



HAL
open science

Que sont les électeurs du Front national devenus ?

Joël Gombin

► **To cite this version:**

Joël Gombin. Que sont les électeurs du Front national devenus ? : L'extrême droite, la droite et les autres en région PACA. Joël Gombin et Pierre Mayance. Droit(es) aux urnes en PACA ! L'élection présidentielle de 2007 en région Provence-Alpes-Côte d'Azur, L'Harmattan, pp.139-181, 2009, Cahiers politiques. halshs-00448716

HAL Id: halshs-00448716

<https://shs.hal.science/halshs-00448716>

Submitted on 15 Nov 2011

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

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

QUE SONT LES ELECTEURS DU FRONT NATIONAL DEVENUS ? L'EXTREME DROITE, LA DROITE ET LES AUTRES EN REGION PACA

Joël Gombin

CSPC – IEP d'Aix-en-Provence

Dès l'émergence électorale du Front national en 1984, la région Provence-Alpes-Côte d'Azur était l'une de celles qui offraient ses meilleurs résultats au parti de Jean-Marie Le Pen. Depuis – même si l'élection présidentielle de 2002 avait marqué une relative stabilisation de l'étiage frontiste, au moins au premier tour¹³⁹ – les scores importants obtenus par M. Le Pen et son parti demeurent une caractéristique fondamentale de la scène politique provençale, alpine et azurée.

Comme on sait, le cycle électoral de 2007, aux plans national comme régional, a vu un affaiblissement considérable des positions du parti d'extrême droite. On a alors pu assister à un renforcement de la droite gouvernementale, qui avait déjà gagné du terrain depuis plus de vingt ans, dans une région autrefois caractérisée par une orientation majoritaire à gauche. Les zones d'enracinement respectives de la droite gouvernementale et de l'extrême droite demeurent néanmoins hétérogènes, comme elles

¹³⁹ Sur ce point, voir Christophe TRAÏNI, « L'épicentre d'un 'séisme électoral'. Le vote Front National en région PACA », in Ch. TRAÏNI (dir.), *Vote en PACA. Les élections 2002 en Provence-Alpes-Côte d'Azur*, Paris, Karthala, 2004. Nous nous permettons également de renvoyer à : J. Gombin, *Le vote pour le Front national dans le Vaucluse et les Bouches-du-Rhône*, IEP d'Aix-en-Provence, mémoire de master 2 « Politique comparée », 2005.

l'étaient déjà en 2002. Ainsi, sur la carte 1¹⁴⁰, on observe l'inégal succès obtenu par l'extrême droite sur l'ensemble du territoire régional lors de l'élection présidentielle de 2002. Il est notamment frappant de constater que le vote en faveur de l'extrême droite est nettement plus élevé sur le littoral et dans l'arrière-pays immédiat que dans les parties alpines du territoire régional. En particulier, les départements des Alpes de Haute-Provence et des Hautes-Alpes semblent nettement moins touchés par le phénomène, dessinant ainsi en creux une sorte de « banane brune », bande large d'une cinquantaine à une centaine de kilomètres qui suit les contours du littoral.

La carte 2 concerne quant à elle la structure géographique du vote en faveur de la droite « gouvernementale » en 2002. Par ce terme, on entend les votes exprimés en faveur des candidats Chirac, Madelin et Bayrou. En effet, ces candidats sont tous issus de formations (RPR, UDF, DL) participant habituellement au gouvernement, et tous ont indiqué dès avant le premier tour leur intention de soutenir Jacques Chirac dans la perspective du second tour. Naturellement, ce regroupement peut être discuté : il n'est pas sans hétérogénéité, tant du point de vue politique que de celui des données. En effet, si les résultats obtenus par ces trois candidats sont liés statistiquement entre eux, ces liens sont relativement faibles. D'aucuns pourraient se demander pourquoi nous n'avons pas inclus Christine Boutin ou Corinne Lepage dans ce regroupement. Nous avons fait ce choix en raison de l'absence de liaison statistique existant entre les résultats obtenus par ces deux candidates et les trois candidats de droite que nous avons retenus¹⁴¹. Au total, la structure géographique de la droite gouvernementale est très proche de celle de Jacques Chirac ($r = 0,87^{**}$), ce qui se comprend aisément compte tenu du poids prédominant de celui-ci dans le total.

¹⁴⁰ Les cartes sont situées en fin de chapitre. Sauf indication contraire, les données utilisées pour les calculs et pour la réalisation des cartes proviennent du ministère de l'Intérieur. Je remercie en particulier Elisabeth Scherrer, Brigitte Hazard et Anne Jadot pour leur collaboration. Toutes les cartes ont été réalisées par les soins de l'auteur. L'annexe méthodologique adjointe à ce chapitre apporte des précisions sur la manière dont les cartes ont été réalisées.

¹⁴¹ L'ensemble des coefficients de corrélation correspondant à ce point figure en annexe.

La carte 2 nous montre ainsi que la structure géographique du vote en faveur de la droite gouvernementale, en 2002, est concentrée le long du littoral (à l'exception de la portion de littoral s'étendant de Marseille aux Saintes-Maries-de-la-Mer, non comprises), mais selon une bande bien plus fine que celle qui concernait l'extrême droite. A cette bande, il faut ajouter d'autres zones de force, comme le pays d'Aix ou un certain nombre de stations de sports d'hiver.

La comparaison entre 2002 et 2007 nous permettra de mieux comprendre l'apparent renforcement de la droite gouvernementale en PACA lors de l'élection présidentielle de 2007. En premier lieu, l'examen des structures territoriales des votes amènera à interroger les logiques politiques à l'œuvre, et en particulier la pertinence de la thèse d'un « siphonage » de l'électorat de Jean-Marie Le Pen par Nicolas Sarkozy. En second lieu, l'étude du profil socioprofessionnel des électeurs du candidat frontiste permettra de mieux comprendre les logiques sociales sous-jacentes aux évolutions intervenues entre 2002 et 2007.

LOGIQUES TERRITORIALES ET POLITIQUES

Entre 2002 et 2007, les structures territoriales de la droite gouvernementale et de l'extrême droite sont restées sensiblement différentes. Cependant, les niveaux ont sensiblement varié, en partie du fait d'un report d'anciens électeurs de J.-M. Le Pen en faveur de N. Sarkozy.

Des structures territoriales relativement similaires

On a déjà rapidement présenté la structure territoriale des « conglomérats électoraux¹⁴² » de droite et d'extrême droite en

¹⁴² Nous empruntons cette expression à Daniel GAXIE, « Des penchants vers les ultra-droites », in Annie COLLOVALD et Brigitte. GÁÏTI (dir.), *La démocratie aux extrêmes. Sur la radicalisation politique*, Paris, La Dispute (coll. Pratiques politiques), 2006, p. 228 : « Plus que d'un électorat, c'est (...) plutôt à un

2002. Il convient de la comparer avec celle qui a prévalu en 2007. Au-delà des évolutions et « chocs » supposés, observe-t-on des changements significatifs au niveau de la répartition sur le territoire régional des zones de force et de faiblesse de ces conglomérats ?

Les cartes 3 et 4 représentent respectivement les votes Le Pen et Sarkozy lors du premier tour de l'élection présidentielle de avril-mai 2007. On a fait le choix, pour ce scrutin, de ne retenir que J.-M. Le Pen comme représentant de l'extrême droite. En effet, Philippe de Villiers réalise un score relativement anecdotique (1,67 % en PACA), et la structure géographique de son vote est indépendante aussi bien de celle de N. Sarkozy que de celle de J.-M. Le Pen¹⁴³. De la même manière, on a retenu N. Sarkozy comme seul représentant de la droite « gouvernementale », le cas Bayrou devant être traité à part.

L'observation de ces cartes montre que la structure géographique globale de ces votes demeure assez similaire. Il convient néanmoins de noter que le vote en faveur de l'extrême droite semble davantage concentré dans l'arrière-pays immédiat qu'en 2002, tandis que sur le littoral, en particulier varois, il est désormais moins élevé. La droite gouvernementale renforce quant à elle ses zones de force littorales. L'image d'une « banane brune » demeure, qui suit assez fidèlement l'organisation des activités économiques, marquées par le littoral et la vallée du Rhône.

Il convient maintenant de confirmer ces impressions, tirées de la comparaison de cartes, dont on connaît les limites et même parfois l'inanité¹⁴⁴, par des moyens statistiques. En premier lieu, dans quelle mesure les structures géographiques de ces conglomérats électoraux sont-elles similaires en 2002 et en 2007 ?

conglomérat qu'il faut penser, ensemble circonstanciel et jamais identique à lui-même, "rassemblant" symboliquement l'espace d'un jour d'élection (et un peu plus longtemps dans les représentations des diverses catégories d'analystes) un ensemble d'hommes et de femmes dont il faut décrire simultanément en quoi ils diffèrent et se ressemblent aussi bien que ce qui les rassemble et les oppose ».

¹⁴³ Les coefficients de corrélation correspondants figurent en annexe.

¹⁴⁴ Parmi une littérature abondante, voir la synthèse : Dominique BADARIOTTI, « De la comparaison des cartes électorales », *Cybergeo*, « Cartographie, Imagerie, S.I.G. », article 267, mis en ligne le 5 avril 2004, modifié le 29 juin 2007. U.R.L. : <http://www.cybergeo.eu/index3670.html>. Consulté le 01 août 2007.

Nous utilisons le coefficient de corrélation linéaire pour mesurer la similarité des répartitions spatiales étudiées. Cet outil est l'un des plus utiles pour mesurer la similarité entre deux répartitions¹⁴⁵, même s'il ne tient pas compte de la spatialité des phénomènes¹⁴⁶.

Les constats effectués au moyen des cartes sont assez largement confirmés par l'analyse des coefficients de corrélation. Ainsi, la structure territoriale du vote le Pen en 2007 et celle des votes Le Pen et Mégret au premier tour de 2002 sont-elles associées par un $r = 0,73^{**}$. En ce qui concerne la droite gouvernementale en 2002 et Sarkozy en 2007, cette corrélation s'établit à $r = 0,65^{**}$. Ces niveaux sont loin d'être négligeables, même s'ils ne sont pas exceptionnellement élevés, s'agissant de la stabilité dans le temps des structures géographiques des conglomérats électoraux.

Il est toutefois intéressant de constater la disparité de la stabilité des structures géographiques des votes d'un département à l'autre. Le tableau 1 permet d'apprécier cette disparité.

Tableau 1. Coefficient de corrélation entre les structures géographiques en 2002 et en 2007, par département.

Département	Droite gouvernementale	Extrême droite
Alpes-de-Haute-Provence (n = 200)	,58**	,49**
Hautes-Alpes (n = 177)	,69**	,63**
Alpes-Maritimes (n = 163)	,74**	,64**
Bouches-du-Rhône (n = 119)	,84**	,88**
Var (n = 153)	,79**	,68**
Vaucluse (n = 151)	,69**	,79**

¹⁴⁵ *Ibid.*

¹⁴⁶ En ce qui concerne la difficile prise en compte de la dimension spatiale par les outils quantitatifs, cf. la discussion dans M. BUSSI, D. BADARIO'TTI, *Pour une nouvelle géographie du politique. Territoire – Démocratie – Elections*, Paris, Anthropos, 2004, p. 270-277.

On remarque ainsi que la plus grande stabilité s'observe dans les Bouches-du-Rhône, tandis qu'à l'inverse les départements des Alpes de Haute-Provence et des Hautes-Alpes sont ceux pour lesquels les structures géographiques des conglomerats électoraux connaissent les modifications les plus importantes¹⁴⁷.

Un transfert de voix de l'extrême droite à la droite ?

L'hypothèse la plus couramment avancée, que ce soit par les politistes¹⁴⁸, les journalistes¹⁴⁹ ou les acteurs politiques eux-mêmes, pour expliquer le succès de Nicolas Sarkozy au premier tour de l'élection présidentielle de 2007 ainsi que la faiblesse du score de Jean-Marie Le Pen repose sur l'idée d'un transfert massif de voix d'électeurs ayant voté pour des candidats d'extrême droite par le passé en direction du candidat Sarkozy. Ce mouvement supposé a donné lieu à de multiples métaphores d'ordre hydraulique, telles que celles du « siphonage », de « l'aspiration » ou des « vases communicants ».

Naturellement, sauf à commettre la fameuse « erreur écologique¹⁵⁰ », on ne peut inférer directement de données

¹⁴⁷ Sur ces départements, cf. la contribution de Cécile Crespy et Loïc Le Pape dans cet ouvrage.

¹⁴⁸ Cf. notamment la note rédigée par Sylvie Strudel, du Cevipof, analysant les résultats de la première vague du Panel électoral français : Sylvie STRUDEL, avec la collaboration de Viviane LE HAY, « Nicolas Sarkozy : « Rupture tranquille ou syncrétisme tourmenté ? », *Rapport sur le PEF 2007*, Paris, CEVIPOF, 2007. Disponible en ligne : http://www.cevipof.msh-paris.fr/PEF/2007/V1/rapports/NicolasSarkozy_RuptureOuSyncrétisme_SS-VLH.pdf. L'auteure défend de manière nuancée la thèse du « siphonage ». Cf. également Michel BUSSI et Jérôme FOURQUET, « Election présidentielle 2007. Neuf cartes pour comprendre », *Revue française de science politique*, vol. 57, n° 3-4, juin-août 2007, pp. 411-428, et Nonna MAYER, « Comment Nicolas Sarkozy a rétréci l'électorat Le Pen », *Revue française de science politique*, vol. 57, n° 3-4, juin-août 2007, pp. 429-445.

¹⁴⁹ A titre d'exemple, voir l'analyse signée Hervé Vaudoit dans le journal *Libération* du 24 avril 2007 : « En PACA, les voix FN diluées dans le vote utile UMP ».

¹⁵⁰ Voir William S. ROBINSON, « Ecological correlations and the behavior of individuals », *American Sociological Review*, vol. 15, n° 3, juin 1950, p. 351-357 pour la référence séminale en la matière. Pour une présentation en langue française, un

agrégées telles que celles que nous utilisons le comportement des individus et, dans le cas présent, les évolutions de ces comportements. D'autant que la population électorale se renouvelle¹⁵¹, à un rythme particulièrement soutenu semble-t-il entre 2002 et 2007. Il n'en reste pas moins que, si l'on met de côté un instant le purisme méthodologique¹⁵², l'étude des données agrégées permet de tirer de précieuses leçons. On est alors en droit de tenter d'évaluer la valeur de la thèse du « siphonage », au regard des données dont nous disposons.

On peut commencer par examiner dans quelle mesure la structure géographique du vote exprimé en faveur de Nicolas Sarkozy le 22 avril 2007 se rapproche de celle des votes d'extrême droite le 21 avril 2002, en utilisant à nouveau le coefficient de corrélation linéaire. En effet, certains observateurs, au vu des cartes, ont pu affirmer que le vote Nicolas Sarkozy épousait les (anciennes) frontières du vote frontiste¹⁵³.

peu vieillie aujourd'hui, voir : Raymond Boudon, « Propriétés individuelles et propriétés collectives : un problème d'analyse écologique », *Revue française de sociologie*, vol. 4, n° 3, juillet-septembre 1963, p. 275-299. L'erreur (ou fallace) écologique peut se définir comme l'inférence induite de comportements individuels sur la base de corrélations constatées sur des données agrégées.

¹⁵¹ Tant du point de vue des flux entrants que sortants. Sur ce point, voir Pierre Favre, « La mort de l'électeur », *Revue française de science politique*, vol. 26, n° 5, 1976, p. 865-898.

¹⁵² La réelle difficulté théorique soulevée par Robinson ne doit pas éclipser la très grande fécondité des très nombreuses études menées sur la base de corrélations écologiques, dans de très nombreux domaines et en particulier dans le champ des études électorales.

¹⁵³ Ainsi, Céline Colange, géographe, écrit : « [Nicolas Sarkozy] a réussi à s'imposer dans les bastions historiques du Front National, le nord et l'est de la France, le midi méditerranéen, les vallées de la Garonne et du Rhône ». Cf. Céline COLANGE, « Présidentielle 2007 second tour : Nouvelle géographie des votes et réalignement partisan », *Cybergeo*, « Elections présidentielles 2007 en France », mis en ligne le 15 mai 2007, modifié le 15 mai 2007. U.R.L. : <http://www.cybergeo.eu/index6022.html>. Consulté le 31 juillet 2007. Voir aussi les analyses de Jacques Lévy dans le quotidien *Libération* du 20 juin 2007, ainsi que l'article déjà cité de Michel BUSSI et Jérôme FOURQUET, « Election présidentielle 2007. Neuf cartes pour comprendre », *op. cit.*

Tableau 2. Coefficient de corrélation entre le vote d'extrême droite le 21 avril 2002 et le vote Sarkozy le 22 avril 2007.

Département	Coefficient de corrélation
Alpes-de-Haute-Provence (n = 200)	,27**
Hautes-Alpes (n = 177)	,25**
Alpes-Maritimes (n = 163)	,16*
Bouches-du-Rhône (n = 119)	-,10
Var (n = 153)	,10
Vaucluse (n = 151)	,34**
Région PACA	,37**

Le tableau 2 nous indique que la liaison statistique entre la structure géographique du conglomerat électoral d'extrême droite en 2002 et celle du conglomerat « Sarkozy » en 2007 est globalement faible ($r = 0,37^{**}$). Elle est même insignifiante, ou significative à 10 % seulement, dans la moitié des départements, ceux qui comportent les zones littorales de la région¹⁵⁴. Il faut donc très largement nuancer l'idée d'un lien fort et direct entre le vote en faveur de l'extrême droite en 2002 et le vote Sarkozy en 2007, même s'il est vrai que ce lien semble plus fort en PACA que pour la France dans son ensemble ($r = 0,22^{**}$).

