

CHAPITRE 6 - ANALYSE MULTIDIMENSIONNELLE DE LA CLASSE SOCIALE ET DE SES EFFETS POLITIQUES

Bruno Cautrès et Nonna Mayer

in Daniel Boy et al., Les Français, des Européens comme les autres ?

Presses de Sciences Po | Académique

2010
pages 153 à 180

Article disponible en ligne à l'adresse:

<http://www.cairn.info/les-francais-des-europeens-comme-les-autres---page-153.htm>

Pour citer cet article :

Cautrès Bruno et Mayer Nonna, « Chapitre 6 - Analyse multidimensionnelle de la classe sociale et de ses effets politiques », *in* Daniel Boy et al., *Les Français, des Européens comme les autres ?* Presses de Sciences Po « Académique », 2010 p. 153-180.

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po.

© Presses de Sciences Po. Tous droits réservés pour tous pays.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

Chapitre 6/ ANALYSE MULTIDIMENSIONNELLE DE LA CLASSE SOCIALE ET DE SES EFFETS POLITIQUES

*Bruno Cautrès
Nonna Mayer*

La classe sociale fait partie, avec la religion, des variables « lourdes » dont l'effet sur le vote a été le plus étudié. En Europe, en particulier, les systèmes partisans se sont largement construits sur une base de classe, les partis de gauche prenant en charge les revendications ouvrières et les partis de droite celles des classes moyennes et supérieures [Lipset et Rokkan, 1967]. C'est ce que montrent les travaux fondateurs de David Butler et Donald Stokes pour l'Angleterre [1969 et 1974], de Guy Michelat et Michel Simon pour la France [1977] ainsi que les enquêtes comparatives pionnières comme celles de Robert Alford [1964] et Richard Rose [1974]. Depuis la fin des années 1970, toutefois, ce modèle « sociologique » liant le parti et la classe semble perdre de son pouvoir explicatif. Ce phénomène reflète les changements induits par le passage de la société industrielle à la société postindustrielle, qui perturbent l'équilibre entre les classes et leur rapport au politique.

Le vote de classe en question

Les cols blancs dépassent désormais en nombre les cols bleus¹. Les partis de gauche cherchent donc à élargir leur base électorale aux classes moyennes, au risque de perdre leur électorat traditionnel. De nouveaux partis viennent bousculer les clivages existants, d'un côté les partis écologistes, de l'autre les droites radicales ou populistes. Un ouvrage de Mark Franklin qui prophétise « la mort du vote de classe »

1. Ainsi, en France, les ouvriers sont passés de 39 % de la population active au recensement de 1962 à 23 % dans l'enquête Emploi de 2006. Dans le même temps, les employés sont passés de 18 à 30 %, les professions intermédiaires de 11 à 24 % et les cadres et professions intellectuelles supérieures de 5 à plus de 15 %.

en Angleterre, *The Decline of Class Voting in Britain* [1985], marque le tournant. Étendant son analyse aux grandes démocraties occidentales, il théorise la disparition progressive du « vote sur clivage » structuré par l'appartenance professionnelle ou confessionnelle, au profit d'un vote qui serait conjoncturel – « vote sur enjeux » – de la part d'électeurs plus instruits, plus réactifs au contexte politique de l'élection et donc plus volatiles [pour un bilan plus large, voir aussi Nieuwbeerta, 1995].

ENCADRÉ 1 : L'INDICE D'ALFORD ET SA POSTÉRITÉ

La mesure la plus simple du « vote de classe » a longtemps été l'indice d'Alford, du nom du sociologue anglais qui l'a inventé [Alford, 1964]. Il s'obtient par soustraction entre les proportions des ouvriers et des non-ouvriers qui votent pour la gauche. Si tous les ouvriers votent pour la gauche et aucun des non-ouvriers, l'indice est de 100, on a un vote de classe parfait. Si les deux proportions sont identiques, l'indice est de 0, il n'y a pas de vote de classe. Si la proportion de non-ouvriers votant pour la gauche dépasse celle des ouvriers, l'indice devient négatif, signe d'un vote de classe inversé. Comparant les résultats de 53 enquêtes électorales menées de 1936 à 1962 aux États-Unis, en Angleterre, au Canada et en Australie, Robert Alford trouve l'exemple le plus pur du « vote de classe » dans le cas anglais, où son indice monte à + 40, tandis qu'il tombe à + 16 aux États-Unis et devient inexistant au Canada. Longtemps, son indice sera la mesure la plus utilisée du vote de classe. C'est sur le même indice que s'appuient les premiers travaux annonçant sa mort prochaine [Clark, Lipset et Rempel, 1993 ; Clark et Lipset, 2001]. La chute de l'indice est particulièrement précoce et brutale aux États-Unis, graduelle en France, plus tardive et relativement limitée en Suède, où en 1985 encore, l'indice d'Alford atteint + 35 (graphique 6.1). Mais l'allure générale des courbes est la même, semblant préfigurer la mort prochaine du vote de classe.

Le mérite de l'indicateur est sa simplicité. Mais la double dichotomie qu'il opère est réductrice. Le groupe des non-ouvriers est à la fois énorme et hétérogène, et il y a des nouveaux partis, comme les droites radicales ou populistes, qui s'inscrivent mal dans le clivage gauche/droite. Surtout, son mode de calcul ne permet pas de faire la part des effets de composition, c'est-à-dire de la distribution des effectifs des classes et des électorats, et du vote de

classe proprement dit, d'où la construction de nouveaux indices non sensibles aux marges tels les *odds ratios* ou les modélisations loglinéaires [Heath, Jowell et Curtice, 1985 ; Brooks et Manza, 1997].

L'*odds ratio* ou rapport de chances se calcule dans le cas présent en rapportant la proportion d'ouvriers qui votent à gauche à celle des ouvriers qui votent à droite (Og/Od), puis celle des non-ouvriers qui votent à gauche à celle des non-ouvriers qui votent à droite (NOg/NOd), et en faisant le rapport de ces deux rapports :

$$\frac{Og/Od}{NOg/NOd}$$

Si l'*odds ratio* est égal à 1, il n'y a pas de vote de classe, plus il diffère de 1, plus le lien classe/parti est fort. Une variante, l'indice de Thomsen, consiste à calculer le logarithme de l'*odds ratio*, qui varie entre $-\infty$ et $+\infty$ et prend la valeur de 0 (logarithme naturel de 1), lorsqu'il n'y a pas de lien classe/parti.

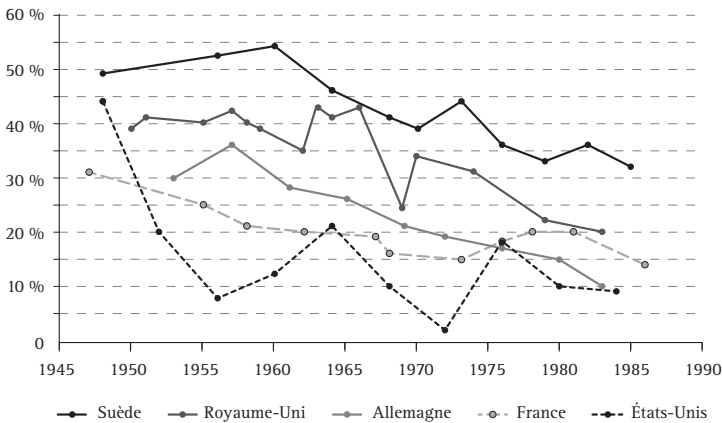
Michael Hout, Clem Brooks et Jeff Manza, analysant les clivages qui structurent le vote lors des élections présidentielles américaines sur la période 1948-1992 proposent des indices plus complexes fondés sur des régressions logistiques multinomiales, permettant de traiter plus de deux classes, plus de deux votes, plusieurs élections et de contrôler l'effet propre de la classe toutes choses égales par ailleurs. Leur indice kappa du vote de classe total (k) est l'écart type des probabilités de vote prédites pour chaque catégorie du clivage considéré [Hout, Brooks et Manza, 1995a, p. 813].

