

DIMENSIONS SOCIO-PROFESSIONNELLES ET EXPLICATION DU VOTE EN FAVEUR DE L'UNION DÉMOCRATIQUE DU CENTRE EN SUISSE

Oscar Mazzoleni, Maurizio Masulin, Cécile Péchu

2005/4 Vol. 55 | pages 663 à 689

Presses de Sciences Po	(P.F.N.S.P.)	« Revue fran	içaise de scienc	ce politique »
------------------------	--------------	--------------	------------------	----------------

ISSN 0035-2950 ISBN 2724630157
Article disponible en ligne à l'adresse :
http://www.cairn.info/revue-francaise-de-science-politique-2005-4-page-663.htm
!Pour citer cet article :
Oscar Mazzoleni <i>et al.</i> , « Dimensions socio-professionnelles et explication du vote en faveur de l'Union démocratique du centre en Suisse », <i>Revue française de science politique</i> 2005/4 (Vol. 55), p. 663-689. DOI 10.3917/rfsp.554.0663

Distribution électronique Cairn.info pour Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.). © Presses de Sciences Po (P.F.N.S.P.). 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.

DIMENSIONS SOCIO-PROFESSIONNELLES ET EXPLICATION DU VOTE EN FAVEUR DE L'UNION DÉMOCRATIQUE DU CENTRE EN SUISSE

OSCAR MAZZOLENI, MAURIZIO MASULIN, CÉCILE PÉCHU

'identification de la base sociale des électeurs des partis politiques européens dits de droite radicale, extrême et/ou populiste est une préoccupation récurrente des analyses de sociologie politique. Nous allons ici explorer les déterminants socio-professionnels du vote pour la « nouvelle » Union démocratique du centre (UDC), le parti qui a bouleversé depuis les années 1990 le paysage politique suisse. Entre les élections fédérales de 1991 et celles de 2003, son score est en effet passé de 11,9 % à 26,7 % des suffrages sur le plan national.

Si, comme nous le verrons, nous disposons déjà de quelques éléments d'analyse, une étude approfondie de la composition socio-professionnelle de l'électorat de l'UDC, notamment à partir des résultats des dernières élections, reste à réaliser. Le premier objectif de cet article est de répondre aux questions suivantes : l'UDC mobilise-t-elle une part croissante des couches salariées, notamment les plus « défavorisées » ? Dans quelle mesure ce parti mobilise-t-il les classes moyennes « favorisées » (du point de vue du capital économique ou culturel), qu'on a qualifiées de « gagnants » dans le processus actuel de la modernisation capitaliste ¹ ? Enfin, que reste-t-il de l'ancien électorat de l'UDC ? De manière plus générale, que peut-on dire des traits caractéristiques du vote UDC, à la lumière des caractéristiques de l'électorat d'autres partis de la droite radicale et nationaliste, actifs dans d'autres pays européens ?

Le deuxième objectif de cette contribution est d'ordre théorique et méthodologique. À travers l'analyse du rôle joué par les dimensions socio-professionnelles (ou « clivages de classe ») dans l'explication du vote, nous souhaitons soulever quelques questions souvent peu traitées dans le domaine d'étude des droites radicales, en l'espèce, la relation qui lie choix méthodologiques, notamment les indicateurs et les procédures d'analyse sélectionnés, et résultats obtenus. Depuis quelques années, les hypothèses de l'École de Columbia, influencées par les travaux de Lazarsfeld ², qui mettaient en évidence l'effet prépondérant des variables socio-économiques « lourdes » sur le vote, ont été remises en question par un courant d'analyses qui a montré l'importance croissante et prépondérante des clivages « de valeurs ». Les approches

^{1.} Cf. H. Kriesi, « Movements of the Left, Movement of the Right: Putting the Mobilization of Two New Types of Social Movements into Political Context», dans H. Kitschelt *et al.* (eds), *Continuity and Change in Contemporary Capitalism*, Cambridge, Cambridge University Press, 1999, p. 398-423; H. Kriesi, « The Transformation of the National Political Space in a Globalizing World», dans P. Ibarra (ed.), *Social Movements and Democracy*, New York, Palgrave Macmillan, 2003, p. 195-210.

^{2.} Par exemple, P. F. Lazarsfeld. et al., The People's Choice, New York, Columbia University Press, 1968.

centrées sur le rôle joué par les facteurs historiques, contextuels et par les enjeux électoraux ont également contribué à cette remise en cause ¹.

