, tout en comptant un nombre d'individus assez conséquent (de 320 à 659). Néanmoins, ces effectifs ne sont pas si élevés que cela quand on veut réaliser un tableau croisant deux variables (la CSP et le vote) tout en contrôlant cette mise en relation par une troisième variable contextuelle, et ce d'autant plus que la division sociale de l'espace fait que les CSP sont loin d'être réparties de manière homogène dans les communes d'enquête. Il faut donc à la fois procéder avec prudence et opérer des regroupements sur les deux variables initialement mises en relation<sup>10</sup>. Malgré ces quelques difficultés techniques, les voisinages sociopolitiques communaux semblent jouer de puissants effets sur les choix électoraux des différentes catégories d'habitants (tableau 8).

<sup>9</sup>Les noms attribués à ces types de contexte (« 1<sup>ère</sup> couronne dorée », etc.) sont bien entendu à nuancer. L'adjectif « doré » qui qualifie les communes de 1<sup>ère</sup> couronne enquêtées renvoie à leur profil social très favorisé. La 2<sup>ème</sup> couronne est « rose » en référence à la figure du « périurbain rose » des années 1980, où les composantes de la gauche sont surreprésentées. Les deux communes de « 3<sup>ème</sup> couronne rouge » sont des anciens bastions du PCF très populaires. Enfin, les deux communes de 4<sup>ème</sup> couronne sont considérées comme « vertes » en raison de leur caractère plus rural, autrement dit elles sont vertes au sens d'immatures (sans historicisme ni connotation péjorative) par rapport au stade d'avancement du processus de périurbanisation. Les votes pour Les Verts n'y sont par contre pas surreprésentés. La commune de Théza n'est pourtant pas située en 4<sup>ème</sup> couronne mais à 10 km du centre de Perpignan. Sa trajectoire d'évolution en termes de structure sociale et de résultats électoraux (carte 4.10) la rapproche cependant assez fortement des évolutions sociopolitiques observées sur le front de périurbanisation dans les autres aires urbaines. Les quelques données de cadrage présentées dans ce tableau sont respectivement issues du RGP INSEE de 1999 et du 1<sup>er</sup> tour du scrutin présidentiel de 2002 pour les mêmes raisons que celles invoquées dans le point précédent (les valeurs renvoient aux pourcentages selon les inscrits).

<sup>10</sup>Les ouvriers non qualifiés et les ouvriers qualifiés ont ainsi été regroupés, de même que les cadres et les professions intermédiaires, ainsi que les petits indépendants (agriculteurs et artisans-commerçants) et les gros indépendants (chefs d'entreprise et professions libérales). Par ailleurs, on se concentrera uniquement sur les catégories socioprofessionnelles qui comptent les effectifs les plus grands. Les comportements électoraux ont dans un premier temps été regroupés en trois postes (les bulletins blancs ou nuls étant assimilés à des non-réponses et les votes regroupés selon le clivage gauche-droite).

CSP	Contexte	Non réponse	Gauche	Droite	Total	N
Indépendants en...	... « 1e couronne dorée »	18 %	7 %	<b>75 %</b>	100 %	61
	... « 2e couronne rose »	<b>50 %</b>	9 %	41 %	100 %	44
	... « 3e couronne rouge »	14 %	<b>29 %</b>	57 %	100 %	7
	... « 4e couronne verte »	<b>40 %</b>	<b>18 %</b>	42 %	100 %	60
	<i>Ensemble des indépendants</i>		34 %	12 %	54 %	100 %
CSP	Contexte	Non réponse	Gauche	Droite	Total	N
Cadres et PI en...	... « 1e couronne dorée »	<b>30 %</b>	24 %	<b>46 %</b>	100 %	199
	... « 2e couronne rose »	<b>35 %</b>	<b>40 %</b>	25 %	100 %	111
	... « 3e couronne rouge »	13 %	<b>50 %</b>	37 %	100 %	30
	... « 4e couronne verte »	23 %	<b>50 %</b>	27 %	100 %	101
	<i>Ensemble des cadres et PI</i>		29 %	36 %	36 %	100 %
CSP	Contexte	Non réponse	Gauche	Droite	Total	N
Employés en...	... « 1e couronne dorée »	26 %	28 %	<b>46 %</b>	100 %	85
	... « 2e couronne rose »	<b>45 %</b>	28 %	27 %	100 %	146
	... « 3e couronne rouge »	23 %	<b>41 %</b>	<b>37 %</b>	100 %	79
	... « 4e couronne verte »	<b>36 %</b>	<b>37 %</b>	28 %	100 %	134
	<i>Ensemble des employés</i>		34 %	33 %	33 %	100 %
CSP	Contexte	Non réponse	Gauche	Droite	Total	N
Ouvriers en...	... « 1e couronne dorée »	33 %	23 %	<b>43 %</b>	100 %	30
	... « 2e couronne rose »	<b>48 %</b>	30 %	22 %	100 %	158
	... « 3e couronne rouge »	23 %	<b>51 %</b>	22 %	100 %	88
	... « 4e couronne verte »	37 %	27 %	<b>36 %</b>	100 %	121
	<i>Ensemble des ouvriers</i>		39 %	34 %	27 %	100 %