Ces conclusions sont toutefois contestées par d'autres travaux, à partir de méthodes statistiques plus sophistiquées, sur la base de découpages socioprofessionnels et politiques plus fins (voir encadrés 1 et 2), tenant compte de la complexité des sociétés postindustrielles et des recompositions partisans. En Angleterre, à partir de modèles loglinéaires, Anthony Heath, Roger Jowell et John Curtice [1985]² montrent qu'il n'y a pas déclin continu du lien entre appartenance ouvrière et vote travailliste, mais plutôt des fluctuations irrégulières au gré du contexte politique. Michael Hout, Clem Brooks et Jeff Manza aux États-Unis proposent de remplacer la notion de vote de classe « traditionnel », limitée aux dichotomies ouvrier/non-ouvrier et vote de

2. Pour une comparaison franco-britannique, voir Cautrès et Heath [1996].

gauche/non vote de gauche, par celui de « vote de classe total », prenant en compte les votes de toutes les professions pour tous les partis. Dans cette perspective, ils saisissent l'ensemble des réalignements en cours³. À la désaffection des ouvriers et des indépendants à l'égard des démocrates depuis les années 1980 répondent le ralliement d'une partie des classes moyennes (*professionals*) et un soutien croissant des cadres supérieurs (*managers*) aux républicains [Hout, Brooks et Manza, 1995a et 1995b ; Evans, 1999, chapitre 1]. Au total, ils n'observent ni recul du vote de classe ni plus largement déclin du vote de clivage à base religieuse ou ethnique.

Graphique 6.1 : Évolution de l'indice d'Alford



Source : d'après Clark *et al.* [1993].

D'autres auteurs s'attachent parallèlement à mettre en lumière de nouveaux clivages professionnels. Plutôt qu'au fait d'être ouvrier ou non ouvrier, ils tiendraient à la transformation des rapports aux moyens de production et à l'autorité, au fait de travailler à son compte ou d'être salarié [Mayer, 2000], de vivre et travailler dans le secteur privé ou public [Dunleavy, 1980, p. 364-383 et p. 527-549 ; Boy et

3. Pour un historique du terme, voir Martin [2000]. On l'entend ici comme modification durable du lien électoral entre un groupe socioprofessionnel et un parti.

Mayer, 1997], d'avoir plus ou moins d'autonomie et de contrôle dans son travail. John Goldthorpe et Erik Wright ont, les premiers, théorisé l'émergence d'une « nouvelle classe moyenne » ou « classe de service » apparue avec la croissance de l'État providence et du secteur tertiaire. Diplômée et qualifiée, elle disposerait d'une grande marge d'autonomie dans son travail, elle ne serait pas liée à l'employeur par un lien de subordination, mais par un contrat de service : elle aurait une expertise, voire une autorité déléguée dans l'intérêt de l'entreprise. Les interprétations divergent cependant sur l'orientation politique de cette nouvelle classe. Pour John Goldthorpe et Erik Wright, elle serait plutôt conservatrice, alliée au patronat et à la bourgeoisie [Goldthorpe, 1982 ; Wright, 1987]. Pour les théoriciens du *middle class radicalism* comme Franck Parkin ou les tenants de la « nouvelle politique » structurée par les valeurs « postmatérialistes », dans la perspective de Ronald Inglehart, elle inclinerait plutôt à gauche [Parkin, 1968 ; Inglehart, 1998]. Hanspeter Kriesi, quant à lui, propose de distinguer deux fractions au sein de cet ensemble, les *professionals*, qui ont le savoir et l'expertise mais pas le pouvoir et qui pencheraient vers la gauche, et les *managers* qui exerceraient des fonctions d'autorité et qui pencheraient vers la droite⁴. Ce clivage recouvre à ses yeux un conflit de valeurs, opposant les classes moyennes traditionnelles matérialistes aux nouvelles couches acquises aux valeurs postmatérialistes [Kriesi, 1998]. Gérard Grunberg et Étienne Schweisguth font une analyse similaire du cas français liant la victoire socialiste de 1981 à la montée des nouvelles classes moyennes salariées, jeunes, urbaines, diplômées, détachées de la religion et porteuses des valeurs hédonistes et permissives du libéralisme culturel [Grunberg et Schweisguth, 1981]. La mondialisation accrue des échanges rajoute encore une dimension au clivage, qui opposerait les secteurs qui en profitent et ceux qui sont menacés par la concurrence, gagnants et perdants de la mondialisation, ces derniers formant un vivier pour les droites extrêmes [Kitschelt et McGann, 1995 ; Kriesi *et al.*, 2008].

4. Voir aussi les travaux de Yannick Lemel [1997] montrant que le diplôme est aujourd'hui un facteur de segmentation sociale plus discriminant que la profession.

Un dernier bloc de recherches souligne l'émergence de nouveaux clivages à base identitaire, liés à la génération d'appartenance, au genre ou à l'origine ethnique, apparus dès les « nouveaux » mouvements sociaux des années 1960 [Martin-Alcoff *et al.*, 2006] et opérant de nouvelles segmentations qui « coupent » les clivages professionnels (*cross-cutting*). Bref, le vote de classe ne disparaîtrait pas, il se transformerait et s'articulerait à d'autres clivages, longtemps ignorés. C'est la thèse qu'on tente de vérifier ici, dans une perspective comparative resituant la France dans le contexte européen.

— Les instruments de mesure

Sur l'évolution récente du vote de classe dans l'Union européenne, on dispose paradoxalement de peu de travaux. L'étude majeure de Jacques Thomassen, *The European Voter* [2006], appuyée sur les enquêtes électorales nationales de six pays étudiés depuis la fin des années 1960 (Royaume-Uni, Suède, Norvège, Danemark, Pays-Bas, Allemagne), illustre le recul du vote de classe et du vote confessionnel. Loin toutefois d'y voir un effet mécanique du changement social, elle met en lumière le rôle décisif des facteurs de l'offre : contexte politique et institutionnel et stratégies partisanes. Malheureusement, l'étude s'appuie sur la base de données ICORE (International Committee for Research into Elections and Representative Democracy) qui n'inclut pas la France à l'époque, comme tous les pays ne disposant pas alors d'une série continue d'enquêtes électorales. Et elle s'en tient à la dichotomie traditionnelle ouvrier/non-ouvrier comme mesure du vote de classe. L'étude d'Oddbjorn Knutsen [2006], à partir des Eurobaromètres (1975-1997), couvre huit pays dont la France, en reprenant la classification socioprofessionnelle de John Goldthorpe. Elle conclut également au recul global du vote de classe, quels que soient l'indice et le nombre de catégories utilisées. Mais aucune de ces deux études ne recourt à d'autres indicateurs de classe que la profession, et aucune des deux ne cherche à mesurer l'effet de cette dernière « toutes choses égales par ailleurs », en faisant la part de ce qui tient à la classe et ce qui tient aux autres variables qui y sont associées, l'âge, le genre, le diplôme, etc. Ce

sont ces deux directions de recherche que nous nous proposons d'explorer ici.

À la profession exercée, nous ajoutons le rapport à l'outil de travail (statut de l'emploi), le type d'employeur (secteur), le degré d'autonomie au travail, le rapport à l'autorité et à la hiérarchie, dans une perspective multidimensionnelle de la classe. On a montré notamment l'importance, dans le cas français, du clivage entre indépendants et salariés et entre salariés des secteurs public et privé [Mayer, 2000 ; Boy et Mayer 1997]. Qu'ils soient agriculteurs ou industriels, qu'ils exercent une profession libérale ou tiennent boutique, les premiers sont propriétaires de leurs moyens de production. Attachés à la libre entreprise et à l'initiative individuelle, ils sont plus enclins à soutenir les partis de droite que de gauche, coupables à leurs yeux de privilégier les droits des salariés et le rôle régulateur de l'État. Quant au secteur public, il est en tout cas en France plutôt marqué par une tradition syndicale de gauche, acquis au rôle redistributeur de l'État providence et inquiet d'une dérive libérale de l'Union européenne.