¹⁵⁴ Le lecteur pourra s'étonner que le coefficient de corrélation soit plus élevé pour la région dans son ensemble que pour chacun des départements. Il s'agit là d'un « effet de restriction de l'étendue », bien connu des statisticiens. Chaque département connaît, par construction, une amplitude du vote d'extrême droite en 2002 aussi bien que du vote Sarkozy en 2007 plus faible que la région dans son ensemble. Dès lors, il n'est pas étonnant que le coefficient de corrélation, qui repose sur une analyse de covariance, soit plus faible pour les départements que pour la région dans son ensemble. Néanmoins, ce cas de figure, s'il est courant, n'est pas une règle. Cf. David C. HOWELL, *Méthodes statistiques en sciences humaines*, Bruxelles, De Boeck, 1998, p. 302 *sq.*

On nous objectera sans doute qu'il s'agit là de corrélations en niveau, alors qu'il conviendrait de s'interroger sur les évolutions. En d'autres termes, les structures géographiques prises dans leur globalité ne seraient pas nécessairement ressemblantes, mais en revanche, la droite gouvernementale aurait progressé entre 2002 et 2007 là où l'extrême droite a le plus perdu de soutiens.

Cette hypothèse mérite d'être testée, d'autant que, comme on l'a déjà vu, les structures territoriales tant de la droite gouvernementale que de l'extrême droite ne sont que modérément stables entre 2002 et 2007. Il convient donc de calculer le coefficient de relation entre l'évolution enregistrée par la droite gouvernementale entre les premiers tours des élections présidentielles de 2002 et 2007 d'une part, et celle correspondante de l'extrême droite. Ces coefficients sont reportés dans le tableau 3.

Tableau 3. Coefficient de corrélation entre l'évolution du vote pour l'extrême droite et l'évolution du vote pour la droite gouvernementale¹⁵⁵, entre le 21 avril 2002 et le 22 avril 2007.

Département	Coefficient de corrélation
Alpes-de-Haute-Provence (n = 200)	-0,30**
Hautes-Alpes (n = 177)	-0,26**
Alpes-Maritimes (n = 163)	-0,31**
Bouches-du-Rhône (n = 119)	-0,43**
Var (n = 153)	-0,34**
Vaucluse (n = 151)	-0,55**
Région PACA	-0,43**

¹⁵⁵ L'évolution est calculée sur la base des scores réalisés en pourcentage des inscrits.

Comme on le voit, l'hypothèse des « vases communicants » se vérifie partiellement, notamment dans les Bouches-du-Rhône et, plus encore, le Vaucluse. Il est très intéressant de noter que le transfert de voix de J.-M. Le Pen vers N. Sarkozy ne s'opère, semble-t-il, pas avec la même intensité dans les différents départements. Cela incite à prendre avec précaution des explications formulées au niveau national qui masquent en réalité des disparités territoriales.

Si ces données ne permettent pas d'affirmer avec certitude qu'il y a eu des transferts massifs de voix entre Le Pen en 2002 et Sarkozy en 2007, cela rend toutefois cette hypothèse assez plausible. On peut même tenter d'évaluer, fût-ce grossièrement, l'ampleur de ces transferts. Pour cela, il convient d'opérer une régression linéaire multiple, en tentant d'« expliquer » les scores obtenus par Nicolas Sarkozy le 22 avril 2007 par les scores obtenus par les divers candidats de droite et d'extrême droite le 21 avril 2002. Cette opération permet d'estimer la part de chacun des agrégats électoraux de 2002 qui a voté en faveur de Nicolas Sarkozy en 2007, et le poids relatif que ces différents groupes représentent au sein de l'agrégat électoral « Sarkozy ». Mais avant de procéder à cette estimation, il convient d'en préciser les limites. Les premières limites tiennent à la technique statistique de la régression linéaire multiple, qu'un certain nombre d'auteurs critiquent de manière assez vive¹⁵⁶ (ou à tout le moins le recours abusif à la régression). Dans le cas présent, il faut souligner que nous appliquons cette technique de la régression linéaire multiple à des votes exprimés en pourcentage des inscrits, alors même que la population des inscrits varie de manière non négligeable entre 2002 et 2007¹⁵⁷. De plus, par construction, notre modèle ne

¹⁵⁶ Par exemple, sur des bases épistémologiques : Jean-Claude PASSERON, « Ce que dit un tableau et ce qu'on en dit », in *Le raisonnement sociologique. Un espace non poppérien de l'argumentation*, Paris, Albin Michel, 2006 (1^{ère} édition : Nathan, 1991). Sur des bases tout à la fois statistiques et sociologiques : Henry ROUANET et Frédéric LEBARON, « La preuve statistique : examen critique de la régression », intervention au séminaire « Qu'est-ce que faire preuve ? » du CURAPP, 5 mai 2006, disponible en ligne : <http://www.math-info.univ-paris5.fr/~rouanet/ActivRecent/Adreg12.pdf>, consulté le 9 août 2007.

¹⁵⁷ Notons également que nous ne tenons pas compte dans ce modèle de l'abstention, alors même qu'il est clair que les niveaux très différents de participation le 21 avril 2002 et le 22 avril 2007 constituent un élément très

prendra en compte que les votes de droite et d'extrême droite en 2002, laissant ainsi de côté (mais n'excluant pas) la possibilité que des électeurs ayant exprimé leur vote en faveur d'autres candidats en 2002 se soient prononcés en faveur de N. Sarkozy en 2007. Enfin, il n'est pas inutile de rappeler que nous travaillons sur des données agrégées, qui n'autorisent par conséquent pas la déduction directe des comportements individuels. Toutefois, nous pensons utile d'opérer une telle estimation, qui ne porte, on l'a compris, que sur des ordres de grandeur et qu'il ne faut pas prendre au pied de la lettre.

La variable « à expliquer » est ainsi le score obtenu par N. Sarkozy le 22 avril 2007, tandis que les variables « explicatives » sont les scores obtenus par J. Chirac, J.-M. Le Pen, A. Madelin et F. Bayrou lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2002¹⁵⁸. Le modèle¹⁵⁹ s'exprime ainsi de la manière suivante :

$$\text{Sarkozy} = \beta_0 + \beta_1 \text{LePen2002} + \beta_2 \text{Chirac2002} + \beta_3 \text{Bayrou2002} + \beta_4 \text{Madelin2002} + \varepsilon \quad (1)$$

β_0 à β_4 sont les coefficients à estimer. ε représente le « terme d'erreur » (ou « résidu de régression »), c'est-à-dire les variations de la variable « expliquée » non prises en compte par le modèle.

important de caractérisation et de compréhension de « ce qui s'est passé » lors de ces scrutins.

¹⁵⁸ D'autres variables ont été testées, comme le vote Mégret ou le vote Saint-Josse, mais leur impact n'apparaît pas statistiquement significatif, ce qui ne nous permet pas d'en tirer des conclusions.

¹⁵⁹ Pour les détails méthodologiques, cf. l'annexe consacrée à la régression linéaire multiple.

Tableau 4. Régression linéaire multiple, modèle 1.
Variable dépendante : vote en faveur de N. Sarkozy au premier tour
de l'élection présidentielle de 2007.

Modèle 1	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constante)	3,234	,678		4,770	,000
LePen2002-1	,457	,027	,311	16,814	,000
Chirac2002-1	1,107	,037	,604	30,120	,000
Bayrou2002-1	,465	,093	,100	4,982	,000
Madelin2002-1	1,133	,105	,227	10,806	,000

La qualité globale du modèle est satisfaisante : le modèle de régression rend compte d'environ 68 % de la variation totale de la variable « expliquée » ($R^2 = 0,68$). Les estimations des coefficients du modèle figurent dans le tableau 4.

Les coefficients non standardisés expriment la mesure dans laquelle, dans les contraintes du modèle, les variables « expliquées » et « explicatives » covarient. Ainsi, « toutes choses égales par ailleurs », chaque fois que la valeur de la variable Bayroupci (vote en faveur de Bayrou en 2002, en % des inscrits) augmente d'une unité, le vote en faveur de Sarkozy en 2007 augmente de 0,47 unité environ. Comme l'unité de mesure est la même pour toutes les variables (pourcentage du corps électoral), ces coefficients peuvent faire l'objet d'une interprétation : les coefficients non-standardisés représentent une estimation de la part des divers agrégats électoraux de 2002 ayant porté leur suffrage sur Sarkozy le 22 avril 2007. Un coefficient supérieur à 1 indique une très bonne mobilisation et est rendu possible par la non prise en compte des abstentionnistes de 2002 dans le modèle. Ainsi, la quasi-totalité des électeurs de Chirac au premier tour de 2002 auraient choisi Nicolas Sarkozy en 2007, et ce dernier semble même avoir bénéficié d'une surmobilisation par rapport à 2002 dans les fiefs de l'UMP. A l'inverse, la proportion des électeurs de Le Pen au premier tour de 2002 ayant choisi Nicolas Sarkozy le 22

avril 2007 serait comprise entre 45 et 50 %¹⁶⁰. De la même manière, on constate que le choix de N. Sarkozy chez les électeurs ayant choisi Bayrou en 2002 est assez faible (environ 47 %), alors même que la ligne politique adoptée par le leader de l'U.D.F. a sensiblement différé en 2007 de ce qu'elle était en 2002. En revanche, les électeurs d'A. Madelin se sont, semble-t-il, reportés massivement sur N. Sarkozy. Il faut toutefois se rappeler que ces estimations sont calculées sur une base agrégée, alors même que les corps électoraux réels se sont renouvelés de manière importante entre 2002 et 2007, et que ces estimations ont également tendance à masquer les va-et-vient de certains électeurs d'un candidat à l'autre, qui s'annulent les uns les autres lorsque les données sont agrégées.

Les coefficients standardisés permettent d'affiner le modèle en donnant une idée de la contribution de chaque variable au résultat final (en quelque sorte, cette mesure prend en considération un « effet taille »). La standardisation des coefficients est utilisée pour comparer des coefficients se rapportant à des variables exprimées dans des unités différentes. Les coefficients standardisés sont les coefficients que l'on trouverait si l'on avait effectué la régression linéaire multiple sur les variables que l'on aurait préalablement

¹⁶⁰ Ce taux diffère de celui avancé par les chercheurs s'appuyant sur le Panel électoral français : cf. Nonna MAYER, « Les votes Le Pen du 21 avril 2002 au 22 avril 2007 », Rapport sur le PEF 2007, CEVIPOF, 2007, qui cite le chiffre de 35% des électeurs lepénistes ou mégrétistes de 2002 qui se seraient exprimés en faveur de « la droite ou du centre » le 22 avril 2007. Toutefois, il faut souligner que ce chiffre est établi, s'agissant de 2007, sur des intentions de vote et non des reconstitutions de vote, et concernant 2002, sur des reconstitutions d'un vote datant de cinq ans, ce qui les rend assez peu fiables. Par ailleurs, compte tenu de l'imprécision des instruments de mesure, qu'ils soient de nature sondagière ou écologique, il n'est guère étonnant de trouver de telles différences, qui ne remettent pas en cause les ordres de grandeur. D'autres sondages, comme le sortie des urnes de la TNS SOFRES, évoquent le chiffre de 28%. On est cependant en droit de penser que ces sondages sous-estiment les reports de voix : en effet, on sait que le vote Le Pen est socialement stigmatisé et, de ce fait, souvent dénié. Dans ces conditions, un électeur déclarant avoir voté Sarkozy a bien peu de chance d'« avouer » (ou de se remémorer) son vote passé en faveur de Le Pen.

Précisons que bien que les chiffres que nous avançons dans le tableau 4 aient été calculés sur la base de données concernant la région PACA, les coefficients sont assez proches si l'on s'intéresse au pays dans son ensemble. Ainsi, le coefficient concernant la variable Le Pen est de 0,43 au lieu de 0,46.

standardisées¹⁶¹. On note ainsi que si le coefficient non standardisé attaché au vote Madelin est très élevé, le coefficient standardisé est lui beaucoup plus faible : une interprétation en est que les électeurs de Madelin se sont fortement reportés sur N. Sarkozy, mais au final, cela a assez faiblement contribué au résultat total de N. Sarkozy : en effet, l'électorat Madelin était assez peu nombreux (2,92 % des inscrits). Plus intéressant pour ce qui nous concerne, on constate que les électeurs de Le Pen en 2002 contribuent de manière non négligeable à former l'agrégat électoral « Sarkozy » en 2007 ($\beta = 0,31$), même si cet apport demeure plus faible que celui de la droite de gouvernement.

Il convient également d'interpréter la constante, également appelée « ordonnée à l'origine ». Elle représente le niveau que prendrait théoriquement¹⁶² la variable « expliquée » si toutes les variables « explicatives » prenaient la valeur zéro. Dans le cas présent, on peut penser que cette ordonnée à l'origine représente en quelque sorte la progression générale, « structurelle », de la droite entre 2002 et 2007 – compte non tenu de l'apport venu de l'extrême droite. Logiquement, une bonne part de cet apport devrait alors venir de la meilleure mobilisation électorale (nous laissons ici de côté le renouvellement du corps électoral, puisque pour les besoins du raisonnement nous travaillons à corps électoral constant). Le tableau 5, qui présente les résultats du modèle 2, qui intègre l'abstention au premier tour de l'élection présidentielle de 2002 comme variable « explicative », permet d'affiner cette hypothèse. Cette abstention est en effet affectée d'un coefficient d'environ 0,24, ce qui signifierait qu'environ un quart des abstentionnistes du 21 avril 2002 aurait voté en faveur de N. Sarkozy lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2007, en région PACA – soit donc une proportion moindre que le reste de l'électorat (pour rappel, 30,7 % des inscrits, 37 % des exprimés). La constante devient, elle, négative – ce qui signifierait qu'au total, et une fois le choix des abstentionnistes de 2002 pris en compte, la droite de gouvernement représentée par N. Sarkozy a plutôt régressé en PACA entre 2002 et 2007. Même s'il ne faut

¹⁶¹ Rappelons que standardiser une variable consiste à lui soustraire sa moyenne et à diviser le résultat par l'écart-type, de sorte que la variable standardisée soit de moyenne 0 et d'écart-type 1.

¹⁶² C'est-à-dire si les conditions du modèle sont réalisées...

pas accorder trop d'importance à la constante, l'interprétation en serait la suivante : le succès de N. Sarkozy tiendrait à sa capacité à amalgamer, dès le premier tour, des électeurs qui avaient effectué des choix très différents en 2002 (de Bayrou à Le Pen). Néanmoins, en dehors de cette capacité de rassemblement, N. Sarkozy n'aurait guère réussi à progresser parmi les autres électeurs¹⁶³.

Tableau 5. Régression linéaire multiple, modèle 2.
Variable dépendante : vote en faveur de N. Sarkozy au premier tour de l'élection présidentielle de 2007.

Modèle 2	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés		Sig.
	B	Std. Error	Beta	t	
(Constante)	-3,250	,916		-3,549	,000
LePen2002-1	,465	,026	,316	17,965	,000
Chirac2002-1	1,046	,036	,571	29,442	,000
Bayrou2002	,669	,091	,144	7,344	,000
Madelin2002	1,231	,100	,247	12,273	,000
Abstention2002-1	,239	,024	,181	9,984	,000

Et entre les deux tours ?

Au-delà des transferts de voix intervenus entre l'extrême droite et la droite de gouvernement entre 2002 et 2007, on peut aussi s'interroger sur la manière dont les électeurs qui ont voté pour Jean-Marie Le Pen le 22 avril 2007 se sont comportés lors du deuxième tour de l'élection présidentielle, face à une offre électorale restreinte à deux candidats, opposant classiquement le candidat de droite gouvernementale (N. Sarkozy) à la candidate de

¹⁶³ Cette conclusion, à première vue quelque peu contre-intuitive, n'apparaît pas irréaliste si l'on reprend et compare les résultats de 2002 et 2007 au niveau régional en effectuant des hypothèses sur le devenir des différents agrégats électoraux de 2002 inspirées des résultats de la régression exposées précédemment.

gauche gouvernementale (S. Royal). Cela permet en effet d'approfondir la réflexion sur la porosité existant entre vote de droite gouvernementale et vote d'extrême droite.

Pour cela, on utilise à nouveau la logique de la régression linéaire, préférable à celle du simple coefficient de corrélation linéaire dans un cas comme celui-ci où plusieurs variables assez largement indépendantes contribuent à la variable explicative¹⁶⁴. On a estimé deux modèles. Dans le premier, on cherche à expliquer le vote Sarkozy au deuxième tour par les votes Sarkozy, de Villiers et Bayrou du premier tour, ainsi qu'au moyen de l'abstention ; le deuxième modèle comporte les mêmes variables, auxquelles on ajoute le vote Le Pen au premier tour. La comparaison des deux modèles permet d'affirmer que le vote Le Pen joue un rôle non négligeable dans la formation de l'agrégat électoral Sarkozy au second tour : la qualité du modèle, mesurée par son R^2 ajusté, est de 0,84 pour le modèle 1, contre 0,93 pour le modèle 2. Dit autrement, le modèle 2 rend compte de 93 % de la variance observée du vote Sarkozy au second tour, soit neuf points de mieux que le modèle 1. En outre, la valeur de la constante est réduite de plus de quinze unités.

¹⁶⁴ En d'autres termes, le coefficient de corrélation linéaire serait ici assez peu représentatif de la liaison existant entre vote Le Pen au premier tour et vote Sarkozy au deuxième tour, car le vote Sarkozy au premier tour intervient fortement dans la relation. Une autre solution serait de calculer des coefficients de corrélation partiels, c'est-à-dire « neutralisant » une ou plusieurs variables, dans une logique comparable à celle de la régression linéaire multiple.

Tableau 6. Régression linéaire multiple, modèle 2.
Variable dépendante : vote en faveur de N. Sarkozy au second tour
de l'élection présidentielle de 2007.

Modèle 2	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constante)	3,153	,821		3,842	,000
Abstention 2007-1	,035	,022	,016	1,598	,110
Bayrou 2007	,367	,028	,142	13,107	,000
De Villiers 2007	1,207	,072	,154	16,795	,000
Sarkozy 2007-1	1,058	,010	,946	105,34	,000
Le Pen 2007	,711	,022	,327	32,232	,000

Le tableau 6 figure les coefficients estimés du modèle 2. Sans surprise, le coefficient non standardisé se rapportant au vote Sarkozy est très proche de un. De la même manière, les électeurs de Philippe de Villiers semblent s'être très fortement reportés sur N. Sarkozy au deuxième tour. Pour ce qui nous intéresse, c'est-à-dire le vote Le Pen, il est affecté d'un coefficient non standardisé égal à 0,71 : environ 70 % des électeurs de Le Pen se seraient reportés sur Sarkozy au second tour¹⁶⁵.

