HAL
open science

Contextualiser le ”vote agricole”.

Joël Gombin, Pierre Mayance

To cite this version:

Joël Gombin, Pierre Mayance. Contextualiser le ”vote agricole”. : Une analyse écologique. Les Cahiers du CEVIPOF, 2008, 48, pp.183-201. halshs-00421692

HAL Id: halshs-00421692

https://shs.hal.science/halshs-00421692

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.

CONTEXTUALISER LE ‘‘VOTE AGRICOLE’’. UNE ANALYSE ECOLOGIQUE

Joël GOMBIN (IEP Aix – CSPC)
& Pierre MAYANCE (Uni. Paris Dauphine – IRISES UMR 7170)

Dans chacun des grands colloques que la FNSP et l’AFSP organisèrent sur le rapport à la politique des paysans (colloques de 1956, 1970)[1] figuraient des études de géographie électorale portant sur le « vote paysan ». Ces études se doublaient le plus souvent d’une analyse écologique, conduisant à contester l’idée d’un « vote paysan » unifié et homogène, et à placer au contraire l’accent sur l’hétérogénéité du comportement électoral de cette catégorie de la population (Klatzmann, 1956 ; Derivry, 1970)[2]. Ce type d’analyse se retrouve encore, sous la plume d’Isabel Boussard et Jean Chiche[3], ou encore de Patrick Quantin[4], dans l’ouvrage *Les agriculteurs français aux urnes* issu du colloque de 1990 à Bordeaux. Cependant, au cours des années 1980, se développent les études menées sur la base de sondages, dont bénéficient également les recherches relatives au vote des agriculteurs, comme en témoigne la contribution de Daniel Boy et Elisabeth Dupoirier[5] lors du colloque de 1987, ou celle de Nonna Mayer[6] dans l’ouvrage précédemment cité. On a alors pu constater un certain essoufflement des enquêtes inscrites dans une approche écologique, non seulement concernant le vote des agriculteurs mais encore de manière plus large.

Le changement de méthode employé pour étudier le « vote agricole » s’est accompagné d’une évolution quant aux conclusions dégagées par les chercheurs qui s’y sont intéressés. Il est difficile de faire la part entre les évolutions dues aux changements de cadres théoriques qui ont affecté la sociologie électorale dans son ensemble et celles qui relèvent davantage d’une spécificité du champ des études portant sur le comportement électoral des agriculteurs. Toujours est-il que là où certains construisaient jadis des schémas explicatifs complexes, mettant en jeu tant la place des agriculteurs dans l’appareil productif que leur relation au fait religieux, faisant de ces deux aspects autant de variables indépendantes[7], la tendance de ces vingt dernières années a davantage été à insister sur l’homogénéité et la constance de l’orientation électorale conservatrice d’un monde agricole supposé unifié. La question, dès lors, n’a plus été d’établir ou de réfuter « la stabilité du vote des agriculteurs depuis le début des années soixante-dix », mais de l’ « expliquer »[8]. La littérature n’est toutefois pas unanime, comme l’illustre l’article d’Isabel Boussard et Jean Chiche[9] qui, sur des bases écologiques, s’inscrit en faux par rapport aux conclusions de ceux qui travaillent à partir de sondages. Néanmoins, ces études menées à partir de données écologiques partagent avec celles issues de sondages la propension à s’intéresser aux tendances moyennes plutôt qu’à la dispersion. En d’autres termes, on réifie un supposé « vote agricole », alors que d’autres études, menées à petite échelle, laissent apercevoir la diversité des comportements électoraux d’une catégorie socioprofessionnelle éclatée[10].

---

[1] Fauvet, Jacques & Mendras, Henri (dir.), *Les paysans et la politique dans la France contemporaine*, Paris : Armand Colin, 1958 et Gervais, Michel, Servolin, Claude et Tavernier Yves (dir.), *L’univers politique des paysans dans la France contemporaine*, Paris, Armand Colin, 1972.

[2] Klatzmann, Joseph, « Comment votent les Paysans Français », *RFSP*, 1958, vol. 8, n° 1, p. 13-41 ; Derivry, Daniel, « Analyse écologique du vote paysan », in AFSP, *Les Paysans français et la politique*. *Colloque des 29 et 30 mai 1970*, version papier.

[3] Boussard, Isabel, Chiche, Jean, « Chapitre I. Les élections présidentielles et législatives de 1988, européennes de 1989. Analyse écologique globale », in Hervieu, Bertrand (dir.), *Les agriculteurs français aux urnes*, Paris, L’Harmattan, 1992, p. 27–45.

[4] Quantin, Patrick, « Chapitre VII. Vigne et vote en Gironde. Une analyse écologique et des pistes d'interprétation », in Hervieu, Bertrand (dir.) *Les agriculteurs français aux urnes*, Paris, L’Harmattan, 1992, p. 127-144.

[5] Boy, Daniel & Dupoirier, Elisabeth; « Comment expliquer la stabilité du vote des agriculteurs depuis le début des années soixante dix ? », in AFSP, *Les agriculteurs et la politique depuis 1970*, Paris : AFSP, 1987, rapport n° 521.

[6] Mayer, Nonna, « Chapitre II. Le vote des agriculteurs en 1988 : facteurs individuels, facteurs contextuels », *in* Hervieu, Bertrand (dir.), *Les agriculteurs français aux urnes*, Paris, L’Harmattan, 1992, p. 47-65.

[7] Cf. la conclusion de l’œuvre classique de Joseph Klatzmann : « Les cartes que l’on vient d’examiner montrent l’extrême diversité du comportement électoral des agriculteurs. Le paysan des Côtes-du-Nord ne vote pas comme celui des Basses-Pyrénées ». La répartition des voix entre les listes est totalement différente dans la Creuse et le Bas-Rhin » : Klatzmann, Joseph, « Comment votent les paysans français », *Revue française de science politique*, 1958, vol. 8, n° 1. Cf. également Derivry, Daniel, « Analyse écologique du vote paysan », communication au colloque « Les paysans français et la politique », 1970.