On voudrait vérifier si ces clivages sont spécifiques à la France ou si on les retrouve chez nos voisins européens, en explorant toutes les facettes de la situation socioprofessionnelle saisies au niveau des individus pour plus de clarté. Par ailleurs, l'influence de celle-ci se combine à l'évidence avec celle d'autres variables. On sait que les générations arrivées sur le marché du travail avec la crise économique connaissent des trajets professionnels plus difficiles que la génération des *baby boomers*, comme le montre la thèse de Camille Peugny [2007] sur la mobilité descendante. De même, si les femmes sont entrées massivement sur le marché du travail à la fin des années 1960, elles n'investissent pas les mêmes secteurs professionnels et, quelle que soit la profession, elles ont des carrières et des salaires moins avantageux [Maruani, 2003]⁵. On note par ailleurs d'abord aux États-Unis dans les années Reagan, puis dans nombre de grandes

5. Il en va de même pour les personnes issues de l'immigration, en particulier non européenne, qui sont surreprésentées dans les emplois peu qualifiés, plus exposées au chômage et à la précarité. Malheureusement, leurs effectifs ne sont pas suffisants dans l'enquête pour vérifier l'influence de l'origine.

démocraties occidentales, une inversion du *gender gap*. Les femmes ont acquis le droit de vote tardivement et d'abord donné un soutien préférentiel aux partis de droite. Puis les progrès de leur scolarisation, leur entrée massive sur le marché du travail, le recul de leur pratique religieuse, la diffusion des valeurs féministes ont changé la donne et aujourd'hui, elles votent souvent plus pour les partis de gauche que les hommes. Observe-t-on ce phénomène d'une manière générale en Europe ou seulement dans certains pays ? Est-ce vrai quelle que soit la profession ? Il nous faut vérifier qu'il subsiste un effet spécifique de la situation socioprofessionnelle, une fois contrôlés les effets de ces autres variables.

Pour le vérifier, la nouvelle enquête européenne ESS paraît particulièrement adaptée, compte tenu à la fois de ces fortes exigences sur le plan méthodologique et des nombreux indicateurs de la situation socioprofessionnelle qu'elle inclut⁶. Plutôt qu'à l'ensemble des pays de l'enquête, on a pris le parti de comparer la France à un petit nombre d'entre eux choisis en fonction de leurs différences en termes de structures sociales et politiques. La mutation postindustrielle est beaucoup plus avancée en Angleterre ou en Allemagne qu'en Espagne qui compte encore près d'un tiers d'ouvriers (tableaux 6.1 et 6.2) ou dans un pays nettement plus rural comme la Pologne où le secteur agricole dépasse 20 % de la population active, contre environ 3 % en France. Et historiquement, le vote de classe au sens traditionnel a été plus important en Angleterre et en Suède. Par ailleurs, deux de ces pays, la France et la Pologne, ont connu l'émergence de partis d'extrême droite, la France avec le Front national, la Pologne avec la Ligue des familles (LPR) et Autodéfense (Samoobrona), susceptibles de brouiller le clivage traditionnel gauche/droite.

La profession a été recodée à partir de la nomenclature ISCO88 (encadré 2) au plus près du modèle de John Goldthorpe et Robert

6. L'article s'appuie sur les données de la vague 2 de l'enquête ESS (www.europeansocialsurvey.org). Le terrain a pour l'essentiel été réalisé entre août 2004 et janvier 2005 en Allemagne, septembre 2004 et janvier 2005 en Espagne, novembre 2004 et 2005 en France, septembre 2004 et février 2005 en Angleterre, septembre 2004 et janvier 2005 en Suède, octobre-décembre 2004 en Pologne.

Erikson, lui-même assez proche de la nomenclature française de l'Insee en six groupes socioprofessionnels (GSP) (tableau 6.2). Pour ce qui est du statut, l'enquête permet de distinguer les indépendants propriétaires de leur entreprise des salariés qui travaillent pour un patron. À défaut de question directe sur l'appartenance au secteur public ou privé, on a considéré comme relevant du public ceux qui travaillent dans l'administration, l'enseignement et les services sociaux et plus largement les secteurs d'intérêt général (*public utilities*)⁷. Pour ce qui est de la position hiérarchique, une des questions demande si la personne interrogée a des employés sous ses ordres, ce qui présente l'avantage de s'appliquer tant aux indépendants qu'aux salariés. Comme indicateurs d'autonomie professionnelle, on dispose enfin de trois questions demandant aux personnes interrogées d'évaluer leur capacité à décider de l'organisation de leur journée de travail, à influencer les politiques relatives à l'activité de l'entreprise et à choisir et/ou modifier leur rythme de travail à l'aide d'une échelle numérotée de 0 (aucune influence) à 10 (contrôle total). En les cumulant, on obtient un indicateur métrique gradué de 0 à 30 sur lequel le score moyen s'établit à 15,7, mais avec des niveaux très variables selon les pays, de 13,5 en Pologne à plus de 19 en Suède. Il monte régulièrement à mesure qu'on s'élève dans la hiérarchie professionnelle, passant de 11 chez les ouvriers à 20 chez les cadres supérieurs et atteignant un maximum de 26 chez les indépendants. En combinant ces deux indicateurs avec ceux des niveaux d'études et de revenu⁸, on peut mettre à l'épreuve les hypothèses de Hanspeter Kriesi sur les clivages traversant le salariat non ouvrier.

7. Soit les codes de la variable *nacer1* : 75 (fonction publique, défense, sécurité sociale obligatoire), 80 (éducation), 85 (santé, services sociaux), 40 (électricité, gaz), 41 (distribution de l'eau), 60, 61 (transports terrestres et fluviaux), 64 (postes télécommunications) et 90 (égouts, déchets).

8. Ces 4 indicateurs sont corrélés entre eux et corrélés à la variable des groupes professionnels (R de Pearson de 0,35 avec le degré d'autonomie, 0,24 avec le nombre d'années d'études, 0,22 avec le fait de diriger des salariés et 0,16 avec le niveau de revenu).

ENCADRÉ 2 : CLASSIFICATION INTERNATIONALE TYPE
DES PROFESSIONS ISCO 88

L'enquête ESS retient pour le codage des professions la nomenclature dite ISCO88 (International Standard Classification of Occupations), qui est la classification internationale type des professions (CITP) mise au point par le Bureau international du travail et révisée en 1988. Sa variante européenne (CITP-88) est présentée en détail dans un document de l'Office statistique des communautés européennes dont on reprend ici les grandes lignes [Birch et Elias, 1994], lui-même reprenant la présentation de l'Office des statistiques du Bureau international du travail [Hoffman et Scott, 1990].

ISCO88 classe les professions suivant une structure pyramidale. L'unité de base est l'emploi défini comme un ensemble de tâches et obligations. Les emplois dont les tâches présentent une grande ressemblance constituent une profession. Les professions sont agrégées en sous-groupes définis par la compétence requise, à la fois le *niveau des compétences* – degré de complexité et étendue des tâches – et leur degré de *spécialisation*. Au total, ISCO88 définit quatre niveaux d'agrégation composées de respectivement 10, 28, 118 et au niveau le plus détaillé 390 groupes.