Les électeurs de PACA qui ont choisi Le Pen au premier tour de l'élection présidentielle se sont ainsi, pour une large majorité d'entre eux, portés sur Sarkozy au second tour. Mais, compte tenu du poids relativement faible que ces électeurs occupaient dans la population électorale au premier tour, ils ne représentent dans l'ensemble de l'électorat de N. Sarkozy le 6 mai 2007 qu'une part peu importante. Toutefois, si le report a été du même ordre au plan national, on peut alors considérer que cet apport a été décisif dans la victoire remportée par le candidat de l'UMP le 6 mai 2007.

¹⁶⁵ Le PEF 2007, déjà évoqué, présente des résultats relativement proches : d'après lui, 59 % des électeurs de J.-M. Le Pen auraient voté en faveur de N. Sarkozy au second tour. On notera que les autres résultats de notre régression multiple sont également cohérents avec les résultats du PEF 2007 – à l'exception des estimations portant sur le choix des abstentionnistes du premier tour, dont on comprend aisément qu'il soit par nature assez difficile à évaluer, en particulier par sondage.

Pour conclure sur la question des transferts de voix en faveur de N. Sarkozy en provenance d'électeurs ayant voté pour un candidat d'extrême droite le 21 avril 2002, il ne faut pas attacher plus d'importance qu'ils n'en ont aux traitements statistiques sur données agrégées (ni d'ailleurs aux reconstitutions de parcours de vote par sondage, qui sont par nature sujets à caution). En revanche, la convergence des indices nous autorise à formuler deux hypothèses qui semblent plausibles.

En premier lieu, il y a bien eu, en PACA, un transfert de voix en faveur de N. Sarkozy d'électeurs ayant voté le 21 avril 2002 pour un candidat d'extrême droite, dans une proportion qu'on peut estimer, toutes réserves étant exprimées, entre 45 et 50 %¹⁶⁶. En outre, une grande majorité des électeurs qui ont glissé un bulletin au nom de J.-M. Le Pen le 22 avril se sont reportés sur N. Sarkozy le 6 mai. On peut donc affirmer sans craindre de se tromper qu'il existe en région PACA, sur un strict plan électoral, une réelle porosité électorale entre droite gouvernementale et extrême droite¹⁶⁷.

En second lieu, cet apport représente une part non négligeable du vote en faveur de N. Sarkozy, mais n'en est pas l'élément le plus prépondérant. Le vote Sarkozy demeure un agrégat électoral dont la plus grande part des membres s'était déjà prononcée en faveur d'un candidat de la droite gouvernementale en 2002. L'ampleur du score de N. Sarkozy au premier tour s'expliquerait alors par sa capacité à rassembler des électeurs ayant précédemment voté en faveur de candidats de droite et d'extrême droite fort divers, de F. Bayrou à J.-M. Le Pen en passant par Jacques Chirac. En d'autres termes, l'élection présidentielle de 2007, telle qu'on peut l'analyser en PACA, s'est jouée sur les recompositions internes à la droite

¹⁶⁶ On pourrait se demander si l'intensité du report varie dans l'espace. Répondre à une telle question nécessiterait des développements qui dépasseraient le cadre de ce chapitre, en faisant appel notamment à des modèles multiniveaux. Cependant, les recherches exploratoires que nous avons effectuées nous autorisent à penser que l'intensité du report est à peu près constante dans l'espace régional.

¹⁶⁷ C'était d'ailleurs déjà le cas par le passé, et pas seulement sur un strict plan électoral. Nous nous permettons de renvoyer sur ce point à notre mémoire de master : Joël GOMBIN, « Le vote pour le Front national dans le Vaucluse et les Bouches-du-Rhône », Master recherche « Politique comparée », IEP d'Aix-en-Provence, 2005.

(l'aboutissement du processus initié avec la création de l'UMP) plutôt que sur une progression générale de la droite.

Enfin, on notera sur un plan méthodologique qu'alors que nombre d'observateurs avaient souligné l'affinité entre le vote Le Pen en 2002 et le vote Sarkozy en 2007 sur la base de la comparaison de cartes, notre raisonnement montre à quel point cette méthode n'apparaît pas comme la plus pertinente pour évaluer ce genre de phénomènes. La régression linéaire multiple, en prenant en compte dans le même temps les différentes composantes du vote Sarkozy, permet de mieux établir ces affinités, tout en les évaluant quantitativement.

DES LOGIQUES POLITIQUES AUX LOGIQUES SOCIALES

Les développements précédents nous ont permis d'appréhender les logiques politiques en ce qui concerne le vote d'extrême droite et son rapport avec le vote en faveur de Nicolas Sarkozy. Mais il convient maintenant d'éclairer ces logiques politiques par les logiques sociales : qui sont les électeurs qui votent à l'extrême droite ? Sont-ils socialement comparables à ceux qui votent en faveur de la droite gouvernementale ? Afin de répondre à ces questions, nous allons rapprocher les données électorales de données sociodémographiques, issues du recensement général de la population de 1999 mené par l'INSEE¹⁶⁸.

Qui sont les électeurs d'extrême droite ?

Afin de caractériser socialement le vote d'extrême droite, nous mettrons en relation vote en faveur de Jean-Marie Le Pen le 22 avril 2007 et catégories socioprofessionnelles (CSP). Cette mise en

¹⁶⁸ Les données produites par l'INSEE nous ont été communiquées par le Centre Maurice-Halbwachs, membre du Réseau Quételet.

relation se fait au niveau agrégé, au moyen d'une régression linéaire multiple.

Un premier modèle repose sur la mesure des CSP à un niveau d'agrégation élevé : les CSP en huit postes¹⁶⁹ (agriculteurs exploitants ; artisans, commerçants, chefs d'entreprise ; cadres, professions intellectuelles supérieures ; professions intermédiaires ; employés ; et ouvriers). On calcule alors, pour chaque commune, la part de chacune de ces CSP dans la population active¹⁷⁰.

Tableau 7. Régression linéaire multiple, modèle 1. Variable dépendante : vote en faveur de J.-M. Le Pen au premier tour de l'élection présidentielle de 2007.

	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constante)	4,740	1,384		3,426	,001
artisans	-,009	,023	-,015	-,380	,704
cadres	-,003	,020	-,007	-,167	,868
prof. intermédiaires	,056	,018	,119	3,059	,002
employés	,057	,016	,134	3,536	,000
ouvriers	,183	,019	,430	9,547	,000

¹⁶⁹ On n'a retenu ici que les six positions correspondant aux « actifs ». En effet, celles correspondant aux « retraités » et aux « inactifs » nous semblent trop hétérogènes pour être significatives.

¹⁷⁰ En réalité, par définition, une des modalités de la variable est nécessairement exclue du modèle de régression linéaire multiple : si on connaît les valeurs que prennent cinq des six modalités, la sixième s'en déduit par complémentarité. Ici, on a choisi de prendre la modalité « agriculteurs » comme référence, car il s'agit d'une des catégories votant le moins en faveur du candidat du Front national.

Par ailleurs, on notera que les données fournies par le recensement général de la population concernant les CSP sont issues d'un sondage au quart et non d'un dépouillement exhaustif des bulletins de recensement. On pourrait démontrer que cela n'affecte pas de manière significative l'estimation des coefficients d'une régression linéaire, mais qu'en revanche cette circonstance est de nature à accroître les écarts-types de ces estimations. Cela n'étant pas pris en compte dans les estimations présentées, il convient d'être exigeant sur les niveaux de significativité retenus.

Le tableau 7 comporte les coefficients correspondant à un tel modèle. Il faut en premier lieu noter la faible capacité explicative de ce modèle ($R^2 = 0,17$). On a choisi la modalité « agriculteurs » comme modalité de référence : dès lors, l'ordonnée à l'origine doit être interprétée comme le résultat qu'obtiendrait J.-M. Le Pen, selon le modèle, dans une commune dont la population ne contiendrait que des agriculteurs ; en d'autres termes, le modèle permet d'estimer que, en moyenne, dans chaque commune, environ 5 % des agriculteurs ont voté en faveur de Jean-Marie Le Pen. En ce qui concerne les autres catégories socioprofessionnelles, on peut affirmer que les professions intermédiaires, les employés et plus encore les ouvriers votent significativement plus en faveur du candidat frontiste que les agriculteurs. En revanche, la propension à voter pour J.-M. Le Pen des artisans, commerçants, chefs d'entreprise et des cadres ne diffère pas sensiblement de celle des agriculteurs.

Les limites de cette approche tiennent aux catégories retenues : les CSP en huit postes offrent en effet une forte hétérogénéité interne à chacune des catégories. De ce fait, on peut craindre qu'elles n'aient qu'une faible capacité explicative des comportements sociaux. On peut alors retenir une classification plus fine, la CSP en quarante-deux postes. Toutefois, pratiquer une régression multiple directement sur ces quarante-deux variables ne serait pas très pertinent, pour des raisons qui sont explicitées en annexe. Nous proposons donc de pratiquer une régression multiple sur les premières composantes issues d'une analyse en composantes principales (voir l'annexe pour les détails). Signalons simplement qu'une régression menée sur les quarante-deux CSP rend compte de 31 % de la variance du vote Le Pen, soit presque deux fois plus que l'utilisation de la CSP en huit postes.

Tableau 8. Régression linéaire multiple, modèle 2.
Variable dépendante : vote en faveur de J.-M. Le Pen au premier
tour de l'élection présidentielle de 2007.

Modèle 2	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés		t	Sig.
	B	Std. Error	Beta			
(Constante)	11,532	,088			131,51	,000
Composante 1 - "rural/urbain"	-,128	,088	-,040		-1,455	,146
Composante 2 - "quantité de capitaux"	1,428	,088	,452		16,285	,000
Composante 3 - "rural profond et rural en voie d'urbanisation"	-,286	,088	-,091		-3,258	,001
Composante 4 - "fonction publique"	-,683	,088	-,216		-7,787	,000

Le modèle 2, dont les résultats figurent dans le tableau 8, « explique » 26 % de la variance – soit une performance presque aussi élevée que si on prenait les 42 CSP. On peut donc considérer les composantes retenues comme un bon résumé de l'information initiale.

De plus, cette régression nous permet d'en apprendre beaucoup sur le vote en faveur de Le Pen. En premier lieu, le candidat du FN obtient des scores d'autant plus élevés que la commune considérée accueille des populations peu dotées en capitaux (scolaire ou économique). Cette dimension est, de manière nette, la plus déterminante. Une position basse dans la hiérarchie sociale semble ainsi une cause importante du vote en faveur de J.-M. Le Pen. Cela confirme ce que de nombreux travaux ont déjà montré. Toutefois, ce n'est pas là la seule logique du vote en faveur du Front national. En effet, celui-ci est le fait, pour l'essentiel, de salariés du secteur privé ou d'inactifs. Le fait d'appartenir au secteur public semble en quelque sorte détourner du vote frontiste. L'importance politique du clivage entre « gens du public » et « gens du privé » avait d'ailleurs déjà été relevée par François de Singly et Claude Thélot¹⁷¹. Enfin, à un moindre degré,

¹⁷¹ F. DE SINGLY, C. THÉLOT, *Gens du privé, gens du public. La grande différence*, Paris, Dunod, 1988.

le caractère plus ou moins urbain du territoire joue un rôle : en effet, comme le montrent les composantes 1 et 3, M. Le Pen obtient de meilleurs résultats dans les territoires ruraux en voie d'urbanisation. On peut faire l'hypothèse, sans pouvoir davantage l'étayer ici, que des conflits d'usage liés à ces transformations des territoires sont à l'origine de tensions sociales favorisant le vote en faveur du Front national. Ainsi, le score réalisé par le Front national dans une commune en 2007 est d'autant plus élevé qu'elle compte de nombreux salariés du privé, plutôt peu dotés en capitaux (ouvriers, employés), et que cette commune est située en périphérie des grands pôles urbains.

Les électeurs de J.-M. Le Pen sont-ils similaires à ceux de N. Sarkozy ?

Il convient maintenant de rechercher si ce profil social de l'électorat de J.-M. Le Pen le 22 avril 2007 est comparable avec celui de N. Sarkozy lors du premier tour de l'élection présidentielle. On a procédé comme précédemment, en effectuant une régression linéaire multiple d'abord sur les CSP en huit postes, puis sur les quatre premières composantes déjà présentées, en prenant comme variable expliquée le vote en faveur de N. Sarkozy le 22 avril 2007.

Tableau 9. Régression linéaire multiple, modèle 1.
Variable dépendante : vote en faveur de N. Sarkozy au premier tour
de l'élection présidentielle de 2007.

Modèle 1	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Sig.
	B	Std. Error	Beta		
(Constante)	7,782	2,499		3,115	,002
artisans	,452	,041	,403	11,116	,000
cadres	,437	,037	,432	11,840	,000
prof. intermédiaires	,117	,033	,129	3,561	,000
employés	,300	,029	,361	10,243	,000
ouvriers	,044	,035	,054	1,282	,200

Le tableau 9 présente les résultats de la régression linéaire multiple menée sur la CSP en huit positions (avec la CSP agriculteurs utilisée comme référence). Le modèle est relativement bon, meilleur en tout cas que celui concernant le vote Le Pen ($R^2 = 0,26$). Il indique que les cadres et professions intellectuelles supérieures sont, avec les artisans, commerçants et chefs d'entreprise, la CSP dont le soutien électoral à N. Sarkozy est le plus affirmé ; les agriculteurs, les ouvriers et les professions intermédiaires manifesteraient en revanche un soutien moins marqué au candidat de l'UMP. Ce constat permet de relativiser la thèse d'un vote populaire en faveur de Nicolas Sarkozy : un tel vote existe probablement, mais les catégories socioprofessionnelles les plus favorisées demeurent nettement, en PACA, les plus favorables à la droite gouvernementale.

Tableau 10. Régression linéaire multiple, modèle 2.
Variable dépendante : vote en faveur de N. Sarkozy au premier tour
de l'élection présidentielle de 2007.

	Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés		Sig.
	B	Std. Error	Beta	t	
(Constante)	30,042	,152		197,4	,000
Composante 1 - "rural/urbain"	2,001	,152	,326	13,152	,000
Composante 2 - "quantité de capitaux"	-2,675	,152	-,436	-17,6	,000
Composante 3 - "rural profond et rural en voie d'urbanisation"	-1,059	,152	-,173	-6,958	,000
Composante 4 - "fonction publique"	-,974	,152	-,159	-6,398	,000
Composante 5 - "indépendants"	1,496	,152	,244	9,830	,000

L'utilisation des composantes tirées des CSP en 42 postes permet d'affiner ce constat pour l'heure quelque peu grossier. Les résultats en sont présentés dans le tableau 10. En premier lieu, la capacité explicative du modèle est nettement supérieure ($R^2 = 0,41$). En second lieu, les logiques sociales révélées par la l'analyse de régression se révèlent des plus intéressantes. Tout d'abord, la position dans le monde social en terme de possession de capitaux joue fortement : en région PACA, plus on est doté en capitaux, plus on est enclin à voter en faveur de Nicolas Sarkozy. Ensuite, le clivage rural/urbain joue ici fortement : en région PACA, les urbains ont nettement plus voté Sarkozy que les ruraux. Néanmoins, au sein des territoires ruraux, ce sont davantage ceux qui sont en voie d'urbanisation qui ont été propices à l'actuel Président de la République. Enfin, une troisième logique est à l'œuvre : ce sont plutôt les salariés du privé et les professions indépendantes qui se sont exprimées en faveur du candidat de l'UMP.

On peut alors mesurer ce qu'il y a de commun et ce qui diffère dans les logiques sociales des votes Le Pen et Sarkozy en 2007. D'un côté, les deux candidats obtiennent un soutien important auprès des électeurs travaillant dans le secteur privé, notamment l'encadrement (moyen et supérieur) administratif et commercial des entreprises. D'un autre côté, le candidat frontiste recueille le vote de catégories sociales populaires (chauffeurs, ouvriers non qualifiés de l'industrie ou agricoles, contremaîtres, artisans, ouvriers à la retraite, personnes inactives) que l'ancien maire de Neuilly-sur-Seine ne parvient pas à mobiliser significativement en sa faveur en région PACA. La ressemblance entre les deux agrégats électoraux est donc partielle, mais pas totale : le candidat Sarkozy, s'il a bien réussi à obtenir les soutiens d'une partie des électeurs ayant autrefois voté en faveur de J.-M. Le Pen, demeure un représentant de la droite « classique » (c'est-à-dire gouvernementale), porté par des couches sociales plutôt favorisées et liées au secteur privé ou indépendantes. Jean-Marie Le Pen, en revanche, se distingue assez nettement de la droite de gouvernement par sa capacité à obtenir le vote de couches populaires liées au secteur privé et, simultanément, celui de groupes dont les caractéristiques sociales se rapprochent de celles des électeurs de N. Sarkozy. Tout se passe donc comme si le « phénomène Sarkozy » reposait sur la capacité de ce dernier à faire revenir à lui ceux des électeurs dont la position sociale les prédispose à voter en faveur de la droite de gouvernement, mais qui avaient pour nombre d'entre eux voté en faveur du candidat frontiste par le passé¹⁷².

L'étude que nous avons menée sur la base de données agrégées relatives à la région PACA permet ainsi d'y voir plus clair sur la question des liens entre vote Le Pen et vote Sarkozy. On peut désormais affirmer, avec un degré de vraisemblance assez élevé, que le candidat Sarkozy a su rallier sur son nom, au premier tour et, plus encore, au second tour de l'élection présidentielle de 2007,

¹⁷² Nous avons vérifié au moyen d'une analyse de régression multiple que le profil social de l'électorat Le Pen lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2002 était en tout point comparable à celui de 2007. Seule la taille de ces agrégats électoraux a substantiellement diminué...

une large partie de l'agrégat électoral que Jean-Marie Le Pen avait réussi à constituer le 21 avril 2002 et qui était alors le premier agrégat électoral régional. Néanmoins, ce succès de N. Sarkozy repose pour l'essentiel sur sa capacité à rassembler l'ensemble des groupes sociaux traditionnellement acquis à la droite de gouvernement, que l'on considère les choses sous l'angle politique ou sous l'angle social. En effet, Jean-Marie Le Pen est parvenu à conserver une partie de ses soutiens électoraux, dont les caractéristiques sociologiques diffèrent assez sensiblement de celles de l'agrégat électoral rassemblé par N. Sarkozy. Il convient donc de réfuter le mythe véhiculé par certains d'un « vote populaire » en faveur de N. Sarkozy, en tout cas en région PACA. Les soubassements sociologiques des clivages politiques semblent au contraire bien résister, pour peu que l'on utilise les outils adéquats pour les mesurer.