[8] Cf. la « note de recherche » présentée par Daniel Boy et Elisabeth Dupoirier au colloque de 1987, dont le titre est « Comment expliquer la stabilité du vote des agriculteurs depuis le début des années soixante-dix ? ».

[9] Boussard, Isabel, Chiche, Jean, *op.cit.*

[10] Cf. par exemple Quantin, Patrick, « Chapitre VII - Vigne et vote en Gironde. Une analyse écologique et des pistes d’interprétation », in Hervieu, Bertrand (dir.), *Les agriculteurs français aux urnes*, Paris, L’Harmattan, 1992, p. 127-144, ainsi que Roy, Jean-Philippe, « Chapitre XII – Vote FN et structure agricole en région Centre », in Hervieu, Bertrand (dir.), *Les agriculteurs français aux urnes*, Paris, L’Harmattan, 1992, p. 209-229.

Cet article[11] se propose de réexaminer la question des comportements électoraux des agriculteurs aujourd'hui en revisitant la méthode écologique. Plutôt que de nous intéresser aux tendances centrales, nous mettrons ici l'accent sur la diversité des comportements électoraux de la population agricole, en tentant d'en restituer les principales logiques. Après avoir présenté les données et la méthode utilisée, nous présenterons les principaux résultats et tenterons d'évaluer le poids respectif des différentes variables explicatives mobilisées.

Données agrégées, méthode écologique

Étudier le comportement électoral de la population agricole pose d'abord un certain nombre de questions d'ordre méthodologique. Un certain nombre de difficultés se présentent ainsi au chercheur. En premier lieu, il faut rappeler que les agriculteurs, cette « minorité issue d'une majorité », représentent une part de plus en plus faible de la population. Tandis que Klatzmann pouvait en 1958 considérer comme agricoles les cantons où la population active était constitué au minimum à 70 % d'agriculteurs[12], nous pouvons aujourd'hui difficilement trouver des cantons où cette population dépasse les 30 %. La deuxième difficulté porte sur l'appréhension conceptuelle de ce vote, selon que l'on travaille sur un vote « agricole », « rural » ou « paysan ». Dès lors, se pose la question des données disponibles et corrélativement des techniques à utiliser.

En matière de sociologie électorale quantitative, deux grands types de données sont disponibles : les données issues d'enquête par sondage d'une part, les données agrégées (issues pour l'essentiel de l'activité administrative et de l'appareil statistique public) d'autre part. Les premières portent sur les individus, tandis que les secondes concernent soit directement le territoire (ainsi du nombre de résidences secondaires par commune), soit constituent une agrégation de données individuelles à un niveau territorial donné (ainsi des données électorales ou encore de la composition socioprofessionnelle de la population).

Ce n'est pas lieu ici d'apprécier l'utilité des sondages pour la sociologie électorale. Il convient en revanche de noter, pour ce qui est du problème présent, que l'enquête par sondage présente un inconvénient majeur : sur une enquête par quota menée sur 1000 personnes, il y a environ 40 agriculteurs. En effet, les agriculteurs représentent une part de plus en plus faible de la population active, ce qui rend difficile l'appréhension de leurs comportements, et en particulier de leur hétérogénéité, par les enquêtes classiques. Ce nombre restreint de sondés rend très difficile une régionalisation du vote et encore plus le croisement avec d'autres variables. En effet les sous-catégories deviennent rapidement trop petites pour être significatives. Ces dispositifs d'enquête sont par ailleurs coûteux et les données qui en sont issues ne sont pas le plus souvent pas publiques. Même dans le cas de grandes enquêtes scientifiques, comme le Baromètre politique français (environ 5000 enquêtés par vague), qui est régionalisé (neuf grandes régions), on compte en moyenne 28 agriculteurs par grande région – ou plus exactement, 28 enquêtés dont le chef de ménage est agriculteur exploitant. On comprend que de telles données ne sont pas de nature à permettre de connaître, de manière fine, le comportement électoral des agriculteurs.

L'analyse dite écologique porte sur des données territorialement agrégées. Étant le plus souvent produites par l'appareil statistique public, ces données sont gratuites ou le cas échéant bon marché. Elles sont disponibles publiquement, elles sont extensives et permettent une analyse diachronique car les recensements, comme les scrutins électoraux, sont réitérés à échéance régulière. Dans le cadre de cet article nous avons travaillé à partir des résultats électoraux de l'élection présidentielle de 2007[13], des données sociodémographiques issues du recensement général de la population (RGP) de 1999[14] ainsi que des données issues du recensement général agricole (RGA) de 2000, produites par le Ministère de l'Agriculture[15]. Nous sommes donc amenés à mobiliser les outils méthodologiques de l'analyse écologique.

---

[11] Qui reprend largement une communication présentée le 19 décembre 2007 dans le cadre du séminaire interdisciplinaire « Les mondes agricoles en politique », organisée d'octobre 2006 à décembre 2007 par l'INRA, le CEVIPOF et le CIHEAM en partenariat avec l'AFSP. Nous remercions Nonna Mayer et Bertrand Hervieu, ainsi que les participants au séminaire pour leurs remarques et conseils.

[12] Il pouvait ainsi écrire : « Le milieu agricole offre des possibilités incomparables pour les études de géographie électorale. Il est en effet des communes peuplées presque uniquement d'agriculteurs. En analysant la répartition des voix, dans ces communes, on apprend comment votent les électeurs paysans. On ne peut faire de même pour aucun autre groupe social, car il n'existe pas de bureaux de vote dont les électeurs soient uniquement des ouvriers ou des commerçants ou des membres des professions libérales » : Klatzmann, Joseph, « Comment votent les Paysans Français », *RFSP*, 1958, vol. 8, n° 1, p. 13.