Le débat est cependant encore ouvert et les analyses centrées sur les facteurs socio-professionnels semblent retrouver une certaine actualité dans l'explication du choix partisan². Cette perspective semble favorisée par le type de mobilisation qu'ont produit les partis de droite extrême ou radicale surgis en Europe occidentale durant la dernière décennie du siècle passé. L'hétérogénéité de ces partis, ainsi que leur nature mouvante et complexe rendent difficile toute généralisation. Cependant, dans de nombreux cas, bien que de manière non systématique, on observe dans l'électorat de ces partis une surreprésentation de certaines couches sociales 3. Certaines études sur la droite extrême, radicale ou national-populiste ont montré que, bien que la base sociale de ces partis se présente comme diversifiée et interclassiste, les petits indépendants, commerçants et artisans et, encore davantage, les ouvriers, y sont surreprésentés 4. D'autres auteurs insistent sur la présence de catégories que nous pouvons généralement définir comme « défavorisées » (chômeurs, ouvriers et personnes ayant un bas niveau d'instruction) 5. Rares sont toutefois les études, dans ce champ spécifique de l'analyse électorale du vote pour la droite radicale ou extrême, qui discutent et définissent avec une certaine précision ce que recouvrent les couches sociales à la base du vote en faveur de ces partis ⁶. En général, dans les études publiées dans ce domaine. l'impression est qu'il n'y a pas suffisamment de clarté s'agissant des catégories d'analyse adoptées. On peut se demander si l'analyse de leur base sociale ne pourrait s'enrichir non seulement de l'usage de différentes procédures statistiques, mais surtout d'une discussion méthodologique relative au choix des indicateurs de « couches sociales » utilisés 7.

Notre démarche s'appuie sur le présupposé selon lequel les individus des sociétés contemporaines disposent d'attaches multiples ; les processus de socialisation et de formation des préférences politiques suivent par conséquent des parcours complexes,

- 1. Cf. J. W. Van Deth, E. Scarbrough (eds), *The Impact of Values*, Oxford, Oxford University Press, 1995; M. N. Franklin, « The Decline of Cleavage Politics », dans M. N. Franklin *et al.*, *Electoral Change Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*, Cambridge, Cambridge University Press, 1992.
- 2. Cf. T. N. Clark, S. M. Lipset, *The Breakdown of Class politics. A Debate on Post-Industrial Stratification*, Baltimore, John Hopkins University Press, 2001; G. Evans, *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*, Oxford, Oxford University Press, 1999.
- 3. H. Kitschelt (avec A. J. McGann), *The Radical Right in Western Europe*, Ann Arbor, University of Michigan Press, 1995; P. Merkl, L. Weinberg (eds), *The Revival of Right-Wing Extremism in the Nineties*, Londres, Franck Cass, 1997; P. Perrineau (dir.), *Les croisés de la société fermée. L'Europe des extrêmes droites*, La Tour d'Aigues, Éditions de l'Aube, 2001; P. Ignazi, *Extreme Right Parties in Western Europe*, Oxford, Oxford University Press, 2003; H.-G. Betz, *La droite populiste en Europe. Extrême et démocrate?*, Paris, Cevipof/Autrement, 2004; P. Norris, *Radical Right: Parties and Electoral Competition*, Cambridge/New York, Cambridge University Press, 2005.
- 4. Cf. N. Mayer, Ces Français qui votent Le Pen, Paris, Flammarion, 2002, p. 296 et suivantes.
 - 5. Par exemple, H.-G. Betz, La droite populiste en Europe..., op. cit.
- 6. Avec des exceptions, comme dans le cas de Y. de Weerd et al., Turning Right? Socioeconomic Change and the Receptiveness of European Workers to the Extreme Right. Report on the Survey Analysis and Results, Louvain/Vienne, Siren, 2004.
- 7. B. Cautrès, N. Mayer, « Les métamorphoses du "vote de classe" », dans B. Cautrès, N. Mayer (dir.), *Le nouveau désordre électoral. Les leçons du 21 avril 2002*, Paris, Presses de Science Po, 2004, p. 145-160.

qui se poursuivent, à travers leurs différents positionnements dans l'espace social, tout au long du parcours de vie des individus ¹. Les clivages de « classe » dans les sociétés occidentales actuelles ne peuvent par conséquent que difficilement être appréhendés selon une simple dichotomie (opposant par exemple les travailleurs manuels aux autres catégories) et il faudra plutôt, comme le font certaines études, notamment françaises, essayer de combiner plusieurs dimensions à la fois (par exemple, ouvriers ou non ouvriers, indépendants ou salariés, salariés du privé ou du public) ². De même, il faut prendre en compte l'hétérogénéité de certaines catégories socio-professionnelles, telles que les « indépendants » ou les « salariés ».