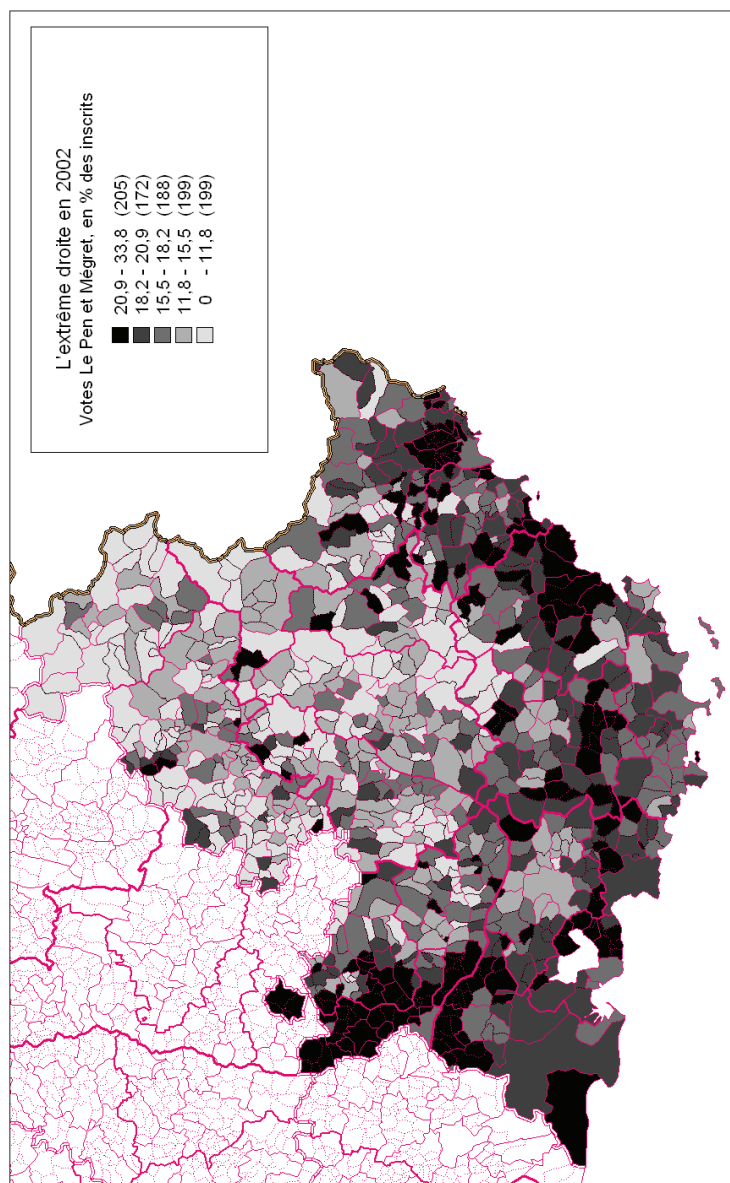
C'est là en effet un des enseignements méthodologiques de cette étude : l'utilisation de données agrégées et de méthodes statistiques adéquates permet de reconstituer des logiques sociales de vote fines et très significatives. En particulier, cela permettrait de tester un certain nombre de théories formulées ces dernières années en sociologie électorale qui n'ont jusqu'à présent été testées que sur des données issues de sondage.

Enfin, soulignons une limite majeure de notre travail : nous ne prenons pas en compte les variables contextuelles¹⁷³. Le lecteur voudra bien nous en excuser, compte tenu des limites physiques que revêt nécessairement un texte comme celui-ci. Néanmoins, continuer les investigations dans cette direction apparaît essentiel pour mieux comprendre les ressorts du vote en région PACA. On a pu par exemple montrer ailleurs que le caractère urbain, rural ou périurbain d'une commune exerce une influence nette sur le vote en faveur de N. Sarkozy ou J.-M. Le Pen¹⁷⁴.

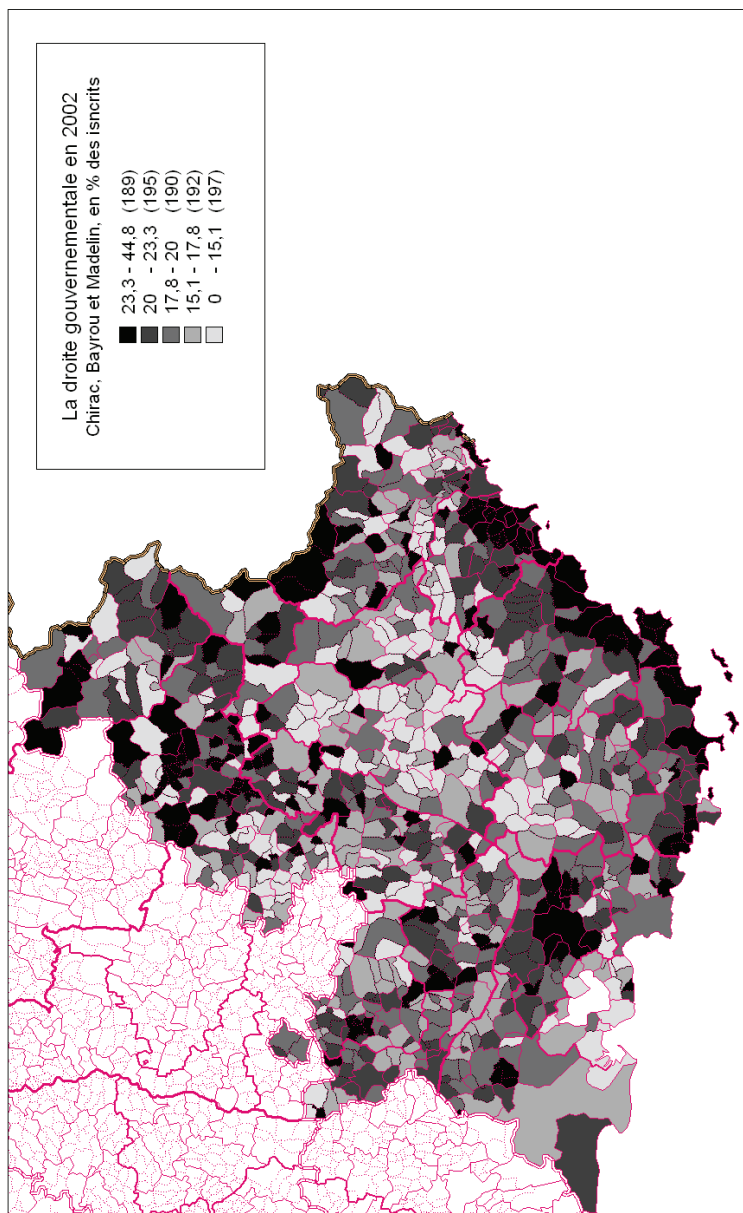
¹⁷³ Même si, à proprement parler, toutes les variables que nous avons maniées dans ce texte sont « contextuelles », dans le sens où elles se rapportent à des territoires et non directement à des individus.

¹⁷⁴ Cf. dans ce livre la contribution de J. Gombin et P. Mayance.

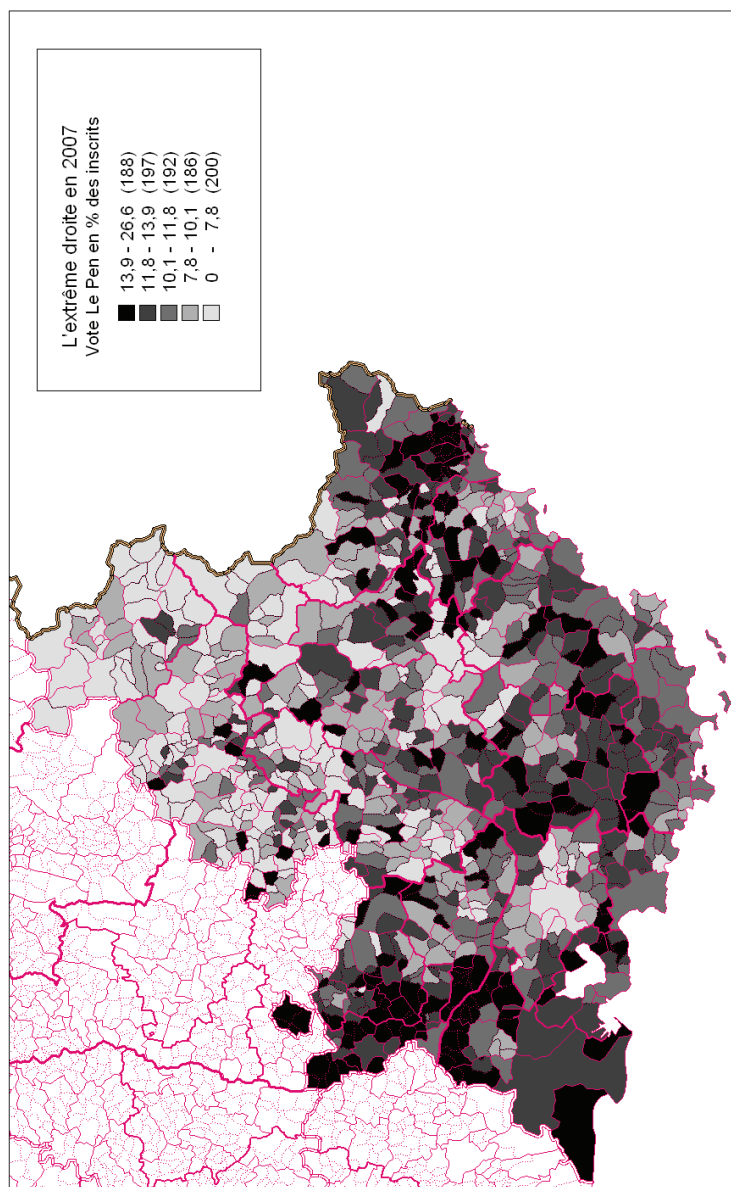
Carte 1. Les votes pour l'extrême droite lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2002, en PACA.



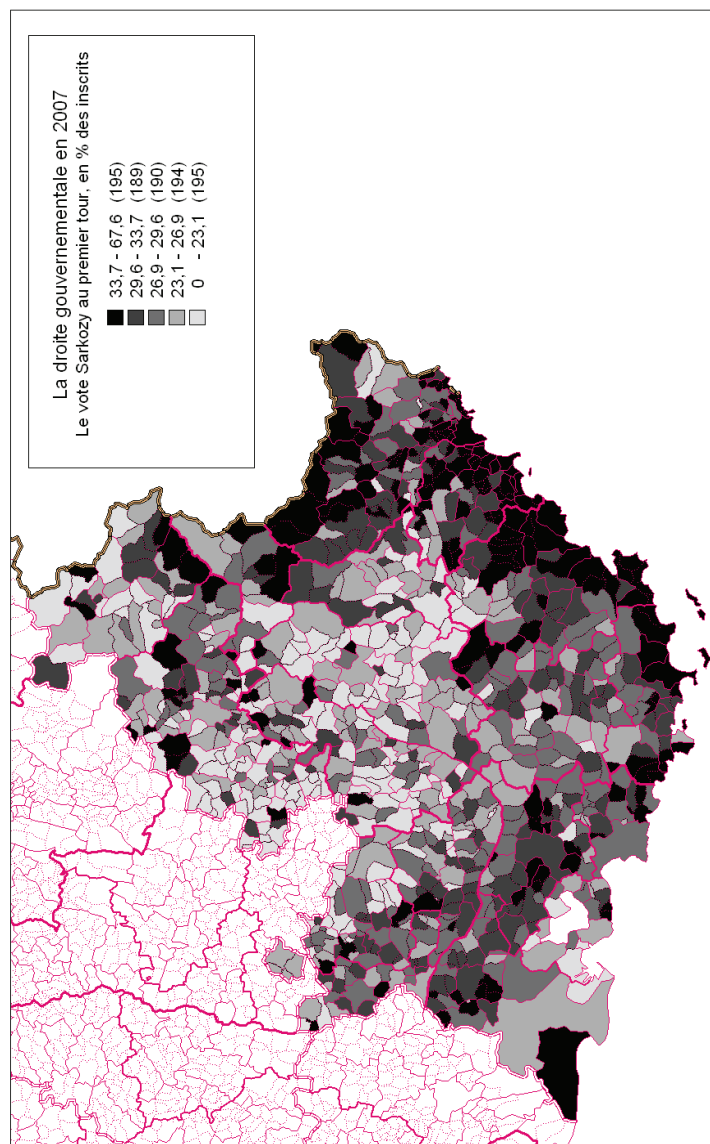
Carte 2. Les votes pour la droite gouvernementale lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2002, en PACA.



Carte 3. Les votes pour l'extrême droite lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2007, en PACA.



Carte 4. Les votes pour la droite gouvernementale lors du premier tour de l'élection présidentielle de 2007, en PACA



ANNEXES

Cartographie

On notera que le découpage des variables est propre à chaque carte réalisée (il s'agit de cartes choroplèthes). Il existe de multiples méthodes pour discrétiser (découper des classes au sein d') une variable cartographiée. La réalité donnée à voir sera chaque fois sensiblement différente ; cela constitue ainsi un enjeu épistémologique important. Dans le cadre de cette étude, on a utilisé la méthode dite des « effectifs égaux » (chaque classe compte approximativement le même nombre d'observations, nombre par ailleurs indiqué entre parenthèses dans les légendes). Dès lors, les cartes ne sont comparables entre elles que du point de vue des structures, et non des niveaux. Ce choix a été fait précisément par souci de mettre en évidence les structures géographiques caractérisant les différents conglomerats électoraux. Au demeurant, la vérification a été faite que l'impact de la méthode de discrétisation et du nombre de classes retenus n'était pas très important dans le cas d'espèce.

Coefficients de corrélation et significativité

Le coefficient de corrélation linéaire (noté r) est un outil statistique permettant de mesurer l'intensité de la liaison linéaire existant entre deux variables. Il varie entre -1 et 1. Son signe indique le sens de la liaison, tandis que plus sa valeur absolue est élevée, plus la liaison est intense. À l'inverse, un coefficient de corrélation égal à 0 indique l'absence de toute liaison linéaire entre deux variables.

Sauf indication contraire, tous les coefficients de corrélation linéaires calculés dans le cadre de cette étude l'ont été sans en prenant la commune comme individu statistique ($N = 963$) et sans pondération : il s'agit en effet de raisonner en termes territoriaux.

Dans le cadre de cette étude, nous utilisons le *star system*, consistant à indiquer le seuil de significativité des coefficients de corrélation linéaire. Une étoile signifie que la corrélation est

significative au niveau 0,05 (en général retenu en sciences sociales), deux étoiles au niveau 0,01. Dire qu'une corrélation est significative à 0,05 signifie qu'en rejetant l'hypothèse selon laquelle le coefficient de corrélation observée ne diffère de 0 que par le fait du hasard (dite hypothèse nulle), on a moins de 5 % de chance de se tromper. Les puristes rajouteront deux éléments. D'une part, ce test n'est pas symétrique, c'est-à-dire que si la significativité est inférieure au seuil fixé, 5 % par exemple, on n'accepte pas pour autant l'hypothèse nulle (on ne peut dire en toute rigueur qu'il n'y a pas de corrélation). D'autre part, la logique des tests de significativité ne prend réellement son sens que dans le cadre d'un travail portant sur un échantillon, et non sur une population entière. Néanmoins, même dans ce cas, certains auteurs utilisent les tests de significativité, afin d'avoir une idée (certes grossière) de l'attention à accorder à une corrélation. C'est le choix que nous avons fait.

La régression linéaire multiple

La régression linéaire multiple est une méthode statistique servant à étudier l'influence de plusieurs variables « explicatives » (continues) sur une variable « expliquée » (elle aussi continue). Comme la régression linéaire simple et le coefficient de corrélation linéaire, cette méthode repose sur le postulat d'une relation linéaire.

Dans le cas qui nous occupe dans cet article, un problème crucial de mise en œuvre de la régression linéaire multiple concerne la pondération. L'alternative est soit de ne pas pondérer les communes, soit de les pondérer par le nombre d'inscrits de chaque commune. Dans le premier cas, on insiste davantage sur les territoires, quelle que soit leur importance démographique. Dans le second cas, on cherche à approcher la réalité démographique au mieux. Chacune des solutions présente des inconvénients. Dans le premier cas, on survalorise les petites communes rurales, et donc aussi le clivage urbain-rural. Dans le second cas, les plus grandes villes risquent d'« écraser » la régression : la variance expliquée par la régression est très élevée,

dès lors que le modèle estimé prend bien en compte les quelques grandes villes (Marseille, Nice, Toulon...).

On a choisi d'emprunter une voie médiane, en définissant une pondération *ad hoc* qui, sans ignorer l'inégalité démographique entre les communes, lui donne moins d'importance dans la régression qu'elle n'en a en réalité. Pour ce faire, nous avons pondéré chaque commune par la racine carrée de son nombre d'inscrits en 2007. Les coefficients de pondération retenus varient ainsi dans un rapport de 1 à 118. Partant, la part de la variance expliquée est moindre que dans un modèle pondéré par le poids démographique réel. Comme toute voie médiane, celle-ci s'expose sans doute à des critiques sur ses deux flans. Il nous a pourtant semblé qu'il s'agissait de la solution la plus honnête, celle qui ne distord pas excessivement les données.

Au demeurant, une comparaison des résultats des régressions, menées avec les trois possibilités de pondération, fait apparaître que, si les coefficients estimés sont différents, l'ordre dans lequel interviennent les différentes variables change peu.