[13] Ces données nous ont été communiquées par le ministère de l'Intérieur. Nous remercions particulièrement Elisabeth Scherrer, Brigitte Hazart ainsi qu'Anne Jadot.

[14] Ces données nous ont été communiquées par le Centre Maurice-Halbwachs (ex-LASMAS) et ses Archives de données issues de la statistique publique (ADISP). Nous tenons à remercier Alexandre Kych.

[15] Ces données ont pu être consultées au sein du Centre d'Économie et Sociologie Appliquées à l'Agriculture et aux Espaces Ruraux, CESAER - UMR INRA-ENESAD.

Cette approche comporte un certain nombre de limites, dont la plus connue est celle dite de la « fallace écologique » mise en lumière par W.S. Robinson[16] : il n'est logiquement pas possible de connaître le comportement des individus à partir de données agrégées à un niveau territorial donné. Cela n'a néanmoins pas empêché les sciences sociales d'étudier avec profit les covariations des phénomènes sociaux et d'en tirer des conclusions pertinentes[17]. Cette impossibilité *logique* n'est donc pas une impossibilité *pratique*, mais elle doit inciter à la prudence et au croisement des données et des méthodes.

De plus, dans le cas présent, il y a un lien fort entre un groupe socioprofessionnel (les agriculteurs) et un type de territoire (les territoires ruraux), ce qui rend extrêmement intéressante la prise en compte d'une problématique spatiale. Il s'agira alors, dans la tradition illustrée notamment par Daniel Derivry, de s'interroger sur les sens différents que peuvent prendre les corrélations dans des espaces de référence différents (par exemple, les différents départements et le pays dans son ensemble).

Il faut tout d'abord construire notre catégorie « population agricole ». Nous avons fait le choix de construire un indicateur, ci-après appelé « population agricole », qui est la proportion totale de la population exerçant ou ayant exercé (retraités) une profession agricole (exploitant ou ouvrier agricole)[18]. Ce choix écarte et inclue un certain nombre de sous populations. Ainsi nous ne prenons pas en compte les enfants et les conjoints non professionnels qui sont une part supplémentaire de la population liée au monde agricole. De plus nous avons inclus les salariés agricoles[19] – ce qui est susceptible d'introduite un élément d'hétérogénéité.

Cette « population agricole », plus importante donc que les simples agriculteurs en activité, constitue une part non négligeable de la population française. Il existe une relation décroissante avec la population de la commune, jusqu'à 1 000 habitants, cette population est supérieure ou égale à 10 %, et supérieure ou égale à 5 % pour les communes jusqu'à 3 000 habitants. Dans les communes classées comme rurales par l'INSEE, la population agricole représente en moyenne 16,7 % de la population totale. Géographiquement, la population agricole est mieux implantée dans le sud-ouest et l'ouest du pays que dans l'est. Il existe donc encore des « mondes agricoles », bien que vieillissants, avec plus de retraités que d'actifs.

Gérer l'hétérogénéité

A la suite de plusieurs analyses exploratoires, nous avons constaté que les comportements électoraux des mondes agricoles sont caractérisés, lors de l'élection présidentielle de 2007, par une forte hétérogénéité. Nous avons alors fait l'hypothèse que cette hétérogénéité était spatialement structurée. En d'autres termes, si on constate que la relation entre part de la population agricole et résultats des différents candidats varie d'une commune à l'autre, on fait l'hypothèse que cette variation n'est pas aléatoire mais qu'elle est structurée géographiquement. Faute d'espace plus pertinent, nous avons choisi le département comme espace de référence, au sens donné à ce terme par Daniel Derivry et Mattei Dogan[20], tandis que la commune est l'espace d'agrégation. Chaque département compte en général plus d'une centaine de communes, ce qui permet d'effectuer les opérations statistiques standard (coefficients de corrélation notamment) avec une faible marge d'erreur. On peut d'ailleurs vérifier le bien-fondé de ce choix. Une analyse de variance (*variance components*) multiniveau permet de déterminer quelle est la part de la variance totale (au niveau des communes) dont rend compte le niveau départemental. On constate ainsi, dans le cas du vote en faveur de Nicolas Sarkozy au second tour, que le niveau départemental « explique » 31,6 % de la variance totale. Cette proportion s'élève à 41,8 % si l'on retient le canton et non la commune comme espace d'agrégation. Les proportions sont comparables en ce qui concerne les résultats obtenus par les autres candidats à la présidentielle. En un mot, en moyenne, deux communes (ou d'un canton) d'un même département présentent des résultats électoraux plus proches que deux communes de départements différents. Le département apparaît donc comme un espace pertinent de référence dans l'analyse du vote[21].

---

[16] Robinson, William S., « Ecological correlations and the behavior of individuals », *American Sociological Review*, 1950, vol. 15, n° 3, p. 351–57.

[17] Rappelons d'ailleurs que Durkheim considérait la méthode des « variations concomitantes » comme la méthode sociologique d'administration de la preuve par excellence : Durkheim, Emile, *Les règles de la méthode sociologique*, Paris, PUF, coll. « Quadrige », 2002, p. 124 et suivantes.