Dans un premier temps, nous ferons le point sur la manière dont les dimensions socio-professionnelles ont été appréhendées dans l'analyse électorale, notamment dans le cas de l'UDC. Nous présenterons ensuite brièvement la manière dont l'analyse du rapport entre dimensions socio-professionnelles et vote s'est récemment développée en Suisse. Puis, nous exposerons les indicateurs utilisés dans notre analyse. Nous procéderons alors à l'analyse bivariée de différents indicateurs, sur la base des résultats des deux volets les plus récents de l'enquête post-électorale Selects. Enfin, une analyse multivariée nous permettra de mesurer l'effet sur le vote, et tout particulièrement sur le vote UDC, de ces indicateurs socio-professionnels et des clivages religieux, linguistiques et de résidence traditionnellement pris en compte dans les études électorales suisses.

LES DIMENSIONS SOCIO-PROFESSIONNELLES DU VOTE UDC

Les recherches effectuées jusqu'ici sur le vote pour la « nouvelle » UDC ont confirmé en général le poids des couches défavorisées, notamment en termes de capital scolaire. Néanmoins, certaines questions restent ouvertes. Les premiers signes de la transformation du vote UDC se dessinent au cours des années 1980 déjà ³, mais c'est surtout depuis son avancée électorale en 1995 que l'on assiste à une modification de la composition structurelle de cet électorat. Traditionnellement présent dans le monde agraire et artisan, l'UDC a vu sa base sociale se modifier considérablement ⁴. Par ailleurs, on a assisté à un affaiblissement progressif de l'importance des clivages traditionnels, notamment des clivages linguistiques, ville-campagne et religieux. Toujours depuis 1995, on voit s'accroître la part d'électeurs UDC en Suisse romande – même si la base électorale dominante reste alémanique – et dans les zones urbanisées. S'accroît aussi la part de l'électorat de confession catholique, de telle sorte que l'UDC apparaît de moins en moins comme le parti typique des cantons de tradition protes-

- 1. D. Gaxie, « Appréhension du politique et mobilisations des expériences sociales », Revue française de science politique, 52 (2-3), avril-juin, 2002, p. 145-178.

 2. D. Boy, N. Mayer, « Les "variables lourdes" en sociologie électorale : État des contro-
- 2. D. Boy, N. Mayer, « Les "variables lourdes" en sociologie électorale : Etat des controverses », *Enquêtes*, 5, 1997, p. 109-122; D. Boy, N. Mayer, « Que reste-t-il des variables lourdes ? », dans D. Boy, N. Mayer (dir.), *L'électeur a ses raisons*, Paris, Presses de Sciences Po, 1997, p. 101-138; B. Cautrès, N. Mayer, « Les métamorphoses du "vote de classe" », *op. cit.*
- 3. C. Longchamp, S. Hardmeier, *Analyse des élections au Conseil national 1991*, Gfs/Université de Berne, 1992.
- 4. Historiquement basé dans les cantons ruraux et de tradition protestante, les origines de ce parti remontent aux années 1910. L'UDC se constitue officiellement sur le plan national en 1971. Cf. O. Mazzoleni, *Nationalisme et populisme en Suisse. La radicalisation de la « nouvelle » UDC*, Lausanne, Presses Polytechniques et universitaires romandes, 2003.

tante. Les études constatent également que les catégories qui disposent d'un faible capital scolaire restent surreprésentées dans l'électorat UDC et ce, avant même la phase de croissance électorale. Cette dernière caractéristique, du moins pour les années récentes, a été particulièrement soulignée dans l'explication de ce choix électoral ¹.