Pour définir sa structure de classification au niveau le plus agrégé, celui des *grands groupes*, ISCO88 retient quatre niveaux de compétences. La définition de ces quatre niveaux de compétences s'appuie sur la Classification internationale type de l'éducation (ISCED). Le premier correspond au niveau d'enseignement primaire, soit cinq ans d'études débutant entre les âges de 5 à 7 ans (ISCED 1) selon les pays. Le second correspond aux deux niveaux du secondaire (ISCED 2 et 3) allant de 11-12 ans à 17-18 ans. Le troisième (ISCED 5) correspond à un enseignement de trois ou quatre ans après les études secondaires, commencé vers 17-18 ans, mais ne donnant pas de diplôme universitaire. Le dernier niveau (ISCED 6 et 7) correspond aux diplômes du supérieur (tableau 6.1). Les élites dirigeantes (groupe 1) et l'armée (groupe 10) sont hors niveau de compétence.

Tableau 6.1: Les dix grands groupes professionnels par niveau de compétence

	Grand groupe ISCO88	Niveau de compétence
1	Membres de l'exécutif et des corps législatifs, cadres supérieurs de l'administration publique, dirigeants et cadres supérieurs d'entreprise	-
2	Professions intellectuelles et scientifiques	4
3	Professions intermédiaires	3
4	Employés de type administratif	2
5	Personnels des services et vendeurs de magasin et de marché	2
6	Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche	2
7	Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal	2
8	Conducteurs d'installation et de machines et ouvriers de l'assemblage	2
9	Ouvriers et employés non qualifiés	1
0	Forces armées	-

Source : adapté de Birch et Elias [1994], p. 8.

Tableau 6.2: Correspondances entre la classification de Goldthorpe et Erikson, la nomenclature socioprofessionnelle de l'Insee et nos indicateurs ESS

Goldthorpe, Erikson [1992]	GSP de l'Insee	Correspondance ISCO88 ^a
<i>Self employed</i>	Agriculteurs, commerçants, artisans, chefs d'entreprise	Indépendants
<i>Upper service class</i>	Cadres, professions intellectuelles supérieures	Cadres et salariés supérieurs
<i>Lower service class</i>	Professions intermédiaires	Salariés intermédiaires
<i>Routine non manual employees</i>	Employés	Employés
<i>Skilled workers</i>	Ouvriers qualifiés	} Ouvriers
<i>Unskilled workers</i>	Ouvriers non qualifiés	

^a Le codage des professions salariées reprend la classification internationale ISCO88 (variable ISCOCO). Cadres et salariés supérieurs : 1100-2224, 2310, 2421, 2422, 2440-2445, 2450-2455, 3140-3144, 3150, 3151, 3152, 3411, 3410, 3416-3421 ; Salariés intermédiaires : 100, 2229, 2230, 2300, 2320-2420, 2429, 2430, 2431, 2432, 2446, 2460, 2470-3139, 3145, 3200-3400, 3412-3415, 3433-3480, 5161, 5162 ; Employés : 3422-3432, 4000-5160, 5163-5220 ; Ouvriers : 7000-9162, 9300-9330. Pour une discussion détaillée des indicateurs socioprofessionnels dans ESS, voir Leiufrud, Bison et Jensberg [2005].

L'indicateur politique est celui du vote aux dernières élections législatives. Il ne s'agit nullement de prendre au pied de la lettre ces votes déclarés⁹. L'ESS n'est pas une enquête électorale, elle est conduite souvent longtemps après l'élection concernée. Ainsi en France, le terrain de la vague 2 a été réalisé entre novembre 2004 et mars 2005, soit de trente-deux mois à trois ans après le premier tour des élections législatives de mars 2002 sur lequel les personnes sont interrogées. Le délai est propice aux reconstructions de toute nature, d'autant que le scrutin français intervient après la surprise du 21 avril 2002 et la victoire massive de Chirac sur Le Pen au second tour, suscitant un fort taux d'abstention (36 %). Tandis que le terrain de l'enquête ESS coïncide au contraire avec les régionales de 2004 qui enregistrent une forte poussée de la gauche, susceptible d'avoir brouillé le souvenir de l'élection précédente. En revanche, ces votes déclarés peuvent être pris comme un indice synthétique de positionnement politique au moment de l'enquête, étroitement corrélé avec la proximité partisane et le classement sur l'échelle gauche/droite.

Tableau 6.3 : La structure socioprofessionnelle par pays

	Allemagne	Espagne	France	R.-U.	Suède	Pologne
Indépendant	11	17	9	13	12	19
Cadre supérieur	14	11	11	17	13	10
Salarié intermédiaire	20	13	26	13	21	13
Employé	25	23	28	31	29	19
Ouvrier	28	31	24	25	25	37
Salarié agricole	2	5	2	1	1	2

Source : ESS 2^e vague.

9. L'indicateur politique prend en compte le vote à la dernière élection nationale (législative) en opposant votes déclarés pour les partis de gauche socialistes ou communistes ou Verts à tous les autres (gauche/non gauche). En Allemagne, le SPD (Sozialdemokratischen Partei Deutschlands), les Verts (die Grünen) et le PDS (Partei des Demokratischen Sozialismus) ; Espagne : le PSOE (Partido Socialista Obrero Espanol), IU (Izquierda Unida) ; France : LCR, LO, MDC, PC, PS, Verts ; Royaume-Uni : Labour Party, Green Party ; Pologne : Sojusz Lewicy Demokratycznej Unia Pracy ; Suède : Verts (Miljöpartiet-De Gröna), parti social démocrate (Socialdemokratiska Arbetarepartiet-Socialdemokraterna) et le parti de la gauche (Vänsterpartiet). Les votes

Tableau 6.4 : Les caractéristiques des groupes socioprofessionnels dans les 6 pays

	Nombre d'années d'études	Tranche de revenus	Autonomie (note sur 30)	% direction de salariés	% femmes	% moins 35 ans
Indépendant	12	6	26	38	39	16
Cadre supérieur	15	7,5	20	68,5	34	22
Salarié intermédiaire	14	7	17	38	57	24
Employé	12	6	14	21	73	31
Ouvrier	10	5	11	17	35	25
Total	12	6	16	30	50	25

Source : ESS 2^e vague.

— Les clivages socioprofessionnels en Europe

Si on s'en tient à la conception traditionnelle du vote de classe, le comportement électoral des ouvriers ne les distingue pratiquement plus des autres salariés, sauf dans deux des pays étudiés, l'Espagne et la Suède (tableau 6.5). La Suède est le pays où le vote ouvrier pour la gauche a toujours été de loin le plus marqué. Si le niveau de l'indice d'Alford a nettement chuté depuis les années 1960 (figure 1), il y reste élevé, témoignant de la vigueur de la tradition sociale démocrate et d'un fort encadrement syndical qui frôle encore les 90 %. En Espagne, l'enquête a lieu quelques mois après des élections qui consacrent la défaite surprise du parti d'Aznar, juste après les attentats de Madrid (11 mars 2004). Mais, indépendamment de ce contexte particulier qui profite aux socialistes, il y avait déjà dans la première vague de l'enquête ESS [Mayer, 2007] un vote préférentiel pour la gauche dans les classes populaires, après deux législatures de droite consécutives. Concrètement, si on raisonne en *odds ratios* et non plus en écarts (tableau 6.5), un ouvrier suédois a deux fois et demie plus de chances qu'un non-ouvrier de soutenir un parti de gauche, un ouvrier espagnol deux fois plus. Dans les autres pays, le fait d'être ouvrier ou non n'a

déclarés sont corrélés avec l'autoclassement sur l'échelle gauche/droite (R de Pearson : 0,59 en Allemagne, 0,66 en Espagne, 0,68 en France, 0,30 au Royaume-Uni, 0,30 en Suède, 0,51 en Pologne et correspondent étroitement aux préférences partisans exprimées : entre 80 et 98 % des personnes qui déclarent une proximité pour ces divers partis de gauche disent avoir voté pour eux aux dernières élections (www.informaworld.com)).

aucune conséquence électorale. Au Royaume-Uni, les non-ouvriers auraient même un peu plus de chance de voter travailliste. En ce sens, le vote de classe est bien moribond.