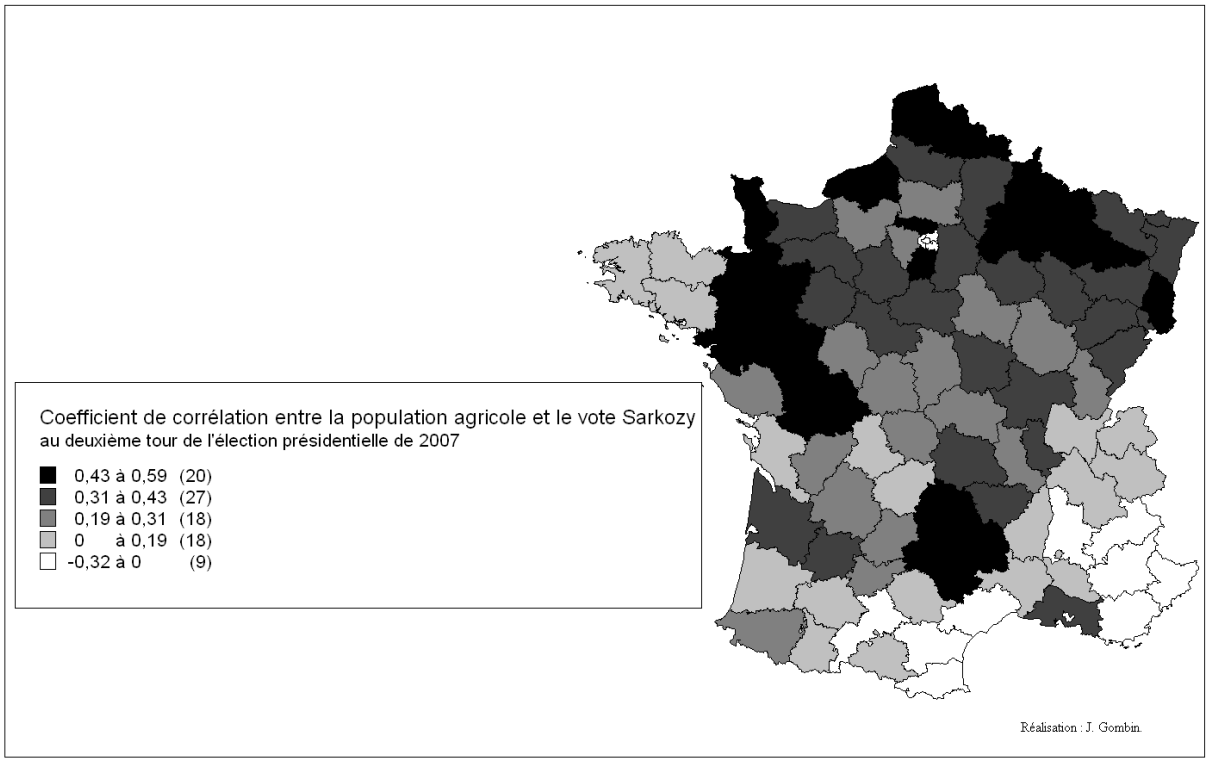
[18] La nomenclature PCS de l'INSEE en 42 postes ne nous permet pas d'inclure dans cette population agricole les ouvriers agricoles retraités.

[19] A tout le moins ceux recensés par l'INSEE dans le RGP. On sait que cette mesure est sujette à caution, beaucoup d'ouvriers agricoles étant saisonniers et/ou migrants.

[20] Derivry, Daniel & Dogan, Mattei, « Unité d'analyse et espace de référence en écologie politique. Le canton et le département français », *RFSP*, vol. 21, n° 3, 1971, p. 517-570.

[21] Il convient de noter que cela n'en fait pas pour autant un espace pertinent d'agrégation.

Ces choix méthodologiques étant effectués, il est alors possible d'étudier, département par département, le lien entre part de la population agricole dans la population totale et résultats obtenus par chacun des candidats à l'élection présidentielle (ainsi que les taux d'abstention et de vote blancs et nuls aux premier et deuxième tours), par commune. Cela permet de vérifier que ce lien varie d'un département à l'autre. Prenons l'exemple du vote en faveur de Nicolas Sarkozy au second tour de l'élection présidentielle[22]. Le coefficient de corrélation entre ce vote et la population agricole varie entre -0,32 dans les Alpes-Maritimes, et 0,59 dans le Pas-de-Calais. On peut cartographier ces coefficients (cf. carte 1). Il en va de même pour les autres résultats électoraux. On constate à nouveau la pertinence du choix départemental : en effet, la moyenne des valeurs absolues des coefficients de corrélation départementaux est, dans tous les cas, supérieure à la valeur absolue du coefficient de corrélation national. En d'autres termes, travailler directement au niveau national introduit une fallace. On est ici dans la situation inverse de celle décrite par Robinson, qui reprochait à l'analyse écologique de faire apparaître à des niveaux agrégés des corrélations inexistantes à des niveaux moins agrégés[23].



Carte 1. Population agricole et vote en faveur de Sarkozy lors du deuxième tour de l'élection présidentielle

L'enjeu est alors d'essayer de mettre en ordre la masse de coefficients de corrélation ainsi calculés. Pour ce faire, nous avons utilisé la classification automatique, méthode d'analyse des données dérivée de l'analyse factorielle. Schématiquement, cette méthode permet d'affecter automatiquement les individus statistiques (ici les départements) à une classe de telle sorte que chaque classe soit le plus homogène possible et que les classes soient les plus différentes possibles les unes des autres. La qualité de la classification obtenue est satisfaisante : la distance moyenne des individus statistiques au centre de leur classe (*intra*) est de 0,19, tandis que la distance moyenne entre les classes (*inter*) est de 0,65. La caractérisation des quatre classes obtenues est figurée dans le tableau 1, et leur répartition géographique sur la carte 2.

La classe 1 regroupe les départements dans lesquels il existe une association positive entre population agricole, vote de droite gouvernementale et vote d'extrême droite. Cette classe concerne principalement le grand bassin parisien, la Seine-Maritime, le Calvados, le Nord, l'Ouest intérieur, la Gironde, le Rhône ainsi que les Bouches-du-Rhône.