Tableau 8: Les effets du voisinage communal sur les votes à gauche et à droite des CSP.

Quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle considérée, les différences de comportements internes à une CSP varient en effet souvent du simple au double selon le contexte si l'on considère le vote selon la seule alternative gauche-droite, et du simple à parfois plus du triple si l'on détaille le vote en cinq courants politiques (tableau Erreur : source de la référence non trouvée)<sup>11</sup>. Or bien peu de variables individuelles testées jusqu'à présent, même les plus lourdes d'entre elles (comme la CSP, les revenus ou le patrimoine), n'ont permis de créer de tels écarts en termes de choix électoraux. Pour ce qui est de l'état de la littérature française sur les approches contextuelles, ces écarts sont par exemple bien supérieurs à ceux relevés par Klatzmann 1957) à propos du vote des ouvriers dans le Paris de l'après-guerre, une ville de rang supérieur pourtant marquée par de très fortes ségrégations intra-urbaines. Une des surprises que réserve également cette analyse est que les comportements des classes supérieures semblent tout aussi affectés que ceux des classes populaires par les caractéristiques de leur voisinage communal. Or les travaux de Michelat dans « votes des Groupes Sociaux-Professionnels [GSP] et variables contextuelles » laissaient penser, bien qu'ils soient datés, que ces dernières y étaient plus sensibles que les autres, comme si les variables contextuelles (en tant qu'elles donnent à lire des formes localisées d'encadrement partisan ou associatif) permettaient de compenser de moins fortes dispositions individuelles :

« En résumant, la relation d'ordre, correspondant à une élévation du vote pour une tendance politique quand la force de celle-ci augmente, se vérifie chez les ouvriers et les inactifs pour toutes les tendances politiques. Elle se vérifie également dans tous les cas, sauf deux, pour les agriculteurs : d'une part ces derniers votent le plus fréquemment centriste dans les départements moyennement centristes, votant plus rarement à la fois dans les départements fortement centristes et dans ceux

<sup>11</sup>Dans un second temps, on a tout de même souhaité détailler les choix électoraux de manière plus fine en les regroupant en cinq postes en plus des non-réponses. Comme précédemment, les votes blancs ou nuls ont été assimilés à cette dernière catégorie, et l'on a repris la nomenclature des candidats utilisée dans le traitement des questionnaires, en regroupant toutefois les écologistes de gauche avec les candidats de la gauche de la gauche.



qui ne le sont que faiblement ; d'autre part il existe bien une relation d'ordre entre départements faiblement et fortement gauche non communiste mais la proportion de votes de cette tendance est la plus faible dans les départements votant moyennement pour la gauche non communiste. Pour les groupes des ouvriers, des agriculteurs, des employés et des inactifs on retrouve la relation d'ordre pour l'ensemble du vote de gauche et pour celui de droite, en fonction de la force électorale départementale de la gauche et de la droite. Pour les autres GSP, on retrouve, dans certains cas, des courbes correspondant à la relation d'ordre entre les propensions, telle qu'elle est déterminée par la force politique départementale de la tendance considérée. On trouve également, pour certaines tendances, des courbes significatives d'une quasi-absence de variation des propensions, c'est-à-dire d'une absence d'effet contextuel. Dans d'autres cas, la propension à voter pour une tendance donnée, dans les départements de la catégorie intermédiaire, est soit plus forte, soit moins forte que dans les départements des deux autres catégories (force électorale départementale faible, force importante) ; c'est le cas notamment pour les cadres supérieurs et professions libérales pour lesquels la relation d'ordre ne se retrouve qu'en fonction du gaullisme » (Michelat, 1975, p. 914-915).