Un autre problème auquel nous avons été confronté est celui connu des statisticiens sous le nom de multicollinéarité. En effet, la proportion (en pour-cent) de chacune des 42 CSP dans la population active a été codée en 42 variables. Mais, la somme de ces 42 variables étant nécessairement égale à 100, on comprend aisément que les variables ne sont pas statistiquement indépendantes entre elles. Cette situation rend l'estimation des paramètres relativement instable sur un plan statistique, et confine parfois à l'absurde sur le plan sociologique (en effet, on voit clairement que la condition « toutes choses égales par ailleurs » sous-jacente à la régression linéaire multiple n'est sociologiquement jamais réalisée et n'a pas de sens). Afin de pallier ce problème, on a décidé de réaliser une analyse en composantes principales (ACP) sur les 42 CSP. Cette procédure permet de dégager les principales dimensions qui structurent l'espace des CSP. Par construction, ces dimensions sont indépendantes entre elles (coefficient de corrélation nul) – ce qui évite ainsi tout problème de multicollinéarité. De la sorte, on peut mener une régression multiple sur un faible nombre de variables et avec une grande stabilité. De fait, le R^2 est quasiment aussi élevé – ce qui

signifie qu'on ne perd quasiment pas d'information utile dans cette opération.

On figure ci-dessous, pour cinq premières composantes, les coefficients de corrélation avec les CSP supérieurs à 0,20. Cela permet d'interpréter les composantes.

Tableau 11

Composante 1	
anciens agriculteurs exploitants	-0,54
agriculteurs sur grande exploitation	-0,44
ouvriers agricoles	-0,38
agriculteurs sur moyenne exploitation	-0,36
agriculteurs sur petite exploitation	-0,34
anciens ouvriers	-0,28
chefs d'entreprise >10 salariés	0,25
cadres de la fonction publique	0,30
techniciens	0,37
professeurs, prof. scientifiques	0,44
professions libérales	0,45
employés admin. d'entreprises	0,47
élèves, étudiants	0,57
ing. et cadres techn. d'entrepr.	0,61
cadres admin. et commerc. d'entrepr.	0,62
prof. interm. adm. et com. entreprise	0,64

La première composante oppose des territoires ruraux et agricoles à d'autres territoires davantage urbains et caractérisés par une population active au capital scolaire important. En bref, il s'agit ici du clivage urbain/rural.

La deuxième composante est davantage liée à la hiérarchie sociale et à la dotation en capitaux. Elle est très liée au niveau d'éducation (capital scolaire), ainsi qu'à la présence sur le territoire communal de résidences secondaires. Cette composante opposerait ainsi des territoires attractifs, notamment pour les retraités, à forte qualité de vie, à des territoires moins attractifs

mais davantage caractérisés par l'activité industrielle. Si on cartographie cette dimension, on constate qu'elle est faiblement spatialisée, ou plus précisément qu'elle est spatialisée à un niveau plus fin que les autres dimensions considérées.

Tableau 12

Composante 2	
anciens cadres	-0,60
anciens artisans, commerçants, chefs d'entreprises	-0,44
anciennes professions intermédiaires	-0,42
professions libérales	-0,41
commerçants et assimilés	-0,36
anciens employés	-0,29
prof. information, arts et spectacle	-0,23
pers. services directs particuliers	-0,21
artisans	-0,21
employés de commerce	0,23
employés admin. d'entreprises	0,25
anciens ouvriers	0,26
ouvr. non-qualif. de type artisanal	0,29
techniciens	0,29
élèves, étudiants	0,31
autres inactifs de moins de 60 ans	0,34
contremaîtres, agents de maîtrise	0,34
ouvr. qualif manut., mag et transport	0,36
chômeurs n'ayant jamais travaillé	0,38
chauffeurs	0,41
ouvr. non-qualif. de type industriel	0,54
ouvr. qualifiés de type industriel	0,59

La troisième composante est sans doute la plus difficile à interpréter. Comme la première composante, les agriculteurs pèsent fortement sur cette composante. Mais, à l'inverse de la composante concernant le clivage rural/urbain, cette troisième composante oppose en réalité les territoires au sein même des

espaces ruraux, entre ceux dans lesquels la fonction agricole est toujours importante, et ceux qui sont davantage liés aux secteurs secondaires et tertiaires de l'économie, davantage périurbanisés ou rurbanisés. Ainsi, le nombre de voitures par ménage est fortement corrélé à cette dimension¹⁷⁵, de même que le statut de propriétaire ou locataire de sa résidence principale. Cette composante est ainsi celle du rural « profond » par opposition au rural « en voie d'urbanisation ».

Tableau 13

Composante 3	
anciens employés	-0,56
autres inactifs de 60 ans ou plus	-0,49
ouvr. qualifiés de type artisanal	-0,32
anciens ouvriers	-0,32
chômeurs n'ayant jamais travaillé	-0,32
policiers et militaires	-0,31
employés de commerce	-0,23
anciens artisans, commerc., chefs d'entreprises	-0,23
ouvr. non-qualif. de type artisanal	-0,21
cadres admin. et commerc. d'entrepr.	0,21
instituteurs et assimilés	0,24
ing. et cadres techn. d'entrepr.	0,25
ouvriers agricoles	0,32
agriculteurs sur moyenne exploitation	0,34
agriculteurs sur petite exploitation	0,35
agriculteurs sur grande exploitation	0,47
anciens agriculteurs exploitants	0,57

¹⁷⁵ On sait que le fait de posséder deux voitures ou plus par ménage est très caractéristique des zones périurbaines. Cf. Thomas LE JEANNIC, « Radiographie d'un fait de société : la périurbanisation », *INSEE Première*, n° 535, juin 1997.

La quatrième composante concerne l'implantation des agents de la fonction publique (ou assimilés), à quelque niveau que ce soit, et militaires et policiers compris.

Tableau 14

Composante 4	
autres inactifs de moins de 60 ans	-0,30
ouv. non-qualif. de type industriel	-0,28
anciens cadres	-0,26
anciens ouvriers	-0,25
autres inactifs de 60 ans ou plus	-0,21
militaires du contingent	0,31
cadres de la fonction publique	0,33
policiers et militaires	0,35
prof. interm. santé et travail social	0,35
instituteurs et assimilés	0,45
prof. interm. adm. fonction publique	0,46
employés civils de la fonction publique.	0,49

Enfin, la cinquième composante correspond aux professions indépendantes. La présence des instituteurs et des employés de commerce s'explique sans doute par le fait que ces catégories représentent une part importante de la population dans les mêmes communes que les indépendants, notamment les communes les plus rurales.

Tableau 15

Composante 5	
anciens ouvriers	-0,24
professeurs, prof. scientifiques	-0,23
anciens employés	-0,23
employés civils de la fonction publique.	-0,23
anciennes professions intermédiaires	-0,22
autres inactifs de 60 ans ou plus	-0,22
ouvr. qualifiés de type artisanal	0,21
anciens artisans, commerçants, chefs d'entreprises	0,23
instituteurs et assimilés	0,27
ouvr. qualif manut., mag et transport	0,39
employés de commerce	0,42
commerçants et assimilés	0,46
pers. services directs particuliers	0,63

Tableau 16. Les composantes de la droite gouvernementale en 2002

		Corrélations				
		Lepage	Bayrou	Chirac	Boutin	Madelin
Lepage	Coefficient de corrélation	1				
Bayrou	Coefficient de corrélation	,049	1			
	Sig. (2-tailed)	,131				
Chirac	Coefficient de corrélation	,024	,211**	1		
	Sig. (2-tailed)	,458	,000			
Boutin	Coefficient de corrélation	-,002	,068*	,089**	1	
	Sig. (2-tailed)	,960	,034	,006		
Madelin	Coefficient de corrélation	,130**	,274**	,260**	,025	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	,437	

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Tableau 17. Droite et extrême droite en 2007

		Corrélations				
		Bayrou	De Villiers	Le Pen	Sarkozy 1er tour	Sarkozy 2ème tour
Bayrou	Coefficient de corrélation	1				
De Villiers	Coefficient de corrélation	-,009	1			
	Sig. (2-tailed)	,771				
Le Pen	Coefficient de corrélation	-,310**	,078*	1		
	Sig. (2-tailed)	,000	,015			
Sarkozy 1er tour	Coefficient de corrélation	-,160**	-,074*	,075*	1	
	Sig. (2-tailed)	,000	,023	,020		
Sarkozy 2ème tour	Coefficient de corrélation	-,080*	,142**	,323**	,858**	1
	Sig. (2-tailed)	,013	,000	,000	,000	

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

BIBLIOGRAPHIE

BADARIOTTI Dominique, « De la comparaison des cartes électorales », *Cybergeo*, « Cartographie, Imagerie, S.I.G. », article 267, mis en ligne le 5 avril 2004, modifié le 29 juin 2007. U.R.L. : <http://www.cybergeo.eu/index3670.html>. Consulté le 01 août 2007

BOUDON Raymond, « Propriétés individuelles et propriétés collectives : un problème d'analyse écologique », *Revue française de sociologie*, vol. 4, n° 3, juillet-septembre 1963, p. 275-299

BUSSI Michel, BADARIOTTI Dominique, *Pour une nouvelle géographie du politique. Territoire – Démocratie – Elections*, Paris, Anthropos, 2004

BUSSI Michel, FOURQUET Jérôme, « Election présidentielle 2007. Neuf cartes pour comprendre », *Revue française de science politique*, vol. 57, n° 3-4, juin-août 2007, p. 411-428

COLANGE Céline, « Présidentielle 2007 second tour : Nouvelle géographie des votes et réalignement partisan », *Cybergeo*, Elections présidentielles 2007 en France, mis en ligne le 15 mai 2007, modifié le 15 mai 2007. U.R.L. : <http://www.cybergeo.eu/index6022.html>. Consulté le 31 juillet 2007

DE SINGLY François, THÉLOT Claude, *Gens du privé, gens du public. La grande différence*, Paris, Dunod, 1988.

FAVRE Pierre, « La mort de l'électeur », *Revue française de science politique*, vol. 26, n° 5, 1976, p. 865-898

GAXIE Daniel, « Des penchants vers les ultra-droites », in COLLOVALD Annie & GAÏTI Brigitte, (dir.), *La démocratie aux extrêmes. Sur la radicalisation politique*, Paris, La Dispute (coll. Pratiques politiques), 2006

GOMBIN, Joël, *Le vote pour le Front national dans le Vaucluse et les Bouches-du-Rhône*, Aix-en-Provence, mémoire de master 2 « Politique comparée », 2005

- HOWELL David C., *Méthodes statistiques en sciences humaines*, Bruxelles, De Boeck, 1998
- MAYER Nonna, « Comment Nicolas Sarkozy a rétréci l'électorat Le Pen », *Revue française de science politique*, vol. 57, n°3-4, juin-août 2007, p. 429-445.
- MAYER Nonna, « Les votes Le Pen du 21 avril 2002 au 22 avril 2007 », *Rapport sur le PEF 2007*, CEVIPOF, 2007
- PASSERON Jean-Claude, « Ce que dit un tableau et ce qu'on en dit », in *Le raisonnement sociologique. Un espace non poppérien de l'argumentation*, Paris, Albin Michel, 2006 (1^{ère} édition : Nathan, 1991).
- ROBINSON William S., « Ecological correlations and the behavior of individuals », *American Sociological Review*, vol. 15, n° 3, juin 1950, p. 351-357
- ROUANET Henry, LEBARON Frédéric, « La preuve statistique : examen critique de la régression », intervention au séminaire « Qu'est-ce que faire preuve ? » du CURAPP, 5 mai 2006, disponible en ligne : <http://www.math-info.univ-paris5.fr/~rouanet/ActivRecent/Adreg12.pdf>, consulté le 9 août 2007
- STRUDEL Sylvie, avec la collaboration de LE HAY Viviane, « Nicolas Sarkozy : « Rupture tranquille ou syncrétisme tourmenté ? », *Rapport sur le PEF 2007*, Paris, CEVIPOF, 2007. Disponible en ligne : http://www.cevipof.msh-paris.fr/PEF/2007/V1/rapports/NicolasSarkozy_RuptureOuSyncrétisme_SS-VLH.pdf.
- TRAÏNI Christophe, « L'épicentre d'un 'séisme électoral'. Le vote Front National en région PACA », in *idem*, (dir.), *Vote en PACA. Les élections 2002 en Provence-Alpes-Côte d'Azur*, Paris, Karthala, 2004
- VAUDOIT, Hervé, « En PACA, les voix F.N. diluées dans le vote utile UMP », 24 avril 2007, *Libération*

ABSTENTION ET VOTE FRONT NATIONAL EN PACA : APPROCHES SOCIODEMOGRAPHIQUE ET POLITIQUE DE DEUX FAITS ELECTORAUX DURABLES¹⁷⁶

Christèle Marchand-Lagier

Université de Picardie Jules Verne, CURAPP, UMR 6054, CNRS
et Université d'Avignon

Les résultats des élections présidentielles de 2007 marquent un reflux dans un mouvement continu de croissance des taux d'abstention sur l'ensemble des scrutins depuis le début des années 1980¹⁷⁷. De la même manière, « avec 10,4 % des suffrages exprimés et un million de suffrages en moins que le 21 avril 2002, Jean-Marie Le Pen fait son plus mauvais score à un scrutin présidentiel, si l'on excepte celui de 1974, antérieur à sa percée électorale ». ¹⁷⁸ Les taux d'abstention et de vote en faveur du Front National accusent un net ralentissement. Ce dernier est d'autant plus surprenant que ces deux préférences électorales ont su mobiliser depuis maintenant plus de vingt ans, de manière alternative¹⁷⁹ mais néanmoins régulière, différentes portions de l'électorat.

¹⁷⁶ Je tiens à remercier vivement Diane Delacourt, Joël Gombin et Patrick Lehingue pour leur aide précieuse dans l'exploitation des données sur lesquelles repose cet article.

¹⁷⁷ Françoise SUBILEAU, « L'abstention : participation, représentativité et légitimité », *Regards sur l'actualité*, La documentation française, n° 287, janvier 2003, p. 6.

¹⁷⁸ Nonna MAYER, « Comment Nicolas Sarkozy a rétréci l'électorat Le Pen », *Revue française de science politique*, vol. 57, n° 3-4, juin-août 2007, p. 429.

¹⁷⁹ Si on tient compte de l'intermittence en ce qui concerne l'abstention et si on garde à l'esprit que, dans le cas du parti FN, « la proportion des électeurs qui lui sont systématiquement restés fidèles n'excède pas 2% du corps électoral inscrit »,

Abstentionnisme devenu structurel plus que conjoncturel, abstentionnisme des plus démunis et/ou abstentionnisme citoyen, abstentionnisme constant ou intermittent¹⁸⁰..., les analyses se multiplient pour tenter de comprendre un phénomène d'autant plus difficile à saisir qu'il est le fait de ceux qui choisissent de ne pas prendre part au processus électoral. Une part significative de ceux-ci ne s'exprime pas en d'autres circonstances (sondages d'opinion par exemple) car ils sont souvent ceux que l'on n'interroge pas. Lorsqu'on les interroge, ils ne se sentent pas nécessairement légitimés à donner leur avis. Lorsqu'ils donnent leur avis, ils peuvent dissimuler, sans réelle intention de le faire, des « non-choix » qu'ils ont oubliés dans la mesure où ces derniers n'ont pour eux guère plus de sens que celui qu'ils leur donnent au moment où ils répondent¹⁸¹. Les facteurs avancés pour tenter d'expliquer l'abstention reposent en effet souvent sur les seules déclarations largement influencées par « *la logique de conformité sociale* »¹⁸² poussant à déclarer qu'on vote plutôt qu'on ne vote pas. Cette abstention se calcule par ailleurs souvent à partir des seuls électeurs inscrits alors qu'il conviendrait de ne pas négliger la part significative des mal-inscrits¹⁸³, notamment dans les catégories de la population aux prises avec les plus grandes difficultés sociales. Ces éléments (« choix » ou non « choix » aux multiples interprétations, difficile mesure, autocensure des répondants, stigmatisation civique et sociale...) sont également caractéristiques des difficultés rencontrées lorsqu'on cherche à analyser le vote en faveur du Front national.

Nous nous proposons dans cet article d'observer concrètement, c'est-à-dire sur un territoire défini – la région PACA – et sur un

cf. Patrick LEHINGUE, « L'objectivation statistique des électorats : Que savons-nous des électeurs du Front national ? », in Jacques LAGROYE (dir.), *La politisation*, Paris, Belin, Collection Socio-histoire, 2003, p. 247-278.

¹⁸⁰ François HERAN, « Les intermittences du vote. Un bilan de la participation de 1995 à 1997 », *Insee première*, n° 546, septembre 1997.

¹⁸¹ Nous faisons référence ici à notre expérience d'entretiens politiques et notamment à l'enquête en cours conduite sous la direction scientifique de Patrick LEHINGUE, « Espaces de vie, encastrement social et biographique des comportements politiques », CURAPP, Université de Picardie-Jules Verne.

¹⁸² Daniel GAXIE, *Le Cens caché. Inégalités culturelles et ségrégation politique*, Paris, Seuil, 1978, p. 226.

¹⁸³ Pour une définition de la « malinscription », cf. Céline BRACONNIER, Jean-Yves DORMAGEN, *La démocratie de l'abstention*, Paris, Gallimard, 2007, p. 50.

nombre resserré de cas et de variables, de quelle manière se distribuent l'abstention et les votes en faveur du FN. Par l'analyse conjointe de données électorales brutes agrégées sur plusieurs tours de scrutins et de variables socio-démographiques INSEE sur l'ensemble de la région PACA, nous avons en projet de comparer l'évolution du taux d'abstention et la variation du vote en faveur du FN.

Pour les variables électorales, nous avons retenu les scrutins européens de 1999 et 2004 et les scrutins présidentiels de 1995, 2002 et 2007. Pour faciliter l'analyse comparative des différents scrutins, nous avons fait le choix des seules élections nationales (offre électorale identique sur tout le territoire¹⁸⁴). Par ailleurs la période 1995-2007 a été privilégiée en ce qu'elle inclut le dernier recensement de la population (données sociales) et offre matière à comparaison pour deux élections européennes et trois élections présidentielles (l'élection de 2007 étant un peu atypique du point de vue des deux variables qui nous intéressent). Nous n'avons volontairement pas retenu les élections régionales car nous souhaitons conserver les seules élections européennes et présidentielles dont les écarts sont déjà suffisamment significatifs en termes d'abstention électorale, les premières étant parmi les élections les moins mobilisatrices, les secondes parmi les plus mobilisatrices. Les résultats électoraux sont ceux officiellement publiés par le ministère de l'intérieur.