La classe 2 est une classe quelque peu médiane, peu caractéristique. Dans les départements qui y appartiennent, la population agricole n'est pas corrélée de manière significative avec des résultats électoraux particuliers. Une trentaine de départements s'y rattache, notamment dans le centre du pays.

[22] Tous les résultats électoraux sont exprimés en % des inscrits.
[23] W. S. Robinson, *art.cit.*

La classe 3 rassemble des départements dans lesquels la population agricole est, plus ou moins fortement, statistiquement associée à un vote en faveur de candidats de gauche (Ségolène Royal, José Bové). Tous ces départements se situent dans un espace méditerranéen, perçu de manière extensive (de la Haute-Garonne aux Hautes-Alpes)[24].

Enfin, la classe 4 est caractérisée par une association statistique de la population agricole au vote en faveur de la droite gouvernementale (N. Sarkozy), mais pas au vote pour J.-M. Le Pen, à l'inverse de la classe 1. Les départements concernés se situent, pour l'essentiel, dans le Nord-Est, dans l'Ouest intérieur ainsi qu'au sud du Massif central.

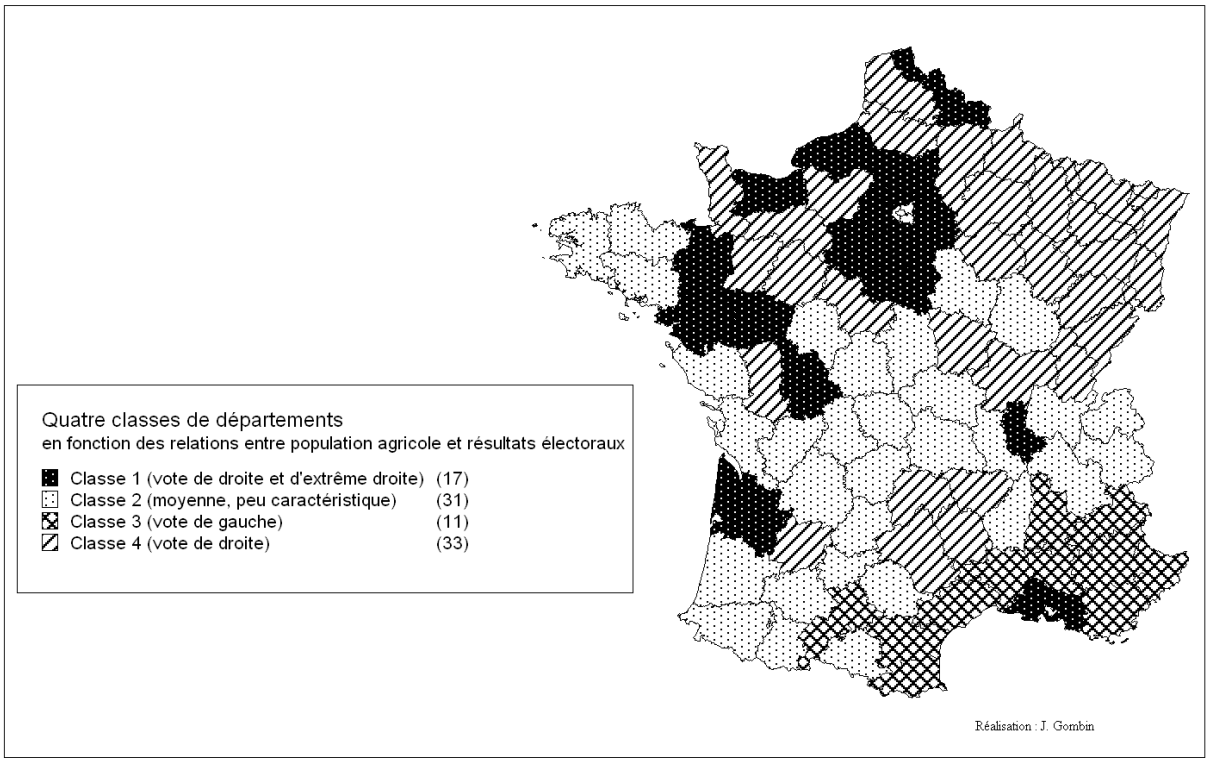
On perçoit ainsi à quel point une étude purement nationale, qui conclurait à un vote massif des populations agricoles en faveur de la droite, laisserait de côté la diversité des configurations locales. Même si les éléments produits jusqu'à présent ne permettent pas de conclure avec certitude que « les agriculteurs » ou « la population agricole » vote « à droite » ici ou « à gauche » là, ces données empiriques incitent à approfondir l'analyse. En tout état de cause, il semble bien que les choses soient plus complexes qu'une analyse surplombante, partant du présupposé que les agriculteurs constituent un groupe social homogène d'un point de vue électoral, ne pourrait le laisser penser.

Toutefois, en voulant remettre en cause une lecture purement nationale du comportement électoral des agriculteurs, on ne saurait se contenter d'en appeler à un hypothétique « esprit des lieux » ou à la version semi-savante qu'en constitue la notion de culture politique locale. Il convient de tenter de restituer les logiques sociologiques et les configurations localisées qui peuvent amener les populations agricoles à s'aligner sur telle ou telle entreprise partisane.