Mais l'apparente absence d'effet de contexte constatée par Michelat pour les classes supérieures peut aussi s'expliquer par le choix inadapté de l'échelle départementale, dont on peut penser qu'elle constitue une échelle trop lointaine pour peser sur les pratiques individuelles...

CSP	Contexte	Non réponse	Gauche de la gauche	Royal	Bayrou	Sarkozy	Droite de la droite	Total	N
Indépendants en...	... « 1e couronne dorée »	18 %	0 %	7 %	11 %	<b>57 %</b>	7 %	100 %	61
	... « 2e couronne rose »	<b>50 %</b>	2 %	7 %	11 %	20 %	<b>9 %</b>	100 %	44
	... « 3e couronne rouge »	14 %	<b>14 %</b>	<b>14 %</b>	0 %	29 %	<b>29 %</b>	100 %	7
	... « 4e couronne verte »	<b>40 %</b>	<b>7 %</b>	<b>12 %</b>	<b>15 %</b>	18 %	8 %	100 %	60
	<i>Ensemble des indépendants</i>	34 %	3 %	9 %	12 %	33 %	9 %	100 %	172
CSP	Contexte	Non réponse	Gauche de la gauche	Royal	Bayrou	Sarkozy	Droite de la droite	Total	N
Cadres et PI en...	... « 1e couronne dorée »	29 %	2 %	22 %	<b>19 %</b>	<b>25 %</b>	2 %	100 %	199
	... « 2e couronne rose »	<b>35 %</b>	<b>12 %</b>	28 %	7 %	12 %	<b>6 %</b>	100 %	111
	... « 3e couronne rouge »	13 %	<b>13 %</b>	<b>37 %</b>	<b>17 %</b>	<b>20 %</b>	0 %	100 %	30
	... « 4e couronne verte »	23 %	<b>13 %</b>	<b>38 %</b>	12 %	12 %	3 %	100 %	101
	<i>Ensemble des cadres et PI</i>	29 %	8 %	28 %	14 %	18 %	3 %	100 %	441
CSP	Contexte	Non réponse	Gauche de la gauche	Royal	Bayrou	Sarkozy	Droite de la droite	Total	N
Employés en...	... « 1e couronne dorée »	26 %	11 %	18 %	22 %	16 %	7 %	100 %	85
	... « 2e couronne rose »	45 %	12 %	16 %	12 %	9 %	6 %	100 %	146
	... « 3e couronne rouge »	23 %	19 %	22 %	10 %	18 %	9 %	100 %	79
	... « 4e couronne verte »	36 %	13 %	24 %	10 %	12 %	6 %	100 %	134
	<i>Ensemble des employés</i>	34 %	13 %	20 %	13 %	13 %	7 %	100 %	444
CSP	Contexte	Non réponse	Gauche de la gauche	Royal	Bayrou	Sarkozy	Droite de la droite	Total	N
Ouvriers en...	... « 1e couronne dorée »	33 %	0 %	23 %	13 %	20 %	10 %	100 %	30
	... « 2e couronne rose »	48 %	11 %	19 %	4 %	7 %	10 %	100 %	158
	... « 3e couronne rouge »	27 %	25 %	26 %	8 %	5 %	9 %	100 %	88
	... « 4e couronne verte »	37 %	10 %	17 %	12 %	7 %	17 %	100 %	121
	<i>Ensemble des ouvriers</i>	39 %	13 %	20 %	8 %	7 %	12 %	100 %	397

Tableau 9: Les effets du voisinage communal sur les choix électoraux des CSP.