Tableau 6.5: Vote de gauche aux dernières élections nationales par variables socioprofessionnelles et par pays

%	Allemagne	Pologne	Espagne	France	Royaume-Uni	Suède
Total	58	42	59	54	51	54
GROUPES SOCIOPROFESSIONNELS						
Indépendants	39	26	39	40	34	27
Cadres supérieurs	60	54	61	54	51	40
Salariés intermédiaires	64	42	48	57	49	50
Employés	60	46	64	55	56	60
Ouvriers	60	45	68	55	55	70
Indice d'Alford	2	4	13	1,5	5	22
<i>Odds ratio</i>	1,1	1,2	1,9	1,1	0,9	2,5
STATUT						
Indépendant	39	26	39	40	34	27
Salarié	60	46	62	56	53	57
Écart	-21	-20	-23	-16	-19	-30
<i>Odds ratio</i>	2,5	2,4	2,5	1,8	1,7	2,8
SECTEUR D'EMPLOI						
Privé	59	46	63	52	53	55
Public	65	48	61	64	55	59
Écart	+6	+2	-2	+12	+2	+4
<i>Odds ratio</i>	1,3	1,1	0,9	1,6	1,1	1,1
FONCTION DE DIRECTION						
Non	60	38	61	60	53	57
Oui	54	51	52	47	48	46
Écart	+6	-13	+9	+13	+5	+11
<i>Odds ratio</i>	1,2	0,5	1,4	1,6	1,2	1,5
AUTONOMIE AU TRAVAIL						
Faible	62	44	65	54	55	60
Forte	55	40	52	54	48	51
Écart	+7	+4	+13	0	+7	+9
<i>Odds ratio</i>	1,3	1,1	1,7	1	1,3	1,4

Source : ESS 2^e vague, 2004-2005. Lire ainsi : un *odds ratio* de 2,8 mesurant l'écart entre le vote de gauche des indépendants et des salariés en Suède indique qu'un salarié a près de trois fois plus de chance de voter à gauche qu'un non salarié.

En revanche, dans les six pays, on observe un net clivage lié au contrôle de l'outil de travail, renvoyant à la classe au sens marxiste du

terme. Ceux qui travaillent sous les ordres d'un patron se montrent toujours nettement plus à gauche que ceux qui sont à leur compte, avec des écarts qui vont de 16 points en France à 30 en Suède, et les chances pour qu'un salarié vote pour la gauche sont selon le pays de près de deux à trois fois supérieures à celles d'un non-salarié. Symétriquement, ceux qui ont des salariés sous leurs ordres, qu'ils soient salariés ou patrons, sont toujours plus enclins à soutenir la droite¹⁰. Au sein du salariat se dessine un second clivage lié au secteur d'emploi. Les salariés qui travaillent dans le secteur public pris au sens large, incluant les services publics et les activités d'intérêt général, se situent un peu plus à gauche sauf en Espagne où, compte tenu du franquisme, l'appareil d'État reste encore marqué à droite. C'est en France, où la défense du « service public à la française » est au cœur du débat électoral, que ce tropisme de gauche est de loin le plus marqué. Les salariés du public ont une fois et demie plus de chance que ceux du privé de voter pour la gauche ou l'extrême gauche.

D'autres différenciations au sein du salariat peuvent être prises en compte, notamment pour repérer d'éventuels clivages au sein des classes moyennes. Dans nos six pays, le groupe des professions intermédiaires apparaît proche des cadres supérieurs en termes de revenus, de diplôme, et d'autonomie professionnelle subjective, mais s'en distingue nettement par sa position hiérarchique : globalement, les salariés moyens exercent près de deux fois moins souvent que les salariés supérieurs des fonctions d'autorité (tableau 6.4). Ceci posé, on note de profondes différences d'un pays à l'autre, liées aux rythmes du passage à la société postindustrielle et aux transformations du système partisan. En Espagne et surtout en Pologne, le tertiaire et le secteur public sont moins développés. Si l'on se fie aux données de l'enquête ESS, la proportion d'ouvriers y dépasse les 30 % de l'échantillon, alors qu'elle tourne autour du quart ailleurs, celle des indépendants y approche les 20 %, (contre environ 10 %), celle des salariés du public tourne autour de 15 % contre un quart environ ailleurs et 32 % en Suède

10. En outre, chez les indépendants, le vote de gauche décroît en raison inverse du nombre de salariés, passant de 41 % chez les indépendants sans salariés à 21 % chez ceux qui en ont 5 ou plus.

(tableau 6.3)¹¹. En conséquence, les salariés moyens et supérieurs comptent pour moins d'un quart en Espagne et en Pologne contre un tiers ou plus dans les autres pays. Et si partout les premiers ont un sentiment d'autonomie dans leur travail à peu près comparable à celui des seconds, ce n'est pas le cas en Pologne où l'écart est considérable.

Il faudrait disposer d'effectifs beaucoup plus nombreux pour descendre vraiment dans le détail des professions exercées et comprendre ces différences. Elles expliquent sans doute la diversité des choix politiques de ces salariés moyens d'un pays à l'autre. En Suède, le vote de gauche progresse de manière linéaire à mesure qu'on descend l'échelle professionnelle, de 40 % chez les salariés supérieurs et 50 % chez les salariés intermédiaires à 60 % chez les employés et 70 % chez les ouvriers. Ce n'est pas le cas en Allemagne et en France, où le vote de gauche atteint son maximum chez les salariés moyens (respectivement 64 % et 57 %). En Angleterre, en revanche, il n'y a quasiment pas de différence entre le niveau de vote travailliste des cadres supérieurs et des salariés moyens, légèrement inférieur à celui des ouvriers et des employés. Mais le tableau change si l'on tient compte de la « nouvelle gauche » incarnée par le parti libéral anglais, de gauche sur les valeurs sociales, de droite sur le plan économique. C'est chez les salariés moyens qu'il obtient ses meilleurs scores (23 % contre 15 % chez les cadres supérieurs, 14 % chez les employés et 9 % chez les ouvriers). Si on ajoute ces voix à celles du parti travailliste, le vote de gauche atteint son niveau le plus élevé chez les professions intermédiaires (71 %). Enfin, en Pologne et en Espagne, on note le phénomène inverse, les salariés supérieurs votent plus à gauche que les salariés

11. Sans être totalement comparables à celles de l'ESS, les données d'Eurostat indiquent également qu'en Espagne et en Pologne, le secteur tertiaire est moins important que dans nos quatre autres pays : en 2002, on comptait selon Eurostat, 52,1 % des actifs de plus de 15 ans dans le tertiaire en Pologne ; 62,8 % en Espagne ; 65,1 % en Allemagne ; 70,5 % en France ; 74,5 % en Suède et au Royaume-Uni. Dans le même temps, on comptait : 23 % dans le secteur industriel en Suède ; 24,1 % au Royaume-Uni ; 25,4 % en France ; 28,6 % en Pologne ; 31,3 % en Espagne et 32,4 % en Allemagne. Le secteur agricole représentait enfin 1,4 % au Royaume-Uni ; 2,5 % en Suède et en Allemagne ; 4,1 % en France ; 5,9 % en Espagne et 19,3 % en Pologne. Chiffres extraits du livre d'Anne Frémont-Vanacore [2007].

moyens. En Pologne, ils votent même plus à gauche que les ouvriers et les employés (54 %). Là, il faut faire intervenir la percée des formations de droite extrême ou populiste comme la Ligue des familles polonaises ou Samoobrona qui captent tout particulièrement l'électorat populaire récoltant 12 % des voix des employés et 26 % des voix ouvrières contre 8 % de salariés moyens et 5 % de cadres.