Pour les variables sociales, nous avons retenu le classement de la population par tranches d'âge, statut matrimonial, niveau de diplôme, type de résidence, statut d'occupation et catégories socio-professionnelles. Nous avons pour cela utilisé les variables recensées dans différents tableaux « analyses » du recensement 1999¹⁸⁵, diffusés par le centre Maurice Halbwachs (www.cmh.ens.fr).

- tableau POP3 « Population de 15 ans ou plus par sexe, âge et état matrimonial »

¹⁸⁴ Nous tirons leçon ici des analyses faites par Frédéric BON et Jean-Paul CHEYLAN, *La France qui vote*, Paris, Hachette, 1988, p. 34-35.

¹⁸⁵ Nous sommes consciente que les données INSEE, datant du recensement 1999, posent un certain nombre de problèmes du fait de leur vieillissement. Aucune autre donnée de recensement n'étant disponible à ce jour, la prise en compte des scrutins présidentiel de 1995 et européen de 1999 nous paraissait, de ce point de vue, d'autant plus significative.

- tableau PRINC2 « Caractéristiques des résidences principales selon le nombre de pièces » pour lequel nous avons retenu l'ensemble des résidences principales en PACA et parmi celles-ci le pourcentage de maisons individuelles, de logement en immeuble collectifs, de logements de personnes âgées, d'autres logements mais également le pourcentage de propriétaires, locataires et logés gratuitement. L'objectif étant ici de saisir un des facteurs de précarité.
- tableau LOG1 « logement par catégorie et selon l'époque d'achèvement » dans lequel nous avons retenu le pourcentage de résidences principales, secondaires, logements occasionnels et vacants.
- tableau POP4 « Population âgée de 15 ans et plus par sexe, âge, activité et catégorie socioprofessionnelle », dans lequel nous avons retenu le classement en catégories socioprofessionnelles en 42 positions.
- tableau FOR2 « Population de 15 ans ou plus par sexe et âge selon le diplôme ».

L'unité de base retenue est la commune, soit 955 pour la PACA, compte tenu de la fusion¹⁸⁶ nécessaire des données. Pour unifier l'ensemble, nous avons été amenée à supprimer certaines petites communes du fait de la moindre qualité de certains fichiers électoraux. Un des objectifs de cette fusion est de parvenir à réencastrer l'ordre électoral dans l'ordre social¹⁸⁷ en tenant compte de l'évolution économique et sociale des espaces de vie vécus, envisagés notamment sous l'angle de la résidence des individus.

¹⁸⁶ Cette opération nécessite un certain nombre d'aménagements, pour exemple, en ce qui concerne la fusion des données INSEE et électoraux pour la ville de Marseille, les fichiers INSEE présentent le découpage de la ville en 16 arrondissements sans préciser le « global Marseille ». Il faut donc rajouter une observation dans le fichier INSEE (correspondant au « global Marseille » contenu dans les fichiers électoraux). Il convient, par ailleurs d'agréger l'ensemble des données sociales pour la ville de Marseille pour n'obtenir plus que le « global Marseille ».

¹⁸⁷ Cet objectif fait écho à notre participation au projet de recherche conduit sous la direction scientifique de Patrick LEHINGUE, *op. cit.*

Cet article affiche plusieurs ambitions, la première étant de donner un peu de visibilité à cette notion d'« abstentionnisme intermittent »¹⁸⁸ pour tenter de saisir la manière dont ce dernier peut être statistiquement « repéré » sur un nombre réduit de cas et de variables¹⁸⁹. Nous formulons l'hypothèse que les voix abstentionnistes qui trouvent un espace pour sortir du jeu politique traditionnel sur les scrutins secondaires trouvent le moyen d'y revenir sur les scrutins principaux, même parmi les catégories sociales les plus promptes à s'abstenir. Nous supposons que ce retour puisse se faire au profit des formations politiques qui, comme le FN au cours des années étudiées, peuvent contribuer à incarner un certain nombre de prises de position pouvant ponctuellement séduire les plus indécis (du fait de leur nature « tranchée » notamment). Nous supposons que cet effet puisse être redoublé sur un territoire comme la région PACA où le FN est particulièrement bien implanté. En effet, compte tenu de la place occupée par le FN dans le paysage politique régional, nous avançons l'hypothèse suivante : la croissance des taux d'abstention sur les scrutins secondaires n'est pas sans effet sur les variations du vote FN sur les scrutins principaux qui s'intercalent entre ces scrutins secondaires. L'abstention pouvant jouer le rôle de « sas » d'entrée (ou de sortie ?) vers un vote Front National.

On se propose préalablement d'analyser en quoi l'abstentionnisme et le vote Front national, phénomènes électoraux distincts, sont traditionnellement « expliqués » par les mêmes séries de facteurs. Nous retiendrons notamment, parmi les facteurs socio-démographiques, les variables « niveau de diplôme », « catégories socioprofessionnelles » et « type d'habitat » pour envisager de quelle manière elles peuvent être corrélées avec de telles préférences électorales en PACA. Ces trois indicateurs permettent en outre de repérer les éventuelles situations de précarité. Après avoir rapidement présenté le territoire de la région

¹⁸⁸ Anne MUXEL, « La participation » in Pascal PERRINEAU (dir.), *Atlas électoral 2007. Qui vote quoi, où, comment ?*, Paris, Presses de Sciences Po, 2007, p. 31-34.

¹⁸⁹ On se donne peut-être ainsi les moyens de dépasser les seules déclarations, celles de ceux qui ne se prononcent pas dans les enquêtes par sondage et celles de ceux qui ne disent jamais que ce qu'ils sont en mesure de dire en entretien – oublié, confusion... – sur leurs itinéraires électoraux.

PACA, nous procéderons par regroupements de communes en privilégiant la distinction rural/urbain eu égard au nombre d'habitants par commune. Cette distinction sommaire entre communes les plus peuplées (aires urbaines) et les moins peuplées (espaces à dominante rurale) ayant pour but de faire ressortir des différences, des contrastes qui seuls rendent l'analyse sociologique possible. Enfin, nous essaierons de voir comment l'abstention et le vote FN ont parallèlement évolué sur les tours de scrutins considérés. On envisage d'observer l'évolution du taux de participation sur les scrutins étudiés en tenant compte de la particularité de ces derniers. Nous nous proposons plus généralement de tester en quoi le taux de participation peut affecter ou non le score FN. Pour effectuer l'ensemble de ces observations, nous avons bien entendu été très attentive à la nature (différente selon les scrutins) de l'offre électorale ainsi qu'à la moyenne du taux de participation en PACA par rapport à la moyenne nationale.

AUX MEMES CAUSES SOCIO-DEMOGRAPHIQUES, DES EFFETS ELECTORAUX DIFFERENTS ?

Nous avons choisi de partir des facteurs traditionnellement avancés pour tenter d'expliquer, de comprendre ou au moins de cerner le phénomène abstentionniste. « Les relations observées entre la participation et les variables socio-démographiques (sexe, âge, catégorie socio-professionnelle, niveau d'éducation), tendent à montrer que les femmes, jusqu'à une période récente, les plus jeunes et les plus âgés des électeurs, les membres des milieux populaires ont tendance à s'abstenir davantage que les hommes, les adultes, les cadres supérieurs »¹⁹⁰. Nous avons volontairement mis de côté le sexe de moins en moins explicatif du point de vue de l'abstention en raison d'une égalisation des comportements politiques des hommes et des femmes en termes de participation électorale¹⁹¹. En ce qui concerne l'âge, et même si les plus

¹⁹⁰ Françoise SUBILEAU, « Abstentionnisme », in Pascal PERRINEAU, Dominique REYNIE (dir.), *Dictionnaire du vote*, PUF, 2001, p. 2.

¹⁹¹ Cf. sur ce point, et entre autres, les travaux de Janine Mossuz-Lavau.

jeunes¹⁹² s'abstiennent toujours plus que le reste de la population, nous avons dû écarter également cette variable du fait d'un découpage en tranches d'âge (15-19 ; 20-24 ans...) dans les données sociales qui ne coïncident pas avec la majorité politique à 18 ans. Par ailleurs ces deux variables perdent une grande part de leur significativité dès que l'on introduit les variables sociales. Les seconds facteurs explicatifs de l'abstention relèvent d'éléments structurels, on peut retenir essentiellement le chômage, la précarité sociale (difficulté à se loger, à vivre le quotidien et plus globalement à envisager positivement l'avenir), l'affaiblissement de la pratique religieuse, la relative instabilité des situations matrimoniales, la perte de certaines valeurs morales, etc. : une liste suffisamment exhaustive pour pouvoir y faire figurer à peu près toutes les raisons « personnelles » qui peuvent conduire, ponctuellement ou plus durablement, à ne pas voter.

Après quelques années de travail sur l'objet « vote Front National », nous avons pu observer que les facteurs supposés explicatifs de ce choix électoral (tout aussi fragile en ce qui concerne l'évaluation effective d'un vote encore socialement stigmatisé) étaient sensiblement les mêmes que ceux supposés expliquer l'abstention. Le sexe et l'âge perdant là aussi de leurs vertus explicatives¹⁹³, le niveau de diplôme¹⁹⁴ et l'appartenance sociale apparaissent comme les variables qui résistent le mieux.

Pour les facteurs structurels, la liste peut être tout aussi exhaustive que la précédente : la persistance d'un chômage important, l'alternance gauche droite, l'instabilité familiale et professionnelle se traduisant par un fort sentiment de

¹⁹² Les 20-27 ans notamment affichant un surcroît d'abstentionnisme, cf. François HERAN, « Les intermittents du vote. Un bilan de la participation de 1995 à 1997 », *op. cit.*

¹⁹³ Pour le sexe, l'introduction de l'appartenance sociale au milieu ouvrier notamment brouille très sensiblement les différences et pour l'âge, selon Nonna Mayer, « contrairement à une idée reçue, le vote Le Pen n'est pas nécessairement celui des « jeunes ». En 1988, son score ne varie pas d'une tranche d'âge à l'autre. En 1995, il est un peu plus élevé chez les moins de 35 ans. En 2002 en revanche, c'est chez les seniors qu'il obtient le plus de voix, dépassant 20% des suffrages exprimés dans la tranche d'âge des 50-64 ans » : Nonna MAYER, « Comment Nicolas Sarkozy a rétréci l'électorat Le Pen », *art. cit.*, p. 435.

¹⁹⁴ Nonna MAYER, *Ces Français qui votent FN*, Paris, Flammarion, 1999, p. 131.

déclassement social chez les électeurs de ce parti¹⁹⁵. Une liste de facteurs à laquelle nous avons pu nous-mêmes donner un peu de chair par la réalisation d'une enquête qualitative sur une portion de cet électorat¹⁹⁶. Sur un échantillon essentiellement féminin (angle d'approche décalé), nous nous sommes efforcée de mettre au jour ce que chaque enquêtée peut mettre derrière l'expression d'une préférence FN. Nous avons ainsi touché à des problèmes d'identité liés à la redéfinition des rôles sexuels et sociaux dans notre société. Nous avons pu observer la permanence de décalages systématiques entre rôles attendus (qui pouvaient légitimement l'être eu égard aux éléments des systèmes de valeurs rencontrés) et rôles vécus tant sur le plan professionnel, familial mais surtout matrimonial. Un tel constat nous a conduit à interroger la place du politique – ou du moins des préférences désignées comme telles par les spécialistes – au sein des échanges matrimoniaux. L'analyse d'un échantillon peu politisé, à l'image de l'électorat FN dans sa globalité, nous a permis de souligner combien la préférence FN ne peut être que médiocrement l'expression d'une compétence politique. Présentant dans leur majorité un indice de politisation faible, nos enquêtées semblaient

¹⁹⁵ On fait référence ici au concept clé de « frustration relative » repris, entre autres, par Nonna MAYER, *Ces Français qui votent FN*, *op. cit.*, p. 82, qui insiste sur le décalage entre le vécu et ce qui pouvait « légitimement » être attendu. Elle complète cette approche quelques pages plus loin : « Le vote FN se développe en priorité là où il y a décalage entre la situation objective et les attentes. Jean-Marie Le Pen obtient ses meilleurs scores chez des personnes apparemment aisées, bien dotées en patrimoine, qui se situent à un niveau moyen ou supérieur sur l'escalier social mais insatisfaites. Soit elles craignent de perdre un statut chèrement gagné, et demain leur fait peur. Soit leur sort n'est pas à la hauteur de leurs espérances » (p. 85). Pour une analyse spécifique sur la région PACA et notamment sur le scrutin présidentiel de 2002, cf. Christophe TRAÏNI, *Vote en PACA. Les élections 2002 en Provence Alpes Côte d'Azur*, Paris, Karthala, 2004, p. 33, pour lequel « loin d'être principalement issue des territoires les plus défavorisés de la région PACA, la progression de l'extrême-droite, lors du premier tour de la présidentielle 2002 est plutôt due à des territoires investis à des fins résidentielles par les populations qui en ont les moyens. Bien moins que les cités « délabrées » et leur cortège de « difficultés à vivre », ce sont les villas de ceux qui s'en tiennent soigneusement à distance qui, dans les départements du Sud-est, ont favorisé la progression de Jean-Marie Le Pen à l'occasion de la présidentielle 2002 ».

¹⁹⁶ Voir notre thèse : *Les électrices du FN : trajectoires familiales, systèmes de valeurs et dispositions politiques*, Université de Picardie-Jules Verne, juin 2005. Bien d'autres travaux, souvent le fruit d'enquêtes par investigations, pourraient être mentionnés à commencer par ceux d'Anne TRISTAN ou Daniel BIZEUL.

dissimuler derrière le « choix » apparemment politique du FN des modes de relations à « l'Autre ». Facilitant un rapprochement avec la cellule parentale, la concrétisation d'une nouvelle relation matrimoniale, moyen de combler une solitude affective, monnaie d'échange dans la relation matrimoniale ou bien encore tout cela successivement, la préférence féminine en faveur du FN peut quitter le terrain politique pour toucher à la complexe (re)construction d'identités de femmes.

Phénomènes politiques insaisissables, abstention et vote FN trouvent à s'observer dans des contextes sociaux similaires et peuvent raisonnablement être envisagés comme deux formes d'expression d'un désarroi social, professionnel et/ou identitaire. Au vu de ces éléments, la première remarque qui peut être formulée est la suivante : l'existence structurelle de ces deux phénomènes, abstention et vote FN, semblerait relever de facteurs supposés explicatifs identiques. Il est rare pourtant, en dehors des seules grandes agrégations nationales, d'observer effectivement les liens entre les facteurs socio-démographiques ci-dessus évoqués et les évolutions de l'abstention et/ou du vote FN. C'est ce que cet article se propose de faire en testant notamment, dans un premier temps, les relations entre « niveau de diplôme »¹⁹⁷, « catégories socio-professionnelles », « type d'habitat » et les évolutions des taux d'abstention et de vote FN en PACA.

LES RELATIONS CONSTATEES ENTRE ABSTENTION/VOTE FN ET VARIABLES SOCIO- DEMOGRAPHIQUES

Le croisement des données électorales et des données INSEE permet d'effectuer un certain nombre d'observations sur les variables socio-démographiques qui semblent avoir un effet à la fois sur le taux d'abstention et sur le vote en faveur du FN. La

¹⁹⁷ Nous retenons ici la variable « titulaires d'un CAP-BEP », variable plus significative que celle des « sans diplôme » qui recouvre en fait souvent les populations les plus âgées.

région PACA est une terre d'élection du parti Front National¹⁹⁸ et un territoire où l'abstention est sensiblement identique à la moyenne nationale voire légèrement inférieure. Les deux questions que nous souhaiterions poser sont les suivantes : sur un territoire délimité géographiquement, la région PACA, peut-on observer un taux d'abstention plus élevé dans les communes où on recense la plus forte proportion de titulaires d'un CAP ou BEP, d'individus appartenant à des catégories socio-professionnelles peu valorisées et/ou vivant en immeubles collectifs (ou autre type d'habitat indicateur d'une certaine précarité) ? De même, peut-on, dans les mêmes conditions, observer un vote en faveur du FN plus significatif dans ces mêmes communes ?

Nous avons effectué une série de corrélations bivariées pour nous donner les moyens de saisir les relations éventuelles entre les différents taux d'abstention observés sur les scrutins étudiés et la proportion de titulaires d'un « CAP-BEP ». Aucune corrélation significative n'apparaît entre ces deux variables. Après avoir testé une succession d'autres variables, la seule corrélation significative observée concerne la relation entre abstention sur les scrutins étudiés et pourcentage d'immeubles collectifs dans la commune (et de manière un peu moins significative sur les scrutins présidentiels) : sur la population étudiée (955 communes), les corrélations entre l'abstention en pourcentage des inscrits aux Européennes de 1999, au premier tour de la présidentielles de 2002 et aux Européennes de 2004 et le pourcentage d'immeubles collectifs dans la commune sont respectivement de : $R = 0,46$; $R = 0,38$; $R = 0,45$.

Au vu de ces résultats, en testant la variable explicative des taux d'abstention et vote en faveur du FN supposée la moins discutable (le sexe et l'âge ayant été préalablement écartés), on observe en réalité la faiblesse des relations supposées. On peut noter en revanche le poids, semble-t-il plus significatif des caractéristiques du lieu d'habitation des individus. Faut-il y voir l'expression d'un clivage rural/urbain-péri-urbain¹⁹⁹ ? Ce dernier semblerait, en

¹⁹⁸ Nonna MAYER et Pascal PERRINEAU (dir.), *Le Front National à découvert*, Paris, Presses de Sciences Po, 1997, 413 p.