Car les choix électoraux de ces périurbains apparaissent, eux-aussi, largement concernés par les effets d'entraînement communaux. C'est ainsi que les indépendants qui habitent dans des communes de « 1<sup>ère</sup> couronne dorée » (n=61), et qui sont certes plutôt des gros indépendants, sont 75% à dire voter pour un candidat de droite alors qu'ils sont seulement 42% à faire la même chose dans les communes de « 4<sup>ème</sup> couronne verte » (n=60) dans lesquelles, il est vrai, résident plutôt des petits indépendants. Quand cette catégorie vit dans un contexte de « 1<sup>ère</sup> couronne dorée », son vote pour N. Sarkozy atteint 57% alors que

c'est plus en direction du candidat du Modem voire de celle du PS que ses membres portent leurs suffrages lorsqu'ils habitent en « 4<sup>ème</sup> couronne verte », voire sur la droite de la droite concernant spécifiquement les petits indépendants. En somme et comme l'avaient noté Mayer et Michelat<sup>12</sup>.

Avec un effectif statistique nettement plus robuste (N=441), les votes des cadres et professions intermédiaires n'en demeurent pas moins structurés en fonction du contexte communal dans lequel ils sont produits<sup>13</sup>. On observe d'abord que les membres de cette catégorie semblent plus difficilement avouer leur vote dans le cadre de l'enquête lorsqu'ils sont localement peu nombreux (35% de non-réponse chez ceux qui vivent en « deuxième couronne rose », auxquelles s'ajoutent les 50% de non-réponse de la part des indépendants qui habitent dans le même type de contexte), comme s'ils étaient gênés d'y dévoiler leurs positions politiques en décalage avec le profil populaire local, ce qui confirme, autrement dit, que tout ne se dit pas partout. Un travail spécifique sur les électeurs réguliers et intermittents du FN dans l'aire urbaine de Caen (Rivière, 2009, p. 5a) a d'ailleurs permis d'établir que le fait de déclarer un vote en faveur de J.-M. Le Pen est d'autant moins une pratique sociale « honteuse » ou « tabou » que le vote d'extrême droite est localement fort, comme semblent l'indiquer des observations *in situ*<sup>14</sup>. En ce qui concerne les votes que les cadres et professions intermédiaires ont finalement déclarés, c'est de la droite qu'il s'agit pour près de la moitié (45%) de ceux qui habitent dans une « 1<sup>ère</sup> couronne dorée » tandis que cette proportion n'est que d'un quart (25%) parmi ceux qui vivent dans un contexte de « 2<sup>ème</sup> couronne rose », et les votes pour la gauche atteignent la barre des 50% en « 4<sup>ème</sup> couronne verte ». Dans ce dernier type de voisinage communal, les suffrages des cadres et professions intermédiaires en faveur de la gauche de la gauche s'élèvent même à 13%, contre seulement 2% en « 1<sup>ère</sup> couronne dorée », soit un différentiel de un à six !

Les votes des employés (N=444) se révèlent également assez sensibles à l'environnement de résidence, mais selon des processus plus flous. Ils sont ainsi 46% (dont 22% pour F. Bayrou et 16% pour N. Sarkozy) à déclarer avoir choisi un candidat de droite en « 1<sup>ère</sup> couronne dorée » alors que la situation est radicalement inverse en « 3<sup>ème</sup> couronne rouge » où ils sont certes 18% à dire avoir choisi le candidat UMP mais aussi plus souvent Ségolène Royal (22%) et surtout la gauche de la gauche (19%). Quand le contexte communal est celui de la « 4<sup>ème</sup> couronne verte », le vote pour la candidate du PS est plus élevé que la moyenne des employés, mais ce sont surtout les non-réponses qui dominent, comme en « 2<sup>ème</sup> couronne rose », ce qui est plus surprenant dans la mesure où les employés y sont en position majoritaire avec le reste des classes populaires.

Enfin, les choix électoraux des ouvriers (N=397) sont très marqués par l'influence du contexte de résidence. Bien que les non-réponses élevées en « 2<sup>ème</sup> couronne rose » surprennent de nouveau et que l'effectif en « 1<sup>ère</sup> couronne dorée » ne soit pas significatif (n=30), la comparaison des votes ouvriers en « 3<sup>ème</sup> couronne rouge » et en « 4<sup>ème</sup> couronne verte » est en effet riche d'enseignement tant elle montre que les ouvriers du périurbain lointain ont des comportements électoraux très différents en fonction des caractéristiques de leur lieu de résidence. Ainsi et dans les communes de « 4<sup>ème</sup> couronne verte », là où les bouleversements du cadre résidentiel sont les plus marqués et où la population des communes change rapidement en raison de l'arrivée de jeunes ménages d'origine urbaine, les ouvriers ont des comportements électoraux plus souvent favorables à la droite (36% contre 22% dans les deux types de contextes populaires de gauche) puisque 12% disent avoir choisi le candidat du Modem et surtout 17% un bulletin d'un candidat de la droite de la droite. À l'inverse les ouvriers de « 3<sup>ème</sup> couronne rouge » sont deux fois moins nombreux (9%) à choisir la même option dans l'isoloir. Dans ces contextes résidentiels vieillissants qui sont en fait