La *service class* est donc loin de faire des choix politiques homogènes. Et l'hypothèse séduisante qui lie ces choix au degré d'autonomie au travail et au fait d'exercer ou non des fonctions d'autorité, opposant les *managers* (direction + autonomie = vote de droite) aux *professionals* (autonomie + non direction = vote de gauche) ne tient pas. Si l'on teste la combinaison de ces deux variables au sein de l'ensemble cadres supérieurs/professions intermédiaires, on ne trouve quasiment jamais exactement la configuration attendue.

Tableau 6.6: Le vote de gauche dans six pays européens selon le niveau d'autorité et d'autonomie au travail ^(a)

	Allemagne		Espagne		France		Royaume-Uni		Suède		Pologne	
	Dir+	Dir-	Dir+	Dir-	Dir+	Dir-	Dir+	Dir-	Dir+	Dir-	Dir+	Dir-
Auto-	66	60	69	64	47	57	55	51	48	62	51	43
Auto+	51	59	48	55	46	61	45	51	45	54	50	31

^a Pour des raisons de présentation, le degré d'autorité est indiqué en deux catégories (dir+ et dir -); le degré d'autonomie est indiqué en deux catégories également (auto- et auto+).

Source: ESS 2^e vague.

Si les « dirigeants/autonomes » sont bien les plus à droite, sauf en Pologne, les « non dirigeants/autonomes » ne sont les plus à gauche qu'en France. En Allemagne et en Espagne, les plus à gauche sont les « dirigeants/non autonomes », tandis qu'en Suède, ce sont les non dirigeants/non autonomes » et en Pologne les « dirigeants », quel que soit leur degré d'autonomie. Bref, il faudrait une analyse beaucoup plus fine de la profession exercée et de la situation vécue au travail pour comprendre ces différences d'un pays à l'autre, introduire également des éléments d'interprétation issus de l'histoire de leurs vies politiques et sociales.

——— Modèle européen ou modèle français ?

Les différences de classe et de statut mises au jour produisent des effets sur le vote qui, on l'a vu, ne sont pas toujours homogènes selon les pays. Il existe cependant des méthodes plus sophistiquées que les tableaux croisés qui permettent de tester ces résultats de manière plus robuste, en distinguant les effets de la situation professionnelle des effets des autres caractéristiques sociales et culturelles. Nous avons opté pour l'analyse de régression logistique.

Nous avons pris comme variables explicatives du vote de gauche le statut combiné avec le secteur d'emploi (indépendant, salarié du privé ou du public), l'appartenance ou la non-appartenance au monde ouvrier, l'âge, le genre, auxquels nous avons ajouté un indicateur de statut socio-économique (SES) cumulant le nombre d'années d'études et le revenu mensuel du foyer sur une échelle variant de 0 à 6 et un indicateur d'autonomie au travail cumulant, comme indiqué plus haut, les réponses à 3 indicateurs et variant de 0 à 30. L'intérêt des modélisations est de permettre de raisonner « toutes choses égales par ailleurs » (chaque variable exprimant ses effets indépendamment des autres) et aussi de tester si les différences observées entre pays (tableaux 6.5 et 6.6) sont significatives ou purement aléatoires.

Parmi tous les modèles possibles à partir de notre jeu de variables explicatives, nous en avons retenu deux. Le plus simple postule que seules les variables sociales comptent, sans tenir compte du pays, le plus complexe postule un effet du pays. Pour chacun d'eux, nous avons vérifié si nos deux principales variables explicatives, le statut de l'emploi et la classe sociale, maintiennent leurs effets lorsque d'autres variables sociales sont entrées dans l'analyse.

Le premier modèle est un « modèle sociologique européen », tous pays confondus. Il fait l'hypothèse que, toutes choses égales par ailleurs, les variables sociologiques prises en compte jouent de manière uniforme dans nos six pays, que l'on peut dès lors considérer comme un espace sans autre frontière que les barrières sociales. Il postule l'homogénéité des mécanismes sociologiques qui expliquent les choix électoraux dans cet ensemble « européen ». Le second modèle teste de manière plus exigeante

cette hypothèse en introduisant la dimension nationale comme l'une des variables explicatives : le modèle de régression n'est plus ici agrégé mais « contextuel », chaque pays étant introduit dans l'analyse sous la forme d'une variable binaire, simple contraste entre le fait d'appartenir ou non à ce pays. Alors que le premier modèle (modèle 1) postule que les variables sociologiques jouent à l'identique par-delà les frontières, le second (modèle 2) fait l'hypothèse que le vote de gauche s'explique non seulement par les variables sociologiques mais également par un « effet pays ».

Tableau 6.7: Analyse de régression logistique sur le vote de gauche en fonction de variables sociologiques et du pays d'appartenance (modèle 2)

	β	Erreur-standard
Appartenance au monde ouvrier		
Non-ouvriers	-0,217***	0,071
Ouvriers	<i>Référence</i>	
Statut professionnel		
Indépendants	-1,053***	0,099
Salariés du privé	-0,277***	0,068
Salariés du public	<i>Référence</i>	
Statut socio-économique (SES, échelle de 0 à 6)	-0,070**	0,020
Autonomie dans le travail (échelle de 0 à 30)	-0,020**	0,008
Âge		
18-24 ans	0,249***	0,082
25-34 ans	0,504***	0,085
35-49 ans	0,257***	0,098
50-64 ans	0,459**	0,142
65 ans et plus	<i>Référence</i>	
Genre		
Femmes	0,019 (ns)	0,059
Hommes		
Pays		
Allemagne	0,319***	0,080
Espagne	0,215**	0,110
France	0,006 (ns)	0,088
Royaume-Uni	-0,058 (ns)	0,089
Pologne	-0,531***	0,105
Suède	<i>Référence</i>	
Constante	0,516***	0,114

Note : l'analyse a été conduite sur les données non pondérées. Les étoiles indiquent, selon les conventions habituelles de présentation, les seuils de significativité des paramètres β ; (ns) signifie non significatif.

Source: ESS 2^e vague.

La première régression (modèle 1) montre que, de toutes les variables, celle qui explique le mieux les choix politiques concerne le statut socioprofessionnel. Et sur cet indicateur, plus précisément, c'est de loin le fait de travailler ou non à son compte qui explique le mieux le vote pour ou contre la gauche, comme en témoigne le niveau élevé du coefficient statistique qui lui est associé. Dans nos six pays, les indépendants votent moins pour la gauche que tous les autres actifs. Le fait d'être ouvrier ou non et le fait d'être jeune ou âgé a également un effet significatif sur le comportement électoral. Les ouvriers votant plus à gauche que les actifs non ouvriers. Les générations intermédiaires (35-46 ans), nées entre 1958 et 1969, qui sont entrées sur le marché du travail dans un contexte moins favorable que celles du *baby boom*, également. En revanche, le statut socio-économique, le fait d'être à un niveau plus ou moins élevé sur l'échelle des revenus et des diplômes, n'a pas d'effet aussi fortement significatif sur le vote, de même que le degré d'autonomie au travail. Quant au fait d'être un homme ou une femme, une fois contrôlé l'effet des autres variables, c'est-à-dire à âge, diplôme, revenu, statut professionnel et autonomie dans le travail constants, il n'a aucune incidence.

Si on introduit la variable du pays (modèle 2, dont les paramètres estimés sont présentés au tableau 6.7), la structure explicative ne change pas, le statut de l'emploi reste le meilleur prédicteur du vote, ainsi que l'âge et la classe. Mais le contexte national joue également davantage pour certains pays. Par rapport au modèle de référence, le cas suédois, où les effets de la classe (ouvrier/non ouvrier) et du statut sont, on l'a vu, les plus forts, la Pologne apparaît beaucoup plus à droite et l'Allemagne, beaucoup plus à gauche. En revanche, le fait d'être français ou britannique plutôt que suédois n'a aucun effet significatif sur la structure des choix politiques. Il n'y a pas de spécificité hexagonale, à première vue.