¹⁹⁹ Nous n'avons pas les moyens, dans le cadre de cet article, de redéfinir les termes de ce clivage, par ailleurs largement soumis à discussion. Nous pensons ici essentiellement à toutes les problématiques liées au phénomène de

effet, plus apte à expliquer les différences entre les communes du point de vue de l'abstention sur le territoire PACA mais également du point de vue des mouvements parallèles de l'abstention et du vote FN selon qu'on s'intéresse aux petites ou grandes communes. Quant à la présence d'immeubles collectifs dans l'espace rural, on s'est intéressé d'un peu plus près à la répartition des communes qui ont plus de 50 % de logements collectifs. Si on dépasse la seule définition administrative retenue par l'INSEE concernant la distinction urbain/rural, on note la présence dans ce groupe de 10 communes de moins de 1 000 habitants (les autres étant toutes largement au-dessus du seuil des 2 000 habitants requis pour constituer une zone urbaine selon l'INSEE). Ces dernières sont : *Saint-Sauveur sur Tinée, Péone, Moulinet* situées dans le parc régional du Mercantour, *Saint Véran* dans le parc régional du Queyras, *Isola, Villeneuve d'Entraunes, Allos, Arvieux, Orcières, la station de ski Mont Genèvre*. Il s'agit de communes situées dans les départements des Alpes de Haute-Provence, des Hautes-Alpes et des Alpes-Maritimes, communes de montagnes dont le taux d'immeubles collectifs est sans doute dû à leur mutation touristique. Dans ces communes, par définition assez périphériques des zones d'emplois identifiées par l'INSEE, ces immeubles collectifs peuvent raisonnablement être confondus avec des gîtes ruraux, des auberges de jeunesse ou locations saisonnières. Au vu de cette précision, nous pouvons donc raisonnablement considérer, dans la majeure partie des cas, la variable « pourcentage d'immeubles collectifs » comme un indicateur fiable de l'urbanité des communes considérées. Pourtant la seule variable « immeubles collectifs », isolée des autres, ne dissimule-t-elle pas le poids explicatif d'éventuelles autres variables ? Nous avons pour cela testé son éventuelle corrélation avec une série d'autres variables susceptibles de « se cacher » derrière celle-ci. Après avoir testé plusieurs variables susceptibles de renforcer l'effet de la variable « pourcentage d'immeubles collectifs », nous avons retenu les plus significatives. Tout d'abord, le pourcentage de la population locataire, qui fournit une indication relative au statut social des

périurbanisation qui ne peuvent laisser insensible celui ou celle qui s'intéresse à l'ancrage territorial des préférences politiques, cf. pour une première approche, Thomas LE JEANNIC, « Radiographie d'un fait de société : la périurbanisation », *Insee Première*, n° 535, Juin 1997.

personnes concernées. La prise en compte de cette variable nous semble particulièrement probante sur le territoire de la PACA où l'inflation immobilière a atteint, au tournant des années 2000, des records et où l'accès à la propriété est devenu de plus en plus difficile (voire impossible) pour une partie de la population, et pas seulement la plus défavorisée²⁰⁰. Dans un tel contexte, cette variable semble être un indicateur assez fiable de précarisation. Nous avons retenu également le pourcentage de la population étudiante, variable significative du point de vue de l'âge des individus concernés même si elle englobe les populations n'ayant pas atteint 18 ans en 1999. Procédant à une régression multiple, en retenant comme variable dépendante l'« Abstention en % des inscrits lors du scrutin Européennes 1999 » (scrutin le plus proche du recensement de la population en 1999), nous avons pu isoler le poids effectif de la variable pourcentage d'immeubles collectifs.

²⁰⁰ « Dans la région, l'implantation de l'extrême-droite semble résulter bien moins d'une supposée paupérisation que d'une pression immobilière qui condamne les plus démunis à un constant appauvrissement relatif. Les « difficultés à vivre » et « l'angoisse », par exemple, des ouvriers de la région PACA se nourrissent sans doute moins de la présence de l'immigration extracommunautaire et de l'insécurité que de la cohabitation avec des catégories à fort pouvoir d'achat qui se disputent une place au soleil de plus en plus chère [...] », in Christophe TRAINI, *op. cit.*, p. 40.

Tableau 1

<i>Modèle</i>	<i>Coef. (écart-type)</i>	<i>Coef. standardisé</i>	<i>t</i>	<i>Sig.</i>	<i>Corr.</i>	<i>Corr. partielle</i>
1 constante	42,8 (,3)		138,9	,000		
% log immo	,2 (,013)	,457	15,87	,000	,457	,457
2 constante	42,5 (,6)		66,96	,000		
% log immo	,196 (,015)	,447	12,64	,000	,457	,379
% locataire	,013 (,027)	,017	,49	,624	,277	,016
3 constante	42,5 (,64)		66,66	,000		
% log immo	,195 (,016)	,446	12,38	,000	,457	,373
% locataire	,013 (,027)	,017	,48	,633	,277	,015
% élèves/ étudiants	,000 (,001)	,005	,178	,858	,128	,006

On observe, à la lecture du tableau 1, que malgré l'introduction des deux nouvelles variables le poids de la variable pourcentage d'immeubles collectifs conserve sa significativité (on passe de $R = 0,46$ à $R = 0,45$ après introduction de ces variables). Il semble donc que les logiques qui sous-tendent les comportements abstentionnistes relèvent, pour partie, d'une inscription territoriale dans un espace donné mais au-delà sans doute, de la perception que les individus ont de cet espace et de leur capacité, inégalement répartie, de se l'approprier.

Si on observe maintenant de quelle manière évoluent les votes en faveur du FN au regard de la proportion de « titulaires d'un CAP-BEP », aucune corrélation significative ne peut être observée. Nous avons dans ce cas aussi testé une succession de variables socio-démographiques, la seule relation significative observée concerne le vote FN au scrutin Européennes 1999 et la part des résidences secondaires dans la commune ($R = 0,39$). Cela traduit sans doute la sur-représentation des petites communes dans notre population soit plus de 600 communes de moins de

2000 habitants (2/3) qui ont vécu une mutation touristique ou qui sont des communes d'altitude²⁰¹. Cette corrélation entre vote FN et part des résidences secondaires s'observe sur tous les scrutins et de manière plus significative sur les scrutins présidentiels ($R = 0,47$ sur le scrutin Présidentielles 2002 T1). Il est délicat de tirer des conclusions concernant une éventuelle relation sachant que l'indicateur « résidence secondaire » recouvre des réalités tout à fait différentes d'un département à l'autre dans la région (une résidence secondaire au fin fond des Alpes de Haute-Provence par exemple n'a rien de commun avec une résidence secondaire sur la côte d'Azur).

D'un autre côté, si on teste les éventuelles corrélations entre abstention, vote FN et appartenance à des catégories socioprofessionnelles peu valorisées dans la hiérarchie sociale (employés, ouvriers, chauffeurs), on n'observe aucune corrélation significative. Cela suggère peut-être que ce n'est pas tant la situation objective socialement dégradée qui compte dans l'exclusion à l'égard du système politique, que cela se traduise par l'abstention ou le vote FN, mais la perception subjective de cette dégradation²⁰². Cette perception subjective est sans doute plus forte dans un espace attractif comme la PACA, investi par des populations à fort pouvoir d'achat.

Ces éléments suggèrent donc de tenir compte systématiquement, dans l'étude des mouvements abstentionnistes, du cadre de vie spécifique des individus, des caractéristiques même de l'habitat et de leur inscription dans un territoire urbain ou rural ou du moins perçu et/ou vécu comme tel (ce qui en dit long sur l'accès à un certain nombre de services, de facilités quotidiennes et de moyens pour dépasser l'horizon des possibles que constitue ce territoire). Dans le cas des votes en faveur du FN comme des taux d'abstention, les variables socio-démographiques ne jouent pas

²⁰¹ Nous avons parfaitement conscience de la moindre fiabilité des données INSEE concernant les petites communes dans lesquelles le dépouillement concernant certaines variables se fait au quart des personnes interrogées. Si cela pose un certain nombre de problèmes quant aux données concernant par exemple les catégories socio-professionnelles, on peut supposer néanmoins que les données sur les résidences secondaires sont plus fiables.

²⁰² Remarque corroborée par l'ensemble des analyses qualitatives d'entretiens réalisés avec des électeurs et électrices du FN.

forcément où on les attend notamment dans le cadre d'un territoire comme la PACA, territoire de contrastes, aux comportements électoraux souvent « à l'avant-garde des mutations nationales »²⁰³. Nous allons essayer de voir maintenant de quelle manière évoluent l'abstention et le vote FN sur les différents scrutins en amorçant une distinction entre communes urbaines et rurales.

EVOLUTION DE L'ABSTENTION ET DU VOTE FN SELON LA TAILLE DES COMMUNES

La région PACA présente la particularité d'être très contrastée. Elle affiche certaines spécificités territoriales²⁰⁴ et notamment une densité de population de 144 habitants au km² (contre 93 habitants au km² pour la France) et un taux de chômage de 11,8 % en 2005 (contre 9,9 % pour la France). Concernant sa population, PACA se compose de 775 communes de 3 000 habitants ou moins, 80 communes de plus de 7 000 habitants réparties sur 6 départements : Hautes-Alpes (04), Alpes de Haute-Provence (05), Alpes-Maritimes (06), Vaucluse (84), Bouches-du-Rhône (13) et Var (83). Seulement 34 communes de plus de 20 000 habitants regroupent 90 % de la population essentiellement concentrée dans les trois grandes métropoles que sont Marseille, Nice et Toulon.

Troisième région de France, le peuplement de la région PACA est inégalement réparti, dense sur la côte et rare en montagne. Trois de ses départements (Bouches-du-Rhône, Var et Alpes-Maritimes) constituent le croissant littoral, bordant la Méditerranée et concentrent population, activités économiques et attrait touristique. Au nord et à l'est, on trouve les régions montagneuses, séparées du premier espace par la Provence intérieure. PACA est l'une des régions les plus urbanisées du pays, urbanisation qui se fait de moins en moins dans les grandes villes

²⁰³ Jean VIARD, « Région Provence, la gauche d'une très courte tête » in Pascal PERRINEAU, Dominique REYNIE, *Le vote incertain. Les élections régionales de 1998*, Paris, Presses de Sciences Po, 1999, p. 202.

²⁰⁴ Données recueillies sur le site régional de l'INSEE (www.insee.fr) et le site du Conseil Régional PACA (www.regionpaca.fr).

comme Marseille et Nice. C'est la première région d'accueil pour les touristes français et la deuxième pour les touristes étrangers.

Si nous identifions d'abord les villes centres supérieures à 50 000 habitants et les villes centres d'aires urbaines (plus de 60 000 habitants), seules 10 peuvent être répertoriées sur la région PACA au vu du recensement de 1999 : Marseille, Nice, Toulon, Aix-en-Provence, Avignon, Antibes, Cannes, La Seyne sur Mer, Arles et Hyères. Sur tous les scrutins considérés (cf. tableau ci-dessous), ces communes affichent un taux d'abstention supérieur à la moyenne régionale, cette dernière étant elle-même à peu près toujours égale à la moyenne nationale (entre 5 et 10 points de plus sur les scrutins présidentiels 2002 pour La Seyne sur Mer et surtout Nice).

Tableau 2a

Code Dpt	Nom commune	Pop 99	Abst P95 T1	Abst P95 T2	FN 95 T1	Abst Eu 99	FN Eu 99
13	MARSEILLE-total	799000	27,37	26,17	15,90	58,76	7,00
06	NICE	341462	28,81	28,13	16,64	62,32	6,17
83	TOULON	167248	27,33	24,87	17,09	56,18	7,45
13	AIX-EN-PROVENCE	123417	22,00	19,81	12,37	51,76	5,66
84	AVIGNON	86556	23,46	22,77	17,47	52,56	6,72
06	ANTIBES	69991	24,11	23,71	16,71	57,34	6,05
06	CANNES	68599	22,84	21,05	17,57	56,28	7,36
83	SEYNE-SUR-MER (LA)	59963	30,22	28,01	16,08	63,56	5,68
13	ARLES	52057	22,80	21,43	14,89	52,77	5,80
83	HYERES	47941	24,61	21,51	16,75	58,41	6,15
Moyenne sur ces communes			25,36	23,75	16,15	56,99	6,40
Moyenne régionale			20,34	17,64	13,24	52,31	12,06
Moyenne nationale			21,62	20,34	11,43	53,25	5,69

Tableau 2b

Code Dpt	Nom commune	Pop 99	Abst P02 T1	FN P02 T1	Abst P02 T2	Le Pen P02 T2	Abst Eu 04
13	MARSEILLE -total	799000	29,12	19,16	21,28	20,33	64,46
06	NICE	341462	37,01	17,97	30,41	19,41	62,96
83	TOULON	167248	31,64	15,82	23,72	19,60	63,62
13	AIX-EN-PROVENCE	123417	25,82	13,90	17,65	15,30	56,40
84	AVIGNON	86556	28,61	17,61	21,35	18,08	59,51
06	ANTIBES	69991	28,17	19,12	21,97	20,47	62,56
06	CANNES	68599	28,24	21,08	21,59	22,71	61,79
83	SEYNE-SUR-MER (LA)	59963	34,55	17,14	25,48	19,60	66,37
13	ARLES	52057	26,73	18,53	18,47	21,11	60,71
83	HYERES	47941	29,09	18,07	21,04	20,80	62,52
Moyenne sur ces communes			29,90	17,84	22,30	19,74	62,09
Moyenne régionale			27,52	27,14	20,27	27,69	57,83
Moyenne nationale			28,4	18,52	20,29	17,79	57,24

Tableau 2c

Code Dpt	Nom commune	Pop 99	FN Eu 04	Abst P07 T1	Le Pen P07 T1	Abst P07 T2
13	MARSEILLE -total	799000	5,67	17,50	10,97	16,51
06	NICE	341462	5,84	18,20	11,13	17,24
83	TOULON	167248	5,69	19,30	10,79	18,14
13	AIX-EN-PROVENCE	123417	4,42	17,30	6,95	15,67
84	AVIGNON	86556	6,34	16,80	10,70	16,04
06	ANTIBES	69991	5,12	16,00	9,97	15,20
06	CANNES	68599	6,27	17,20	10,97	16,26
83	SEYNE-SUR-MER (LA)	59963	4,93	19,80	10,71	18,32
13	ARLES	52057	6,23	15,60	12,34	14,98
83	HYERES	47941	5,32	16,90	10,15	15,56
Moyenne sur ces communes			5,58	17,46	10,47	16,39
Moyenne régionale			14,56	27,69	16,10	15,14
Moyenne nationale			4,06	17,79	16,23	16,03

Deux villes des Bouches du Rhône, relativement contrastées (géographiquement, politiquement et économiquement), affichent des taux d'abstention conformes à la moyenne nationale et se détachent assez clairement de l'ensemble²⁰⁵ : Arles et surtout Aix en Provence. Aix se distingue par ailleurs sur tous les scrutins, affichant des taux d'abstention bien inférieurs aux neuf autres communes même si cet écart se réduit sur les tours de scrutins présidentiels de 2007, de manière générale plus participationnistes. Pour ce qui est maintenant du vote en faveur du FN, et si on

²⁰⁵ Même si des différences apparaissent selon qu'il s'agisse de scrutins principaux (présidentiels) ou secondaires (européens).

reprend la comparaison entre Aix en Provence et Arles, on observe une évolution complètement différente des votes en faveur du Front national. Partant sensiblement du même niveau en 1999 (5,66 % pour Aix et 5,80 % pour Arles, soit très en dessous de la moyenne régionale, 12 %), Aix se distingue progressivement par une diminution, relativement aux autres communes, de son score en faveur du FN alors que les électeurs arlésiens soutiennent de manière de plus en plus affirmée ce parti. Ce score reste parmi les plus élevés aux européennes de 2004 (même s'il est en baisse) et aux présidentielles de 2007. Aix affiche, de son côté sur ces mêmes scrutins, les taux les plus faibles. Avec des taux d'abstention conformes à la moyenne nationale, ces deux communes affichent des résultats très différents voire opposés en ce qui concerne le vote en faveur du FN. Si on prend ensuite les communes les plus abstentionnistes de ce groupe (Nice et La Seyne-sur-Mer), on n'observe aucune différence sensible sur le vote en faveur du FN. Sur l'ensemble de ces communes, il ne semble pas y avoir de lien entre abstention et vote FN (ils n'évoluent pas nécessairement dans le même sens).

Après ces observations sur les communes les plus fortement peuplées, nous voulons maintenant procéder de la même manière sur les communes de moins de 500 habitants (particulièrement nombreuses – 448 – en PACA). Nous devons pour cela garder à l'esprit toutes les précautions nécessaires lorsqu'on s'engage dans l'étude de petites unités pour lesquelles les taux d'abstention peuvent passer du simple au double du fait de quelques décès d'une élection à l'autre ou de mécanismes de mise à jour des listes électorales. Qu'observe-t-on quant aux évolutions respectives des taux d'abstention et vote en faveur du FN ? Tout d'abord sur l'ensemble de ces communes, on observe une grande hétérogénéité, avec des taux d'abstention oscillant entre 14 et 71 %. A la différence donc des communes les plus peuplées rassemblées autour de taux moyen d'abstention plus ou moins conformes à la moyenne nationale, ici les écarts sont très importants. Pour ne pas tomber dans les travers des « petites unités » énoncés plus haut nous avons sélectionné les communes affichant un nombre d'habitants relativement conséquent, entre 200 et 500 habitants, et pour lesquelles les taux d'abstention ont

apparemment²⁰⁶ diminué entre les européennes de 1999 et 2004 alors qu'ils ont augmenté au plan régional (+ 5 points).

Tableau 3a

Code Dpt	Nom commune	Pop 99	Abst P95 T1	Abst P95 T2	FN 95 T1	Abst Eu 99	FN Eu 99
04	BREOLE (LA)	279	21,5	17	5,66	47,55	1,40
06	BEUIL	323	32,4	21,2	14,2	49,72	6,68
04	CRUIS	408	23,6	15,2	13,8	44,60	5,63
84	VIENS	458	22,3	16,2	15,3	39,36	5,49
83	ARTIGNOSC-SUR-VERDON	201	26,5	24,5	15	45,08	8,29
05	MONTMAUR	311	23	13,6	6,25	47,04	3,43
04	SALIGNAC	310	12,8	10,4	10,4	42,35	4,27
04	ONGLES	239	16	15,6	11,8	42,86	5,88
06	SAORGE	362	31	25,7	6,75	55,11	0,67
84	BEAUMONT-DU-VENTOUX	260	16,4	13,2	16	41,27	2,38
04	ALLEMAGNE-EN-PROVENCE	355	15,9	13,2	19,2	46,78	6,14
05	ORPIERRE	334	23,5	18,3	7	42,37	6,36
Moyennes sur ces communes			22,08	17,02	11,78	45,34	4,72
Moyenne régionale			20,34	17,64	13,24	52,31	12,06
Moyenne nationale			21,62	20,34	11,43	53,25	5,69

²⁰⁶ On n'exclut pas, même sur ces unités un peu plus significatives, les effets très violents des nettoyages de listes.