12« Politiquement, c'est donc à droite que se situe la grande majorité des petits commerçants et artisans. Ce choix électoral est indépendant des variables individuelles telles que le sexe, l'âge, le revenu ou le niveau d'instruction. Il varie en revanche selon le type de société dans laquelle ils vivent et selon la position qu'ils occupent entre les forces sociales et politiques du département. Ces variations sont plus sensibles chez les PCA 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, p. 521)

13La conclusion de la troisième partie tend même à montrer que les effets du contexte communal sont un peu plus forts sur les choix électoraux des cadres et des indépendants que sur ceux des ouvriers.

14Ainsi et alors que je distribuais les questionnaires devant le bureau de vote de la commune d'Anctoville, classée ici comme une commune de « 4<sup>ème</sup> couronne brune », les deux enquêtés, âgés et issus de milieux populaires, qui m'ont demandé « un secrétaire » pour que je leur administre leurs questionnaires m'ont tous deux déclaré en face-à-face avoir voté pour le candidat d'extrême droite. Un peu à l'écart des autres groupes d'habitants, le premier a déclaré son vote en chuchotant et en me montrant la case à cocher : « oui Le Pen, c'est ça ». Au moment où j'énonçais les modalités offertes à lui pour qualifier son appartenance religieuse, le second s'est à l'inverse autorisé une plaisanterie douteuse sur le mode : « ah non je ne suis pas juif ». Notes de terrain, 22 avril 2007.

deux anciennes communes minières communistes rattrapées par la croissance de leurs aires urbaines respectives, les ouvriers votent par contre plus souvent pour la candidate du PS (26% contre 17% en « 4<sup>ème</sup> couronne verte), qui y est fortement concurrencée par les suffrages portés sur la gauche de la gauche qui atteignent 25%. En dépit d'un effectif très faible (n=30), la tendance qui semble se dégager chez les rares ouvriers de « 1<sup>ère</sup> couronne » dorée est celle d'un entraînement vers le vote de droite (F. Bayrou et N. Sarkozy). Comme s'il leur apparaissait localement inutile de gaspiller leur voix, aucun d'entre eux ne dit avoir voté pour la gauche de la gauche, et les quelques-uns qui ont voulu exprimer leur existence locale dans l'isolement ont donc choisi le PS, un peu plus que la moyenne d'ailleurs<sup>15</sup>.

Au total, l'effet du voisinage sociopolitique communal tel qu'on a pu l'approcher grâce à l'enquête « sortie des urnes » prend donc également la forme d'un effet d'entraînement en faveur de la structure sociale majoritaire (et de ses choix électoraux).

---

15 « Le vote par "réaction", par volonté de différenciation, était pourtant imaginable a priori : [...] un ouvrier serait d'autant plus attaché à son identité de gauche, et tiendrait à défendre ses intérêts, s'il côtoie les "bourgeois" dans son propre quartier de résidence... En fait, ce vote par réaction ne s'observe jamais au niveau écologique, à l'inverse des innombrables exemples de l'effet d'entraînement » (Bussi, 1998, p. 336, 1a).