Que retenir de cette analyse ? Le premier modèle montre que de toutes les variables, celle qui explique le mieux le choix politique est le statut d'emploi, en particulier le fait d'être indépendant, suivi par la classe au sens traditionnel, le fait d'être ou non ouvrier. Le résultat est important, il indique que, mises en concurrence avec d'autres variables

explicatives, les variables de statut et de classe maintiennent bien leurs effets. Ce premier résultat conforte l'hypothèse, au sein de nos six pays considérés comme un bloc, d'un « vote de classe » ou d'un « vote de statut ». Mais l'hypothèse que la dimension nationale est absente ne peut-être retenue, les tests statistiques validant le modèle 2, celui qui fait du pays d'appartenance une variable explicative du niveau vote de gauche.

Le fait de valider le second modèle plutôt que le premier constitue un élément particulièrement important pour notre perspective comparative et notre recherche d'un éventuel « cas français » spécifique : les analyses de tableaux croisés conduites au début de ce chapitre montraient en effet que si le vote de classe existait fortement encore dans certains pays (par exemple la Suède ou l'Espagne) et qu'un « vote de statut » existait de manière plus générale dans nos six pays, son niveau variait d'un pays à l'autre. L'utilisation d'une méthode d'analyse des données plus complexe, la régression logistique, montre que, contrôlés par d'autres variables explicatives, les effets du statut et de la classe sont en fait similaires quel que soit le pays. Ce résultat essentiel valide l'hypothèse que l'espace géographique défini par nos six pays est un bloc homogène du point de vue des segmentations socioprofessionnelles du vote. Les facteurs sociologiques joueraient par-delà les frontières, même si l'on doit tenir compte du niveau spécifique du vote de gauche d'un pays à l'autre.

Ce résultat doit cependant être mis à l'épreuve. Se pourrait-il que les deux hypothèses cohabitent ensemble, qu'il y ait des effets d'interaction ? Par exemple que les liens classe/vote soient identiques dans certains pays mais différents dans d'autres ? La meilleure méthode pour le vérifier est de recourir à une autre technique d'analyse des données, la modélisation loglinéaire. L'avantage de cette modélisation est de bien séparer ce que les pays partagent et ce qui les différencie. Grâce à cette technique, nous pouvons en effet tester tout un ensemble d'hypothèses sur les valeurs des *odds ratios* présentés au tableau 6.5. Ces valeurs varient en effet d'un pays à l'autre. Mais ces variations sont-elles significatives ? Y a-t-il des pays qui font « bloc » ensemble et pour lesquels ces variations sont sans signification ?

Deux tests supplémentaires ont ainsi été réalisés : l'un sur le tableau de données croisant le statut socioprofessionnel, le vote et le pays, l'autre sur celui croisant la classe, le vote et le pays. Les modélisations loglinéaires ont pour but de tester l'hypothèse selon laquelle les *odds ratios* qui décrivent les liens entre classe ou statut social et vote sont constants à travers les pays et que leurs variations (observées dans le tableau 6.5) sont sans signification.

La modélisation est validée pour l'hypothèse d'un effet constant quel que soit le pays du statut socioprofessionnel sur le vote. Les apparentes différences dans les valeurs des *odds ratios* cachent en fait une vraie homogénéité, les résultats des régressions logistiques sont ici confortés. Les résultats sont plus contrastés pour la seconde hypothèse testée, cette fois sur le rapport entre classe et vote suivant les pays. Le tableau 6.5 montrait déjà que les chances de voter à gauche des ouvriers par rapport à toutes les autres professions étaient près de deux fois et demie plus fortes en Suède qu'en Allemagne. Il n'est donc pas surprenant que le modèle du « vote de classe constant » entre nos six pays ne puisse être retenu. Il ne s'ajuste pas bien aux données observées : c'est ce que l'on observe principalement pour le cas de la Suède et de l'Espagne, où le modèle sous-estime l'ampleur du vote de gauche parmi les ouvriers et surestime le vote pour d'autres partis que ceux de gauche parmi les non-ouvriers. Si l'on retire de l'analyse les données suédoises, le modèle du « vote de classe constant » arrive à la limite de la significativité statistique (l'interaction entre la classe sociale, le vote et le pays est alors significatif au seuil de 0,04) et si l'on retire également les données espagnoles, il est alors clairement validé pour l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni et la Pologne¹². On obtient donc une validation partielle de notre modèle du « vote de classe constant », ce qui souligne la relative diversité des segmentations sociologiques et de leurs effets politiques dans les pays étudiés, selon que l'on considère le statut professionnel ou la classe sociale.

12. Plutôt que de développer des interprétations contextuelles, renvoyant ces analyses aux traits spécifiques à la Suède et à l'Espagne, soulignons le caractère contingent des résultats : les pays ne sont homogènes ou hétérogènes que d'une manière relative, sauf à considérer de très nombreuses unités géographiques et à pouvoir ainsi les regrouper en classes de pays qui se ressemblent.

Enfin, on a testé les effets spécifiques du genre et de la génération d'appartenance sur le vote, combinés avec le pays. L'interaction vote, genre et pays n'est pas significative, pas plus que l'interaction âge, pays, vote¹³.

Conclusion

Plus que le revenu, le diplôme, la profession ou la place dans la hiérarchie, c'est donc la situation de classe, au sens de rapport aux moyens de production, qui influence le plus les choix politiques des électeurs européens, quel que soit leur âge ou leur sexe. Elle joue toutefois moins qu'avant, et différemment. C'est moins le clivage entre ouvriers et non-ouvriers qui compte aujourd'hui, si l'on excepte les cas suédois et espagnol, que le fait de travailler à son compte ou pour un patron, et dans le secteur privé ou dans des activités d'intérêt général. Il existe un net effet du statut professionnel dans les six pays étudiés. Telle est la conclusion provisoire qu'on peut tirer de cette étude, sachant qu'il faudrait pousser la comparaison dans les autres pays de l'Union européenne, et que même avec le luxe d'indicateurs fournis par l'enquête ESS, il reste difficile de cerner avec précision tous les aspects de la situation professionnelle des individus ainsi que leur choix électoral proprement dit¹⁴. Il serait utile, en particulier, dans une Europe où

13. On a également testé s'il existait une interaction entre les effets modérés de l'autonomie au travail et le pays, mais les tests statistiques ne corroborent pas cette hypothèse.

14. Sur les limites de ce type d'enquête pour appréhender le vote, voir Hooghe et Reeskens [2007] (www.informaworld.com). Plus utiles sont les bases de données électorales européennes comme celles de l'ISCP (International Social Cleavages and Politics). Clem Brooks, Paul Nieuwbeerta et Jeff Manza en ont tiré un échantillon de 113 élections dans 6 pays, l'Australie, l'Autriche, le Royaume-Uni, les Pays-Bas et les États-Unis [Brooks, Nieuwbeerta et Manza, 2006]. La base leur permet d'analyser l'évolution dans le temps (1964-1998) des effets de trois clivages (classe, genre et religion) sur le comportement électoral, en distinguant six familles de partis, trois groupes religieux et cinq classes (nomenclature Erikson/Goldthorpe). Les auteurs concluent certes au déclin du vote ouvrier par la gauche mais pas dans tous les pays, et compensé par d'autres réalignements professionnels. Au total, il y a moins disparition du vote de clivage que compensations entre les effets des trois types de clivages. Voir aussi le travail de Van der Waal, Achterberg et Houtman [2007] à partir de la base de données International Social Mobility and Politics File.

plus que jamais il semble y avoir conflit entre service public et libre concurrence, d'introduire dans les prochaines vagues des enquêtes ESS des indicateurs plus fouillés du « secteur public », d'autant que les notions de « service public » et d'« intérêt général » se déclinent très diversement d'un pays à l'autre.