En revanche, en ce qui concerne le rôle des dimensions socio-professionnelles et économiques, les études fournissent une image moins claire, notamment s'agissant de son évolution récente. Une analyse conduite par Kitschelt et McGann ² sur les résultats des élections fédérales de 1999 montre que, outre les petits indépendants et les agriculteurs, qui constituaient l'électorat traditionnel de l'UDC, les « travailleurs manuels » sont également surreprésentés parmi ses électeurs ; les catégories des employés et des dirigeants sont en revanche sous-représentées. Cette étude souligne plutôt la continuité, entre 1991 et 1999, de la base sociale de ce parti, à l'exception d'un soutien plus marqué de la part des « travailleurs manuels ». En revanche, elle ne mesure pas l'éventuelle modification du poids des agriculteurs comparativement à d'autres catégories d'indépendants. On retrouve ce problème de spécification dans une autre étude, basée sur les mêmes données, pour l'année 1999, qui confirme le meilleur score réalisé par l'UDC auprès des « employés et ouvriers » avec un bas niveau de formation: les personnes avant un haut revenu restent en revanche sous-représentées 3. Ces données montrent que, malgré une présence encore significative, les indépendants, les agriculteurs, mais aussi les retraités voient leur poids dans le vote UDC diminuer face à l'importance que viennent d'acquérir les travailleurs salariés, notamment les « employés ». Mais les résultats obtenus sont ici aussi tributaires de la procédure d'analyse choisie. Une analyse multivariée sur le choix électoral entre 1995 et 2003 montre que, jusqu'en 1999, une fois contrôlés les effets d'un ensemble de variables socio-démographiques (âge, sexe, niveau de formation, taille de l'habitat, religion) et économiques (revenu), les « travailleurs non qualifiés » ont moins de chances de voter pour l'UDC que la majorité des membres des classes moyennes, salariées ou indépendantes, y compris les agriculteurs 4. La probabilité de voter UDC est significativement moins élevée pour une personne exerçant une profession de « spécialiste socio-culturel », disposant d'un fort capital culturel et travaillant dans le monde de la santé, de l'éducation, du travail social ou du journalisme. Cette étude met aussi en évidence les changements intervenus entre 1999 et 2003. En effet, en 2003, la catégorie des « travailleurs non qualifiés », qui figurait en 1999 parmi celles qui avaient le moins de chances de voter pour l'UDC, comparable seulement de ce point de vue à la catégorie des spécialistes socio-culturels, semble alors s'aligner sur la position des autres catégories socio-professionnelles, qui ne se distinguent ni par un refus ni par une acceptation nets (c'est-à-dire statistiquement significatifs) du vote pour l'UDC.

^{1.} A. Tresch, Le clivage entre perdants et gagnants et le vote pour l'Union démocratique du centre. Une analyse des élections au Conseil national de 1999, mémoire de licence, département de science politique, Université de Genève, 2001; P. Selb, R. Lachat, Élections 2003. Évolution du comportement électoral, Zurich, Institut für Politikwissenschaft, 2004.

^{2.} H. Kitschelt, A. J. MacGann, « Die Dynamik der Schweizerischen Neuen Rechten in komparativer Perspektive: Die Alpenrepubliken », dans P. Sciarini, S. Hardmeier, A. Vatter (dir.), Schweizer Wahlen 1999/Élections fédérales 1999, Berne/Stuttgart/Vienne, Haupt, 2003, p. 183-216.

^{3.} H. Hirter, Élections 1999. Composition et orientation politique de l'électorat lors des élections fédérales de 1999, Berne/Genève/Zurich, Institut de Sciences Po, 2000.

^{4.} P. Selb, R. Lachat, op. cit.

INDICATEURS ET CHOIX MÉTHODOLOGIQUES

Ce relatif manque de clarté quant au rôle de certaines catégories socio-professionnelles tient vraisemblablement pour l'essentiel aux choix classificatoires, aux critères de mesure adoptés et, plus généralement, au manque de discussion sur le « contenu » spécifique de chaque catégorie. Ce questionnement concerne aussi la procédure d'analyse : une analyse bivariée ou une multivariée ne produisent pas nécessairement des résultats directement comparables. Dès lors, l'étude de la base sociale de la droite radicale ou populiste doit s'enrichir du débat plus général sur l'impact du clivage de classe sur le vote, en grande partie lié au débat sur le choix des indicateurs socio-professionnels (utilisation ou non de l'indice d'Alford ¹) et sur les procédés de mesure ².