Tableau 1. Les coefficients de corrélation entre résultats électoraux et population agricole au sein de chacune des classes

Coefficients de corrélation avec la population agricole	CLASSE							
	1		2		3		4	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Abstention 1	-,11	,17	,08	,11	-,07	,17	-,05	,16
Blancs et nuls	,06	,12	,04	,08	,06	,08	,00	,07
Besancenot	-,12	,12	-,18	,10	-,02	,15	-,22	,09
Buffet	-,16	,12	-,03	,11	,00	,10	-,15	,08
Schivardi	,07	,09	,04	,07	,12	,10	,00	,06
Bayrou	-,1	,1	,0	,1	,0	,1	,1	,1
Bové	,10	,14	,13	,10	,21	,14	,06	,09
Voynet	-,08	,08	-,07	,10	-,04	,13	-,08	,07
De Villiers	,25	,14	,10	,10	,00	,09	,12	,08
Royal	-,41	,11	-,21	,09	,11	,06	-,38	,09
Nihous	,3	,1	,3	,1	,3	,1	,1	,1
Le Pen	,32	,09	,02	,12	-,07	,11	,02	,12
Laguiller	-,02	,09	-,06	,08	-,04	,08	-,12	,06
Sarkozy	,24	,13	,06	,08	-,19	,08	,33	,11
Abstention 2	,0	,1	,0	,1	,0	,2	,0	,1
Sarkozy 2	,40	,09	,18	,07	-,15	,10	,41	,08
Royal 2	-,39	,11	-,18	,09	,17	,11	-,40	,08

[24] Nous nous permettons ici de renvoyer à une monographie que nous avons menée sur la région PACA qui permet de confirmer que certaines composantes de la population agricole semblent effectivement voter à gauche : Gombin, Joël et Mayance, Pierre, « PACA : Des mondes ruraux à contre-courant ? », *in* Gombin, Joël et Mayance, Pierre (dir.), *Vote en PACA 2007*, Paris, L'Harmattan, coll. « Cahiers politiques », 2008.



Carte 2. Classification automatique des départements

Orientations agricoles, religion et vote

Deux grands types de variables nous semblent pouvoir être testés pour comprendre pourquoi les populations agricoles ne sont pas associées aux mêmes comportements électoraux dans les différents départements. Cela n'est naturellement pas exhaustif, mais ces deux ensembles de variables sont sans doute ceux qui offrent le meilleur rapport entre la possibilité de les opérationnaliser et leur potentiel explicatif. D'une part, le type de cultures pratiqué semble pouvoir rendre compte de différences potentielles de comportement électoral : il est *a priori* probable que le grand céréalier de la Beauce ne manifeste pas les mêmes orientations électorales que le petit éleveur caprin du Larzac ou le maraîcher niçois. D'autre part, la sociologie électorale nous apprend que le niveau d'intégration religieuse est une variable « lourde » du comportement électoral, même si malheureusement cette variable est de moins en moins souvent testée[25]. Il est de plus envisageable que cela soit particulièrement vrai en milieu rural et dans certains mondes agricoles.

En ce qui concerne les différents types de culture et d'agriculture, la statistique publique offre des données extrêmement riches : le Recensement général agricole, dont la dernière édition date de 2000, recense l'ensemble des exploitations agricoles et offre un grand nombre de données sur chacune d'elles. Les données sont malheureusement agrégées au niveau du canton (N = 3491), ce qui nous interdit ainsi d'utiliser le maillage communal. Afin de pouvoir exploiter la richesse des données offertes, nous avons réalisées une analyse en composantes principales (ACP), en prenant comme variables actives les données sur les orientations technico-économiques (OTEX), le mode de faire-valoir, la taille en surface agricole utile (SAU), et la taille en unité de travail annuel (UTA) des exploitations professionnelles[26]. On a ensuite introduit comme variables supplémentaires les résultats des élections présidentielles de 2007 et 2002 ainsi que quelques données sociodémographiques.

[25] Claude Dargent établit ainsi, à propos de l'élection présidentielle de 2002, que la religion est – de loin – la variable la plus prédictive du comportement électoral : Dargent, Claude, « La religion, encore et toujours », *in* Cautrès, Bruno & Mayer, Nonna (dir.), *Le nouveau désordre électoral. Les leçons du 21 avril 2002*, Paris, Presses de Sciences Po, 2004.

[26] La MBS sert à classer les exploitations selon leur valeur ajoutée. Elle est à la base du classement par OTEX qui classe les exploitations selon leur production dominante. L'UTA permet quant à elle de mesurer la quantité de main d'œuvre. Le mode de faire-valoir décrit la relation entre l'exploitant et les terres qu'il travaille, on parle de faire-valoir direct sur les terres dont il est propriétaire et de fermage sur les terres louées. Par ailleurs, les terres sont utilisées par l'exploitant seul ou avec des associés.

Les cinq premières composantes sont retenues[27]. La première composante oppose des territoires dans lesquels dominent des exploitations intensives en main d'œuvre (fleurs et horticulture, polyculture, maraîchage) à d'autres territoires davantage marqués par l'élevage de bovins. L'observation des variables supplémentaires laisse apparaître que cette opposition est largement redondante avec celle qui existe entre les aires urbaines et les zones rurales. Ainsi, cette première dimension oppose ceux qu'on pourrait appeler, par abus de langage, les « agriculteurs des villes » aux « agriculteurs des campagnes ».

La seconde composante oppose deux types de structure agraire. D'un côté, des exploitations en faire-valoir direct ; il s'agit notamment d'élevage, en particulier caprin et ovin. De l'autre côté, des exploitations exploitées par des associés. Il s'agit alors davantage d'exploitations céréalières ou consacrées aux grandes cultures. Ce clivage recouvre partiellement un gradient sud/nord.

La troisième composante est moins évidente à interpréter. Elle oppose les exploitations consacrées aux céréales et oléoprotéagineux, employant une main d'œuvre salariée assez limitée, à d'autres exploitations (polyélevage à orientation granivore, bovins à lait, fleurs et horticultures…) plus intensives en main d'œuvre.

La quatrième composante oppose l'horticulture, un type de culture très intensif en main d'œuvre et localisé autour de villes intermédiaires, au maraîchage et à la fruticulture, qui sont des exploitations de taille moyenne en termes de main d'œuvre, localisées en région parisienne et autour des grandes métropoles. Cette dimension reflète donc un clivage au sein des « agriculteurs des villes ».