## Références bibliographiques

- BRACONNIER, C., 2010, *Une autre sociologie du vote : les électeurs dans leurs contextes : bilan critique et perspectives*, Paris, Lextenso/LEJEP.
- BRACONNIER, C., DORMAGEN, J.-Y., 2007, *La démocratie de l'abstention : Aux origines de la démobilisation en milieu populaire*, Paris, Editions Gallimard.
- BRESSOUX, P., 2008, *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*, Bruxelles, De Boeck.
- BUSSI, M., 1998, *Éléments de géographie électorale : à travers l'exemple de la France de l'Ouest*, Mont-Saint-Aignan, Publications de l'Université de Rouen.
- CARTIER, M., COUTANT, I., MASCLET, O., SIBLOT, Y., 2008, *La France des « petits-moyens » : enquête sur la banlieue pavillonnaire*, Paris, La Découverte.
- COLANGE, C., 2007, *Réalignements et désalignements du vote en France: 1981-2005*, Thèse de doctorat, France, Université de Rouen.
- COX, K. R., 1969, « The spatial structuring of information flow and partisan attitudes », in M. Dogan & S. Rokkan (Éd.), *Progress in Geography: International Reviews of Current Research*, Cambridge, Mass., M.I.T. Press,
- GAXIE, D., 1978, *Le cens caché : inégalités culturelles et ségrégation politique*, Paris, Éditions du Seuil.
- GELMAN, A., HILL, J., 2007, *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*, Cambridge, New York, Cambridge University Press.
- GIRARD, V., 2013, « Sur la politisation des classes populaires périurbaines », *Politix*, vol. n° 101, n° 1, p. 183-215.
- GIRAULT, F., 2000, *Le vote comme expression territoriale des citoyens : Contribution à l'étude des ségrégations urbaines*, Thèse de doctorat, Rouen, Université de Rouen.  
<http://www.sudoc.fr/060040866>.
- GOMBIN, J., 2013, *Contribution à une analyse contextuelle des votes. Le cas des votes FN en région PACA*, Amiens, Université de Picardie-Jules Verne.
- JAILLET, M.-C., 2004, « L'espace périurbain : un univers pour les classes moyennes », *Esprit*, n° 303, p. 43-65.
- JAILLET, M.-C., BRÉVARD, L., ROUGÉ, L., 2003, « Le périurbain, terrain d'aventure politique pour les classes moyennes? », *Pouvoirs locaux*, vol. 56, n° 1, p. 25-29.
- KLATZMANN, J., 1957, « Comportement électoral et classe sociale. Etude du vote communiste et du vote socialiste à Paris et dans la Seine », in M. Duverger, F. Goguel, & J. Touchard (Éd.), *Les élections du 2 janvier 1956*, Cahiers de la FNSP, Paris, Armand Colin, p. 254-285.
- LAMBERT, A., 2012, « Accession à la propriété et trajectoires migratoires : les conditions d'un vote à gauche en lotissement périurbain », *Métropolitiques*.  
<http://www.metropolitiques.eu/Accession-a-la-propriete-et.html>.
- MAYER, N., MICHELAT, G., 1981, « Les choix électoraux des petits commerçants et artisans en 1967. L'importance des variables contextuelles », *Revue française de sociologie*, vol. 22, n° 4, p. 503-521.
- MICHELAT, G., 1975, « Vote des groupes socio-professionnels et variables contextuelles », *Revue française*

*de science politique*, vol. 25, n° 5, p. 901-918.

RÉMOND, R., 1985, « L'apport des historiens aux études électorales », in D. Gaxie (Éd.), *Explication du vote*, Paris, Presses de la Fondation Nationale des Sciences Politiques, p. 37-48.

RIPOLL, F., RIVIÈRE, J., 2007, « La ville dense comme seul espace légitime ? », *Les annales de la recherche urbaine*, n° 102, p. 121-130.

RIVIÈRE, J., 2008, « De l'étalement urbain à la fragmentation sociale. Essai de typologie des trajectoires d'évolution des aires urbaines françaises (1968-1999) », in J.-M. Zaninetti & I. Maret (Éd.), *Étalement urbain et villes fragmentées à travers le monde*, Collection du CEDETE, Orléans, Presses Universitaires d'Orléans, p. 23-36.

RIVIÈRE, J., 2009, *Le pavillon et l'isoloir. Géographie sociale et électorale des espaces périurbains français (1968-2008). A travers les cas de trois aires urbaines moyennes (Caen, Metz et Perpignan)*, Doctorat, Caen, Université de Caen Basse Normandie.

RIVIÈRE, J., 2011, « La division sociale des espaces périurbains français et ses effets électoraux », in M.-F. Mattéi & D. Pumain (Éd.), *Données urbaines 6*, Paris, Anthropos,