Il faudra donc expliciter les raisons du choix de certains indicateurs socio-professionnels et des catégories de stratification sociale, et de surcroît souligner les particularités suisses de ce point de vue. Jusqu'à très récemment – notamment avant les travaux de Dominique Joye, René Levy et Martin Schuler ³ – et à la différence de la plupart des pays européens, on ne disposait pas en Suisse d'études approfondies sur la stratification sociale et par conséquent d'indicateurs socio-professionnels, construits à partir de ces études, susceptibles d'être opérationnalisés de manière satisfaisante et capables d'appréhender la complexité de la réalité sociale. À cela s'ajoute le fait que, jusqu'aux années 1990, la Suisse n'avait pas été incluse dans les grandes enquêtes internationales et que, par conséquent, l'on ne disposait pas de séries de données longitudinales comparables à celles existant dans d'autres pays européens.

Jusqu'aux années 1980, ces lacunes ont contribué à rendre l'analyse électorale en terme de vote « de classe » tout à fait marginale en Suisse. Lacune vraisemblablement attribuable, en partie, à l'interprétation prédominante dans les études sur le système partisan suisse. Ces études, en effet, essayaient surtout de circonscrire les conditions qui permettaient le niveau relativement élevé de stabilité politique du système politique suisse. Celui-ci était attribué à l'effet conjoint d'un nombre limité de clivages, notamment les clivages religieux, linguistique et ville-campagne, et c'est essentiellement sur la base de l'indice d'Alford que les analyses soulignaient alors le rôle secondaire du clivage de classe dans la structuration du système de partis helvétique ⁴. Les caractéristiques de l'évolution du système politique suisse expliquent en bonne partie cet état de fait : l'évolution du champ partisan suisse depuis la deuxième moitié du 19^e siècle a été marquée par un contexte d'hétérogénéité socio-économique et de

^{1.} L'indice d'Alford, dans sa version classique, est calculé en soustrayant la proportion de travailleurs manuels qui votent pour la gauche à celle de travailleurs « non manuels » qui votent pour la gauche. Cf. R. R. Alford, « A suggested Index of the Association of Social Class and Voting », *Public Opinion Quarterly*, 26, 1962, p. 417-425.

^{2.} B. Cautrès, N. Mayer, « Les métamorphoses du "vote de classe" », cité; E. Dupoirier, « Dynamique de l'espace social et vote », dans B. Cautrès, N. Mayer (dir.), *Le nouveau désordre électoral*, op. cit., p. 185-206.

^{3.} Cf. D. Joye, M. Schuler, La structure sociale de la Suisse. Catégories socioprofessionnelles, Berne, Office fédéral de la statistique, 1995; R. Levy et al., Tous égaux? De la stratification aux représentations, Zurich, Seismo, 1997.

^{4.} A. Lijphart, « Religious vs. Linguistic vs. Class Voting: The "Crucial" Experiment of Comparing Belgium, Canada, South Africa and Switzerland », American Political Science Review, 73, 1979, p. 442-58; H. Kerr, « The Swiss Party System: Steadfast and Changing », dans H. Daalder (ed.), Party Systems in Denmark, Austria, Switzerland, the Netherlands and Belgium, Londres, Frances Pinter, 1983, p. 107-192.

décentralisation institutionnelle particulièrement élevées, par l'introduction précoce du suffrage universel masculin au milieu du 19e siècle et par un fort gradualisme dans les transformations économiques ; on n'a pas assisté à l'apparition de véritables partis « de masse », de même que l'on n'a pas vu émerger et s'imposer un véritable clivage « de classe » résultant de la révolution industrielle ¹, ce qui semblait constituer une particularité de la Suisse par rapport aux grands pays industrialisés d'Europe occidentale, notamment la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni.