Tableau 3b

Code Dpt	Nom commune	Pop 99	Abst P02 T1	FN P02 T1	Abst P02 T2	Le Pen P02 T2	Abst Eu 04
04	BREOLE (LA)	279	24,38	9,19	16,3	9,89	45,36
06	BEUIL	323	31,01	22,02	23,1	23,3	47,13
04	CRUIS	408	22,20	18,66	16,3	22,2	43,67
84	VIENS	458	20,43	15,87	13,2	19,2	38,65
83	ARTIGNOSC-SUR-VERDON	201	26,11	22,17	25,6	33,5	39,91
05	MONTMAUR	311	15,68	10,81	12,4	11,9	44,07
04	SALIGNAC	310	11,76	17,65	7,52	20,3	41,87
04	ONGLES	239	20,83	13,75	15	17,1	39,92
06	SAORGE	362	33,93	5,17	23,2	9,44	51,61
84	BEAUMONT-DU-VENTOUX	260	18,25	16,67	10,3	17,1	36,11
04	ALLEMAGNE-EN-PROVENCE	355	20,29	20,00	13,7	23,7	45,80
05	ORPIERRE	334	14,40	9,34	13,2	17,1	38,15
Moyennes sur ces communes			21,61	15,11	15,8	18,7	42,69
Moyenne régionale			27,52	27,14	20,27	27,69	57,83
Moyenne nationale			28,4	18,52	20,29	17,79	57,24

Tableau 3c

Code Dpt	Nom commune	Pop 99	FN Eu 04	Abst P07 T1	Le Pen P07 T1	Abst P07 T2
04	BREOLE (LA)	279	3,97	14,60	8,54	11,39
06	BEUIL	323	9,50	14,00	16,37	14,57
04	CRUIS	408	9,45	11,40	9,06	9,42
84	VIENS	458	8,09	10,70	10,02	9,80
83	ARTIGNOSC-SUR-VERDON	201	21,56	19,20	22,45	19,59
05	MONTMAUR	311	5,15	11,60	7,95	8,19
04	SALIGNAC	310	9,04	9,00	8,42	6,32
04	ONGLES	239	8,82	13,30	14,02	14,76
06	SAORGE	362	1,83	19,10	6,13	17,02
84	BEAUMONT-DU-VENTOUX	260	5,56	6,40	11,51	5,16
04	ALLEMAGNE-EN-PROVENCE	355	7,54	12,90	11,94	12,62
05	ORPIERRE	334	8,89	8,40	8,39	9,44
Moyennes sur ces communes			8,28	12,55	11,23	11,52
Moyenne régionale			14,56	27,69	16,10	15,14
Moyenne nationale			4,06	17,79	16,23	16,03

Pour toutes ces communes qui se situent en dessous de la moyenne régionale en ce qui concerne l'abstention, on observe parallèlement une progression des votes en faveur du FN entre ces deux scrutins (entre 1 et 13 points), alors que la moyenne régionale n'augmente que légèrement (sur les grandes communes les votes en faveur du FN ont eu tendance à diminuer). Cette progression s'observe également aux présidentielles de 2002 pour

lesquelles le vote en faveur du FN²⁰⁷ dépasse, dans certaines communes, la moyenne nationale alors qu'il restait, sur les scrutins précédents, bien en dessous. Au vu de ces résultats, il faut garder à l'esprit les taux d'abstention très inférieurs aux moyennes nationales et régionales sur l'ensemble des scrutins pour un certain nombre de ces communes (2007 étant atypique de ce point de vue-là). Ce petit détour par de petites unités territoriales suggère que s'il n'y a pas de mouvement systématique entre abstention et vote en faveur du Front national, notamment sur les grandes unités urbaines, il y a néanmoins des mécanismes de balancements qui peuvent laisser supposer un certain nombre de va-et-vient différentiel selon la taille des communes. A ces éléments territoriaux s'ajoutent sans doute des éléments plus directement liés à la nature du scrutin et à l'identité politique des territoires.

INFLUENCE DIFFERENTIELLE DE LA NATURE DU SCRUTIN ET IMPLANTATION LOCALE FORTE DU FN

Géographiquement et économiquement contrastée, la région PACA l'est également du point de vue politique puisqu'elle comprend des territoires caractérisés par des « cultures » politiques particulières. Elle a néanmoins été marquée ces dernières années par deux faits électoraux majeurs :

- une poussée de l'abstention
- une implantation solide et pérenne du FN²⁰⁸.

A la lecture des différents résultats électoraux, on peut néanmoins opérer du point de vue de ces deux éléments, un découpage assez net entre les départements du Vaucluse, du Var, des Alpes-Maritimes et des Bouches-du-Rhône dans lesquels les

²⁰⁷ Nous n'excluons pas le poids spécifique de la candidature Le Pen – bien qu'il figure également en bonne visibilité sur les scrutins européens – ainsi que le contexte spécifique de cette élection mais ces facteurs structurels jouent de la même manière dans toutes les communes.

²⁰⁸ Cf. sur ce point, Christophe TRAIÑI (dir.), *Vote en PACA. Les élections 2002 en Provence Alpes Côte d'Azur*, *op. cit.*

taux d'abstention et de vote en faveur du FN sont effectivement supérieurs à la moyenne nationale et les Hautes-Alpes et les Alpes de Haute-Provence dans lesquels ils sont, tous les deux, relativement plus faibles (cf. tableaux n° 4 et 5 ci-après).

Tableau 4

Abstention % des inscrits	P95 T1	P95 T2	Eu 99	P 02 T1	P02 T2	Eu 04	P 07 T1	P07 T2
France	21,62	20,34	53,25	28,4	20,29	57,24	16,23	16,03
PACA	20,34	17,64	52,31	27,52	20,27	57,83	16,1	15,14
Vaucluse	17,48	15,65	49,92	24,44	17,93	57,07	14,69	14,16
Bouches- du-Rhône	19,22	18,28	54,64	26,8	19,12	61,46	16,18	15,18
Var	20,81	18,47	54,5	27,98	20,55	60,64	16,53	15,45
Alpes- Maritimes	23,20	19,51	57,06	30,75	23,93	61,54	16,96	15,95
Alpes de Haute- Provence	20,66	17,13	48,16	24,38	17,27	52,56	13,57	12,73
Hautes- Alpes	20,11	17,13	49,6	24,24	17,39	53,67	14,01	12,95

Tableau 5

FN % des inscrits	P95 T1	Eu 99	P 02 T1	P02 T2	Eu 04*	P 07 T1
France	11,43	5,69	18,52	17,79	4,06	10,44
PACA	13,24	12,06	27,14	27,69	14,56	13,54
Vaucluse	15,02	14,14	29,75	29,64	19,2	16,55
Bouches-du-Rhône	16,12	15,13	27,39	27,46	15,96	13,87
Var	15,62	13,93	26,7	28,69	16,18	13,91
Alpes-Maritimes	15,06	14,45	28,52	28,68	15,5	13,47
Alpes de Haute-Provence	10,82	8,26	19,44	21,17	11,16	11,24
Hautes-Alpes	8,81	6,51	17,15	17,57	9,37	8,92

* Les scores des listes FN et MNR sont ici agrégés.

Concernant le scrutin présidentiel de 2007, le faible taux d'abstention (et peut-être le moindre score du FN) est à envisager avec prudence et sans doute comme un élément conjoncturel au vu du résultat des élections législatives suivantes.

Sur la base des résultats précédentes, nous avons essayé de saisir de quelle manière taux d'abstention et vote FN se répartissent. Nous avons pour cela procédé à une série de corrélations présentées dans le tableau reproduit ci-après.

Corrélations positives observées entre :

- Abstention Eu 99 et Vote FN P95 T1 (0,31)
- Abstention Eu 99 et Vote FN P02 T1 (0,30)
- Abstention Eu 2004 et Vote FN P95 T1 (0,47)
- Abstention Eu 2004 et Vote FN Eu 99 (0,28)
- Abstention Eu 04 et Vote FN P02 T1 (0,47)
- Abstention Eu 04 et Vote FN P07 T1 (0,29)

Tableau 6

	AbstP95 T1	FN P95 T1	Abst Eu 99	FN Eu 99	Abst P02 T1	FN P02 T1	Abst Eu 04	FN Eu 04	Abst P07 T1	FN P07 T1
Abst P95 T1	1,000									
FN P95 T	-0,160 **	1,000								
Abst Eu 99	0,361 **	0,319 **	1,000							
FN Eu 99	0,154 **	0,666 **	0,090 **	1,000						
AbstP02 T1	0,616 **	0,048 **	0,531 **	- 0,036	1,000					
FN P02 T1	-0,157 **	0,770 **	0,300 **	0,669 **	- 0,033	1,000				
Abst Eu 04	0,141 **	0,476 **	0,715 **	0,286 **	0,436 **	0,470 **	1,000			
FN Eu 04	-0,148 **	0,496 **	- 0,011	0,560 **	- 0,101	0,614 **	0,009 **	1,000		
Abst P07 T1	0,440 **	0,134 **	0,439 **	0,085 **	0,600 **	0,065 *	0,439 **	0,014 **	1,000	
FN P07 T1	-0,168 **	0,656 **	0,143 **	0,560 **	-0,05 **	0,732 **	0,290 **	0,648 **	0,120 **	1,000

* La corrélation est significative au niveau 0,05 (bilatéral)

** La corrélation est significative au niveau 0,01 (bilatéral)

Les variables s'entendent en % des inscrits

Les plus fortes corrélations apparaissent entre l'abstention en pourcentage des inscrits aux Européennes de 2004 et les votes FN en pourcentage des inscrits au premier tour des présidentielles de 1995 et 2002 ($R = 0,47$).

Sur la base de ces résultats, plusieurs remarques peuvent être formulées. Sur une succession de scrutins, abstention et vote en faveur du FN ne sont pas systématiquement corrélés mais peuvent évoluer de manière similaire. Il semble qu'il puisse exister un mouvement d'alimentation, réalimentation de ces deux préférences électorales. De plus, on n'observe aucune corrélation négative significative, sur aucun scrutin, entre ces deux variables. Par ailleurs, nous avons procédé, sur le même modèle, à une série de corrélations entre taux d'abstention en pourcentage des inscrits sur les différents scrutins et votes pour divers partis (notamment Lutte ouvrière, LCR, UDF, PCF, CPNT, PS et droite ou UMP). A la différence du vote en faveur du FN, jamais aucune corrélation positive n'est observée entre ces votes et l'abstention à une exception notable : la corrélation positive observée entre le vote Sarkozy aux présidentielles 2007 T1 et l'abstention en 2004 ($R = 0,36$). Observation qui peut venir appuyer l'idée déjà suggérée d'un grignotage de l'électorat du FN par le candidat Sarkozy, notamment dans les rangs des abstentionnistes et sans doute des abstentionnistes intermittents. D'autre part, un certain nombre de corrélations négatives sont observées sur les votes Laguiller Eu99, Besancenot P02 T1, PS Eu99/Eu04/P07, Saint Josse Eu99/Eu04 et l'abstention sur ces mêmes scrutins secondaires.

Nous pouvons suggérer que l'abstention forte sur des scrutins secondaires comme celui des européennes de 2004 peut s'accompagner d'un vote FN fort sur les scrutins présidentiels qui précèdent ou qui suivent ces scrutins secondaires. Cela ne semble pas être le cas, au vu des corrélations observées, pour les autres partis. Le FN bénéficierait donc de ces « pics abstentionnistes conjoncturels » sur les scrutins secondaires qui installent certains intermittents de l'abstention dans une position de marginalité à l'égard du système politique traditionnel. Il est significatif en outre de constater que les taux d'abstention sont en règle générale très fortement corrélés d'une élection à l'autre ce qui peut conduire à penser que certains territoires sont plus favorables à l'abstention

que d'autres. Si un abstentionnisme structurel existe sur ces territoires, il est ponctuellement alimenté par un abstentionnisme intermittent (c'est-à-dire que le pourcentage de personnes qui ne votent pas reste élevé sans que ce soit nécessairement les mêmes).

Cette relation supposée entre taux d'abstention et vote en faveur du FN en PACA ne doit pas négliger le fait que le vote FN est largement supérieur, sur ce territoire, à la moyenne nationale. Cette relation ne serait pas nécessairement observable sur un autre territoire et ce caractère particulièrement fort du vote FN pèse sans doute beaucoup dans cette relation avec l'abstention. On peut supposer par exemple (mais ce serait à tester) que sur un territoire où le vote communiste est particulièrement élevé, on puisse observer le même type de corrélations entre évolution des taux abstention et évolution du vote communiste. Ceux que l'on désigne sous l'expression d'abstentionnistes intermittents, lorsqu'ils votent, ont peut-être tendance à soutenir le parti qui, en dehors des grands partis (UMP et PS), est le mieux implanté localement.

Ces observations, si elles permettent d'esquisser certaines pistes de réflexions, ne prétendent pas rechercher des causalités susceptibles d'expliquer à chaque fois les distributions du vote FN et de l'abstention. Notre pratique d'enquête qualitative joue en effet le rôle de garde-fou en la matière. Se frotter à l'hétérogénéité des parcours, des situations sociales et des perceptions d'un certain nombre d'électeurs et d'électrices FN conduit à ne pas conclure trop rapidement à une combinaison miraculeuse de variables permettant dans toutes les situations, et malgré les diversités territoriales, d'appréhender ce phénomène électoral. Mise en garde à redoubler dès lors qu'une telle préférence politique est concurrencée par un phénomène électoral tel que l'abstention dont la distribution est, elle aussi, particulièrement difficile à expliquer. Notre objectif était sinon d'essayer de saisir des identités humaines derrière des mouvements de chiffres au moins de rappeler qu'elles existent. Nous souhaitons nous donner les moyens de pointer du doigt, derrière les interprétations générales, des mouvements moins cohérents, des écarts paradoxaux, des cas caricaturaux qui à eux seuls témoignent de la complexité du social. En ce qui concerne les liens éventuels entre abstention, vote FN et variables socio-démographiques

traditionnellement envisagées comme pesant significativement dans l'explication de ces « préférences » électorales, nous ne concluons pas au fait qu'il n'y ait aucune relation. Nous insistons seulement sur la nature des scrutins considérés et une fois encore sur leur succession dans le temps. Le pouvoir explicatif de ces variables, somme toute assez faible lorsqu'elles sont prises isolément (si on tient compte des corrélations observées) mérite d'être réévalué selon qu'il s'agit de scrutins « secondaires » (ici européens) pour lesquels une influence est perceptible ou de scrutins « principaux » (ici présidentiels) pour lesquels ils sont quasi-nuls. Autrement dit, les variables relatives aux mécanismes de domination sociale et politique, si elles jouent à plein lorsque les élections sont peu mobilisatrices, sont peut-être un peu « effacées » lorsque le scrutin est fortement polarisé²⁰⁹.

Pour conclure, nous suggérons que l'abstention, du moins celle dite intermittente et par-là insaisissable, peut être un passage vers une préférence politique. Préférence que les électeurs vont pouvoir reproduire (vote FN dans le cas de la PACA), systématiquement ou non, sur une succession de scrutins. Ce phénomène peut-être accentué selon la taille de la commune. Il est impossible, à partir des données étudiées, de cerner ni le moment ni les raisons qui font momentanément revenir ces électeurs vers l'abstention dans l'attente du prochain choix électoral qu'ils seront en mesure de faire. C'est sur ce point que le détour par les enquêtes qualitatives nous semble essentiel pour saisir des mécanismes de rapprochements et d'éloignements avec la politique instituée.

²⁰⁹ Voir sur ce point, une fois encore, Céline BRACONNIER, Jean-Yves DORMAGEN, *op. cit.*

BIBLIOGRAPHIE

- BIZEUL Daniel, *Avec ceux du FN*, Paris, La Découverte, 2003
- BON Frédéric, CHEYLAN Jean-Paul, *La France qui vote*, Paris, Hachette, 1988
- BRACONNIER Céline, DORMAGEN Jean-Yves, *La démocratie de l'abstention*, Paris, Gallimard, 2007
- DONZEL Alain, « Marseille, une métropole duale », *Faire-savoir* n° 5, décembre 2005, p. 13-19
- GAXIE Daniel, *Le Cens caché. Inégalités culturelles et ségrégation politique*, Paris, Seuil, 1978
- HERAN François, « Les intermittences du vote. Un bilan de la participation de 1995 à 1997 », *Insee première*, n° 546, septembre 1997
- HERAN François, ROUAULT Dominique, « La présidentielle à contre-jour : abstentionnistes et non inscrits », *Insee première*, n° 397, juillet 1995
- LEHINGUE Patrick, « L'objectivation statistique des électors : Que savons-nous des électeurs du Front national ? », in LAGROYE Jacques (dir.), *La Politisation*, Paris, Belin, Collection Socio-histoire, 2003, p. 247-278
- LE JEANNIC Thomas, « Radiographie d'un fait de société : la périurbanisation », *Insee première*, n° 535, Juin 1997
- MAYER Nonna, PERRINEAU Pascal (dir.), *Le Front National à découvert*, Paris, Presses de Sciences Po., 1997.
- MAYER Nonna, *Ces Français qui votent FN*, Paris, Flammarion, 1999
- MAYER Nonna, « Comment Nicolas Sarkozy a rétréci l'électorat le Pen », *Revue française de science politique*, vol. 57., n° 3-4, 2007

MUXEL Anne, « La participation » in PERRINEAU Pascal (dir.), *Atlas électoral 2007. Qui vote quoi, où, comment ?*, Paris, Presse de science po, 2007, p. 31-34

TRAÏNI Christophe (dir), *Vote en PACA. Les élections 2002 en Provence Alpes Côte d'Azur*, Paris, Karthala, IEP Aix, 2004

TRISTAN Anne, *Au Front*, Paris, Gallimard, 1987

SUBILEAU Françoise, « L'abstention : participation, représentativité et légitimité », *Regards sur l'actualité*, La documentation française, n° 287, janvier 2003

SUBILEAU Françoise, « Abstentionnisme », in PERRINEAU Pascal, REYNIE Dominique (dir.), *Dictionnaire du vote*, Paris, PUF, 2001, p. 1-4

VIARD (Jean), « Région Provence, la gauche d'une très courte tête » in PERRINEAU Pascal, REYNIE Dominique (dir.), *Le vote incertain. Les élections régionales de 1998*, Paris, Presses de Sciences po, 1999