Enfin, la cinquième composante distingue les territoires dans lesquels la viticulture tient une place importante de ceux où les grandes cultures et la céréaliculture prédomine.

Il est intéressant de noter que toutes ces dimensions sont très nettement localisées dans l'espace géographique. Pour autant, présentent-elles un lien avec les orientations électorales supposées de la population agricole ? Nous avons cherché à le tester de deux manières différentes. D'une part, en étudiant les variables illustratives (ou supplémentaires) utilisées dans l'analyse en composantes principales ; d'autre part, en testant le lien statistique existant entre ces composantes et la classification des départements opérée précédemment.

La projection de variables supplémentaires dans l'espace formé par les composantes permet de repérer en première approximation si un type d'agriculture et une orientation électorale coexistent dans certains cantons. Ainsi, la composante 1 est associée statistiquement à un vote en faveur de Sarkozy ($r = 0,21$) et à l'abstention ($r = 0,14$) pour le maraîchage et l'horticulture. A l'inverse, il existe une relation statistique entre la prééminence sur un territoire de l'élevage et le vote en faveur de Besancenot ($r = 0,46$), Laguiller ($r = 0,46$), les votes blancs ou nuls ($r = 0,44$). Il faut toutefois interpréter cette relation avec beaucoup de précautions : d'une part, ces indications concernent le comportement électoral de toutes les catégories d'électeurs, et non de la seule population agricole. D'autre part, la composante 1 étant assez largement liée au clivage urbain/rural, ce dernier interfère sans doute dans les relations observées. On aura donc garde de ne pas interpréter trop rapidement cette relation.

La deuxième composante présente une relation avec le vote en faveur de Jean-Marie Le Pen d'une part (pour ce qui est des petites exploitations, $r = 0,29$) et François Bayrou d'autre part (davantage pour les grandes exploitations, $r = 0,27$).

Pour ce qui concerne la troisième composante, la dimension concernant l'élevage est liée aux votes en faveur de Bayrou ($r = 0,38$), Voynet ($r = 0,36$) et Royal lors du second tour ($r = 0,25$). A l'inverse, dans cette composante, la céréaliculture est associée au vote Le Pen ($r = 0,32$) et à l'abstention ($r = 0,28$).

Les composantes suivantes ne sont pas clairement associées à un vote en particulier. Cette première manière d'envisager le lien entre orientation agricole n'est donc pas très concluant, dans la mesure où les associations sont relativement faibles et où, surtout, elles ne permettent pas de qualifier le vote des populations agricoles en particulier. Le risque est donc fort que des variables cachées interviennent. A tout le moins, il conviendrait ici davantage de parler d'espaces agricoles associées à tel ou tel vote que de votes des populations agricoles.

Une autre manière de tester la relation entre orientations agricoles et orientations électorales des populations agricoles consiste à tester s'il existe un lien statistique entre la classe à laquelle appartient un département du point de vue du lien observé dans ce département entre population agricole et résultats électoraux (cf. supra) et la

[27] Elles représentent 43 % de l'inertie totale.

position de ce département sur les cinq composantes relatives aux orientations agricoles. Pour cela, on utilise le test de l'eta². Pour chacune des cinq composantes étudiées, l'eta² varie entre 0,08 et 0,15 : pour être relativement faibles, ces valeurs n'en sont pas moins significatives[28]. On peut donc affirmer que les variations géographiques du comportement électoral des populations agricoles qu'on peut raisonnablement inférer, sont partiellement liées aux différences géographiques en termes d'orientations agricoles, notamment technico-commerciales. Cela rejoint les conclusions d'un certain nombre d'études localisées, quantitatives ou qualitatives.

Si on ne peut donc affirmer que l'hétérogénéité géographique des orientations électorales des mondes agricoles se réduit à des effets de composition dus aux caractéristiques des systèmes agricoles locaux, il n'en reste pas moins que des indices sérieux existent laissant penser que ces derniers exercent une influence non négligeable sur les comportements électoraux des populations agricoles. Dire ceci ne tranche d'ailleurs pas l'interprétation à donner à ce fait. Seules des recherches davantage qualitatives peuvent apporter des éléments de réponse à cet égard.

On ne saurait refermer le dossier de l'explication des différences de comportement électoral au sein des mondes agricoles sans aborder la question de la pratique religieuse, ou du moins des traditions religieuses. En effet, on sait qu'historiquement c'est dans les mondes ruraux que l'influence politique et sociale de l'institution catholique a été le plus conservée. De plus, la pratique religieuse constitue un exemple intéressant de variable contextuelle, donc particulièrement adaptée à l'analyse écologique : le fait de vivre dans un milieu catholique pratiquant peut exercer des effets au moins aussi importants sur le comportement électoral que le fait d'être soi-même catholique pratiquant. Comme l'ont montré Derivry et Dogan, le niveau de pratique religieuse constitue en France une variable écologique plus prédictive des résultats électoraux que la structure socioprofessionnelle[29].

Afin de tester cette variable, nous avons utilisé les données rassemblées par Isambert et Terrenoire[30]. Celles-ci rassemblées dans les années 1960 et 1970, sont malheureusement les dernières disponibles. De plus, ces données sont d'une qualité moyenne : elles ne couvrent que les cantons ruraux, et pas l'intégralité. Néanmoins, elles ont le mérite d'exister, et il demeure intéressant de vérifier si ces données anciennes ont encore une quelconque relation avec les phénomènes électoraux contemporains. Aussi, nous avons utilisé le taux de messalisants par département comme indicateur contextuel du caractère plus ou moins catholiques des départements (N = 78). On a ainsi calculé, pour chaque candidat à l'élection présidentielle de 2007, le coefficient de corrélation entre le taux départemental de messalisant et le coefficient de corrélation départemental entre population agricole et vote en faveur du candidat à l'élection présidentielle. Précisons que le taux de messalisants est celui de la population générale et ne se rapporte pas spécifiquement à la population agricole. Il est ainsi considéré comme une variable contextuelle, d'autant plus que la mesure est ancienne. Il n'est pas question ici d'inférer d'une éventuelle corrélation écologique une quelconque corrélation individuelle.