Les années 1990 marquent un tournant dans l'analyse électorale suisse. Une nouvelle vague d'analyses, rendue possible par le développement d'une série de grandes enquêtes nationales et internationales incluant le cas helvétique (notamment Selects et World Values Survey), revient plus précisément sur les clivages, socio-structurels d'une part, de valeurs d'autre part. Ce « nouveau départ » dans l'analyse électorale ² a permis et stimulé des analyses comparatives et a abouti, grâce aux études notamment de Hanspeter Kriesi et de ses collaborateurs, à renouveler l'analyse des dimensions socio-professionnelles du vote 3. Abandonnant donc l'indice d'Alford, qui ne tient compte que du rapport entre travailleurs « manuels » et « non manuels » dans les partis de gauche, Kriesi, s'inspirant de la théorie sur les classes sociales du sociologue américain Erik Olin Wright ⁴, construit un indicateur qui synthétise plusieurs facteurs : la formation, les compétences spécifiques, la position à l'intérieur de la profession ou le secteur d'activité. Cette élaboration lui permet ainsi de conserver la distinction de Wright entre ancienne et nouvelle classe moyenne, tout en distinguant de manière plus appropriée les professions traditionnelles des nouvelles professions. À travers cet indicateur de statut social, Kriesi essave de montrer l'existence d'un double clivage « de classe » : d'une part, entre les « perdants » (les travailleurs « non qualifiés ») et les « gagnants » (en général, ceux qui disposeraient des ressources culturelles et sociales pour faire face au processus de mondialisation) et, d'autre part, au sein des catégories de la « nouvelle classe moyenne », notamment entre les spécialistes socio-culturels et les cadres supérieurs ⁵. En généralisant cette perspective, cet auteur fait l'hypothèse que les citoyens moins formés, peu qualifiés, actifs dans des secteurs orientés vers le marché national, sont les plus vulnérables aux déréglementations et aux privatisations qui se succèdent depuis quelques années dans les sociétés occidentales et, de ce fait, plus sensibles à l'appel des partis ou mouvements de la droite radicale et nationaliste 6. De plus, selon Kitschelt, les partis de la droite radicale, qui allient un programme néolibéral au niveau économique à un nationalisme sur le plan culturel, devraient réussir à coaliser l'ancienne classe moyenne (petits indépendants, commercants, artisans) et les membres déqualifiés de la classe ouvrière, alors que Kriesi formule l'hypothèse que ces partis pourraient aussi mobiliser une partie des cadres supérieurs (managers et spécialistes techniques), séduits par le néo-libéralisme associé à un conservatisme

^{1.} D. E. Bohn, «The Failure of Radical Left in Switzlerland. A Preliminary Study», *Comparative Political Studies*, 19 (1), avril 1986, p. 71-103.

^{2.} P. Farago, « Wahlforschung in der Schweiz. Der Neubeginn », Schweizerische Zeitschrift für Politische Wissenschaft, 4 (1), 1995, p. 121-130.

^{3.} H. Kriesi, *Political Mobilization and Social Change. The Dutch Case in Comparative Perspective*, Aldershot, Avenbury, 1993; H. Kriesi, « The Transformation of Cleavage Politics. The 1997 Stein Rokkan Lecture », *European Journal of Political Research*, 33 (2), 1998, p. 165-185.

^{4.} E. O. Wright, Classes, Londres, Verso, 1985.

^{5.} H. Kriesi, Le système politique suisse, Paris, Economica, 1998.

^{6.} H. Kriesi, « Movements of the Left, Movement of the Right », cité.

traditionnel et partiellement protectionniste au niveau économique ¹. Jusqu'ici, les résultats des analyses sur le cas suisse n'ont pas confirmé cette hypothèse. Néanmoins, l'indicateur de Kriesi a pris beaucoup de place au cours des années 1990, au point qu'il a été utilisé, au détriment de tout autre indicateur de statut socio-professionnel, dans la plupart des études électorales suisses sur le rôle du clivage « de classe » dans l'explication du choix partisan ². De même, à quelques exceptions près ³, l'analyse de la composition sociale des partis suisses n'utilise, depuis 1995, que cet indicateur. Parmi les rares études qui n'en font pas usage, il faut mentionner celle, déjà citée, de Kitschelt et McGann qui, à l'indicateur construit sur le « groupe » professionnel, préfère celui qui relève de la « condition » socio-professionnelle. À la différence des autres analyses, cette catégorisation alternative permet de mettre en évidence le rôle joué par les individus qui n'exercent pas de travail rémunéré, ainsi que l'influence que joue le secteur d'occupation, public ou privé, des salariés 4. Ces résultats sont néanmoins difficilement comparables à ceux produits grâce à l'indicateur Kriesi. De plus, l'étude citée ne permet pas de comprendre l'effet spécifique joué par la « condition » socio-professionnelle, en regard d'autres indicateurs socio-professionnels ou économiques (par exemple, revenu, patrimoine) ou socio-démographiques (par exemple, âge, sexe), puisqu'elle ne met pas en œuvre de procédures multivariées.