Références

- ALFORD (Robert), *Party and Society : Anglo-American Democracies*, Londres, John Murray, 1964.
- BIRCH (Margaret) et ELIAS (Petr), *Harmonisation des classifications des professions*, Office statistique des communautés européennes, février 1994.
- BOY (Daniel) et MAYER (Nonna), « Secteur public, secteur privé : un nouveau conflit de classe », dans Nonna Mayer (dir.), *Les Modèles explicatifs du vote*, Paris, L'Harmattan, 1997, p. 111-131.
- BROOKS (Clem) et MANZA (Jeff), « Social Cleavages and Political Alignments : US Presidential Elections, 1960 to 1992 », *American Review of Sociology*, 62 (6), 1997, p. 937-946.
- BROOKS (Clem), NIEUWBEERTA (Paul) et MANZA (Jeff), « Cleavage-Based Voting Behavior in Cross-National Perspective : Evidence from Six Postwar Democracies », *Social Science Research*, 35 (1), 2006, p. 88-128.
- BUTLER (David) et STOKES (Donald), *Forces Shaping Electoral Choice*, Londres, McMillan, 1969.
- CAUTRÈS (Bruno) et HEATH (Anthony), « Le déclin du vote de classe : une analyse comparative en France et en Grande-Bretagne », *Revue internationale de politique comparée*, 3 (3), 1996, p. 541-568.
- CLARK (Terry), LIPSET (Seymour M.) et REMPEL (Michael), « The Declining Political Significance of Social Class », *International Sociology*, 8 (3), septembre 1993, p. 293-316.
- CLARK (Terry) et LIPSET (Seymour M.), *The Breakdown of Class Politics*, Chicago (Ill.), University of Chicago Press, 2001.
- DUNLEAVY (Patrick), « The Political Implications of Sectoral Cleavages and the Growth of State Employment », *Political Studies*, 28, 1980, p. 364-383 et p. 527-549.
- EVANS (Geoffrey), « Class Voting : From Premature Obituary to Reasoned Appraisal », dans Geoffrey Evans (ed.), *The End of Class Politics ? Class Voting in Comparative Context*, Oxford, Oxford University Press, 1999.

- FRANKLIN (Mark), MACKIE (Thomas T.) et VALEN (Henry) (eds), *Electoral Change. Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*, Cambridge, Cambridge University Press, 1992.
- FRANKLIN (Mark), *The Decline of Class Voting in Britain*, Oxford, Clarendon Press, 1985.
- FRÉMONT-VANACORE (Anne), *La France en Europe*, Paris, Armand Colin, 2007.
- GOLDTHORPE (John H.), « On the Service Class : Its Formation and Future », dans Anthony Giddens et Gavin Mackenzie (eds), *Social Class and the Division of Labour*, Cambridge, Cambridge University Press, 1982.
- GRUNBERG (Gérard) et SCHWEISGUTH (Étienne), « Profession et vote : la poussée de la gauche », dans Jacques Capdevielle et al., *France de gauche, vote à droite*, Paris, Presses de Sciences Po, 1981, p. 139-167.
- HEATH (Anthony), JOWELL (Roger) et CURTICE (John), *How Britain Votes*, Londres, Pergamon, 1985.
- HOFFMAN (Eivind) et SCOTT (Mirjina), « The Revised International Standard Classification of Occupations (ISCO-88) : A Short Presentation », *International Labour Organization*, 1990.
- HOOGHE (Marc) et REESKENS (Tim), « Are Cross-National Surveys the Best Way to Study the Extreme-Right Vote in Europe ? », *Patterns of Prejudice*, 41 (2), 2007.
- HOUT (Michael), BROOKS (Clem) et MANZA (Jeff), « Class Voting in Capitalist Democracies since World War Two : Dealignment, Realignment or Trendless Fluctuations ? », *Annual Review of Sociology*, 21, 1995, p. 137-162.
- HOUT (Michael), BROOKS (Clem) et MANZA (Jeff), « The Democratic Class Struggle in the United States, 1948-1992 », *American Sociological Review*, 60, 1995, p. 813.
- INGLEHART (Ronald), *La Transition culturelle dans les sociétés industrielles avancées*, Paris, Economica, 1990.
- KITSCHOLT (Herbert) et MCGANN (Anthony), *The Radical Right in Western Europe : a Comparative Analysis*, Ann Arbor (Mi.), Michigan University Press, 1995.
- KNUTSEN (Oddbjorn), *Class Voting in Western Europe : a Comparative Longitudinal Study*, Langham, Lexington Books, 2006.
- KRIESI (Hanspeter), « The Transformation of Cleavage Politics : the 1997 Stein Rokkan Lecture », *European Journal of Political Research*, 33, 1998, p. 165-185.

- KRIESI (Hanspeter), GRANDE (Edgar), LACHAT (Romain), DOLEZAL (Martin), BORNSCHIER (Simon) et FREY (Timotheos) (eds), *West European Politics in the Age of Globalization*, Cambridge, Cambridge University Press, 2008.
- LACHAT (Romain) et OESCH (Daniel), « Beyond the Traditional Economic Cleavage : Class Location and Attitudinal Divides in 21 European Countries », intervention lors de la conférence de l'European Consortium for Political Research, Pise, 6-8 septembre 2007.
- LEIULFSRUD (Håkon), BISON (Ivano) et JENSEBERG (Heidi), *Social Class in Europe. European Social Survey 2002/3*, NTNU Samfunnsforskning/NTNU Social Research Ltd., 2005.
- LEMEL (Yannick), *Stratification et mobilité sociale*, Paris, Armand Colin, 1997.
- LIPSET (Seymour M.) et ROKKAN (Stein) (eds), *Party Systems and Voter Alignments : Cross-National Perspectives*, New York (N. Y.), The Free Press, 1967.
- MARTIN (Pierre), *Comprendre les évolutions électorales. La théorie des réalignements revisitée*, Paris, Presses de Sciences Po, 2000.
- MARTIN-ALCOFF (Linda) et al., *Identity Politics Reconsidered*, New York (N. Y.), Palgrave, 2006.
- MARUANI (Margaret), *Travail et emploi des femmes*, Paris, La Découverte, 2003.
- MAYER (Nonna), « Que reste-t-il du vote de classe ? », dans Pascal Perrineau et Luc Rouban (dir.), *La Politique en France et en Europe*, Paris, Presses de Sciences Po, 2007.
- MAYER (Nonna), « Indépendance, salariat et culture politique », dans Pierre Bréchon, Annie Laurent et Pascal Perrineau (dir.), *Les Cultures politiques des Français*, Paris, Presses de Sciences Po, 2000, p. 357-375.
- MICHELAT (Guy) et SIMON (Michel), *Classe, religion et comportement politique*, Paris, Presses de Sciences Po/Éditions sociales, 1977.
- NIEUWBEERTA (Paul), *The Democratic Class Struggle in Twenty Countries (1945-1990)*, Amsterdam, Thesis Publishers, 1995.
- PARKIN (Franck), *Middle Class Radicalism*, New York (N. Y.), Praeger, 1968.
- PERRINEAU (Pascal) et REYNIÉ (Dominique) (dir.), *Le Dictionnaire du vote*, Paris, PUF, 2001.
- PEUGNY (Camille), *La Mobilité sociale descendante : l'épreuve du déclassement*, thèse de sociologie, Paris, IEP de Paris, 2007.

ROSE (Richard), *Electoral Behavior : a Comparative Handbook*, New York (N. Y.), The Free Press, 1974.

THOMASSEN (Jacques) (ed.), *The European Voter. A Comparative Study of Modern Democracies*, New York (N. Y.), Oxford University Press/ECPR, 2006.

VAN DER WAAL (Jeroen), ACHTERBERG (Peter) et HOUTMAN (Dick), « Class Is Not Dead – It Has Been Buried Alive ; Class Voting and Cultural Voting in Postwar Western Societies (1956-1990) », *World Political Science Review*, 3 (4), 2007.

WRIGHT (Erik O.), *Classes*, Londres, Verso, 1987.