L'ancienneté des données mobilisées rend d'autant plus intéressant le fait que l'on trouve néanmoins des corrélations significatives. Comme le montre le tableau 2, des corrélations significatives existent bel et bien, en particulier concernant le vote en faveur de François Bayrou d'une part, et en faveur de Ségolène Royal d'autre part. Ces chiffres s'interprètent de la manière suivante : plus la population rurale d'un département était messalisante dans les années 1960 et 1970, plus le lien entre population agricole et vote Bayrou est positif en 2007 (et plus la corrélation entre population agricole et vote Royal est négative). En d'autres termes, l'alignement à droite et au centre du vote agricole semble être plus fort dans les départements d'ancienne tradition catholique, tandis que dans les départements anciennement déchristianisés, ce lien apparaît moins nécessaire. Ce constat, d'ordre statistique, ne préjuge naturellement pas de l'interprétation que l'on peut faire de ces éléments.

Les données agrégées que nous avons mobilisées permettent de remettre en cause l'idée d'une homogénéité électorale des mondes agricoles. Bien plutôt que de considérer que tous les membres du monde agricole seraient quasi naturellement conservateurs, il apparaît qu'il faut être attentif à la complexité des configurations locales ; et que s'il est vrai qu'en moyenne, les agriculteurs exploitants sont sans doute plus à droite que le reste du corps électoral, il n'en reste pas moins qu'il y a une forte hétérogénéité des alignements électoraux des agriculteurs,

[28] Le eta², parfois appelé rapport de corrélation, est une mesure de taille d'effet permettant d'apprécier l'effet d'une variable continue sur une variable catégorielle. Il s'interprète, de manière comparable au coefficient de corrélation linéaire au carré, comme la part de la variance de la variable expliquée dont rend(ent) compte la (les) variable(s) explicative(s) prise(s) en compte.

[29] Derivry, Daniel & Dogan, Mattei, « Religion, classe et politique en France. Six types de relations causales », *Revue française de science politique*, vol. 36 n° 2,1986, pp. 157-181

[30] Isambert, François-André et Terrenoire, Jean-Pierre, *Atlas de la pratique religieuse des catholiques en France*, Paris, Presses de la FNSP, 1980.

hétérogénéité qui trouve une traduction spatiale. Au surplus, on peut, en n'utilisant que des données agrégées, partiellement restituer les logiques qui président à ces alignements électoraux locaux différenciées : d'une part, ils sont liés à des conditions socioéconomiques de production extrêmement différentes ; d'autre part, le contexte religieux local exerce également une influence non négligeable.

Ces éléments ne permettent naturellement pas de tirer des conclusions valables au niveau individuel. Mais on peut se demander si c'est bien là l'essentiel. Plutôt que de se mettre en quête du Graal introuvable du « vrai » déterminant individuel du vote, ne vaut-il pas mieux, sur la base de constatations empiriques telles que celles que nous avons mobilisées, tenter de restituer, en articulant éléments quantitatifs et éléments qualitatifs, des configurations locales rendant compte de l'articulation des variables en un lieu et un moment donnés ? Telle est en tout cas l'approche pour laquelle nous plaidons.

Tableau 2. Coefficients de corrélations entre messalisants et coefficients de corrélation entre population agricole et vote.

Corrélations

	Messalisants		
	Corrélation de Pearson	Sig. (bilatérale)	N
AbsIns	,185	,104	78
BlNulsVot	,122	,287	78
Besancenotins	-,082	,478	78
Buffetins	-,263(*)	,020	78
Schivardiins	,001	,994	78
Bayrouins	,308(**)	,006	78
Bovéins	-,010	,929	78
Voynetins	-,066	,566	78
DeVilliersins	,013	,910	78
Royalins	-,301(**)	,007	78
Nihousins	-,053	,647	78
LePenins	-,051	,657	78
Laguillerins	-,064	,578	78
Sarkozyins	,176	,123	78
Abstention2	,091	,426	78
Sarkozy2ins	,227(*)	,046	78
Royal2ins	-,226(*)	,047	78

* La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).
** La corrélation est significative au niveau 0.01 (bilatéral).

Résumé :

Le vote des agriculteurs tend aujourd'hui à être enfermé dans la définition d'un vote homogène pour la droite. Cet article, mobilisant des techniques de la sociologie électorale, cherche à démonter par une analyse dite écologique l'hétérogénéité et la pluralité des comportements électoraux « agricoles » en France sur la base de données sociodémographiques et des résultats des élections présidentielles de 2007. Deux autres types de variables sont testés, les orientations agricoles et les pratiques religieuses des territoires concernés. Ce travail pose un regard contrasté sur la question du vote agricole et appelle à la réalisation de travaux supplémentaires sur les configurations locales.

Summary

Agricultural voting is defined as a homogenous and right-wing vote. Based on electoral sociology techniques, this article tries to demonstrate by an ecological analysis the heterogeneity and plurality of the "agricultural" voting behaviors. It deals with socio-demographic data and results from the 2007 presidential election in France. Two more types of variables are tested, the technical-commercials orientations and the religious behaviors in the studied territories. This work promotes a contrasted posture regarding the agricultural voting question. Thus it underlines the necessity of additional studies on local configurations.