MULTIDIMENSIONALITÉ SOCIO-PROFESSIONNELLE ET SOCIO-ÉCONOMIQUE

Nous pensons donc que l'analyse des déterminants socio-structurels du vote et, dans notre cas, du vote UDC gagnerait à profiter des multiples indicateurs que fournissent des enquêtes telles que Selects. Dans la mesure où nous voulons mesurer la dimension socio-professionnelle, nous allons bien sûr retenir l'indicateur de statut social de Kriesi, en le comparant toutefois à d'autres indicateurs ou classifications : en l'espèce, nous allons tester la classification socio-professionnelle Isco 88 (International Standard Classification of Occupations) que propose l'International Labour Office (1990). Malgré des affinités apparentes, les deux indicateurs, Isco et Kriesi, se distinguent clairement par la manière dont ils sont construits.

L'indicateur de « classe sociale » proposé par Kriesi, notamment dans le cadre des enquêtes Selects, est le résultat d'une élaboration et codification formelle de plusieurs caractéristiques : la formation, la profession déclarée, la situation professionnelle (indépendant, salarié) et la position dans la hiérarchie professionnelle (cadre/dirigeant ou employé/ouvrier). Outre le rôle, fondamental, de la formation, qu'il par-

- 1. H. Kriesi, « The Transformation of the National Political Space... », art. cité, p. 202.
- 2. A. H. Trechsel, Clivages en Suisse. Analyse des impacts relatifs des clivages sur l'électorat suisse lors des élections fédérales, Genève, Département de science politique, 1995; A. H. Trechsel, S. Hug, « Clivages et identification partisane », dans S. Hug, P. Sciarini (dir.), Changements de valeurs et nouveaux clivages politiques en Suisse, Paris, L'Harmattan, 2002, p. 207-236; R. Nabholz, « Das Wälherverhalten in der Schweiz: Stabilität oder Wandel? Eine Trendanalyse von 1971-1995 » dans H. Kriesi, W. Linder, U. Klöti (dir.), Schweizer Wahlen 1995, Berne/Stuttgart/Vienne, Haupt, 1998, p. 17-44.
- 3. D. Schloeth, Vor die Wahl gestellt. Erklärungen des Wahlverhaltens bei den Eidgenössischen Wahlen 1995, Berne, Haupt, 1998; H. Hirter, op. cit.; P. Selb, R. Lachat, op. cit.
- 4. L'indicateur comprend les catégories suivantes : cadres, petits indépendants et artisans, employés du public et du privé, retraités, travailleurs manuels, femmes ou hommes au foyer.

tage avec la classification Isco, les différentes dimensions retenues dans sa composition permettent d'autres types de distinctions. Ainsi, la position occupée est en fait définie aussi bien en relation au pouvoir décisionnel qu'elle confère – qui permet surtout d'isoler les managers -, aux liens de loyauté à l'intérieur de la profession - qui caractérisent les professions techniques et socio-culturelles - et à l'orientation « interne » ou au contraire « externe » (vers des « clients », au sens générique d'usagers externes) de la profession qui distingue ces deux dernières catégories. La classification Isco est construite essentiellement à partir de la profession déclarée par les interviewés et du niveau de compétences nécessaires pour l'exercice de la fonction spécifique à l'intérieur de l'unité d'exercice de la profession. Si ces deux éléments permettent d'ordonner de manière quasi hiérarchique les diverses positions, cette classification ne prend pas en compte la dimension spécifique du prestige que revêtent leurs caractéristiques. Outre le niveau de formation requis et les compétences spécifiques à la fonction occupée, la profession ou le groupe de professions sont aussi définis selon la position occupée à l'intérieur de l'entreprise (dirigeant, employé, professions intellectuelles et scientifiques, ouvriers qualifiés et non qualifiés) et le secteur d'activité (c'est-à-dire secteur primaire, secondaire ou tertiaire) 1.

Si l'on peut s'exprimer ainsi, l'indicateur Isco reste une classification à but essentiellement « descriptif », du point de vue de la division socio-structurelle ou en « classes » de la société, alors que l'indicateur de Kriesi, du fait de la complexité de sa construction et parce qu'il trouve son origine même dans une élaboration théorique basée sur des relectures plus récentes du concept de « classe sociale », fournit déjà en soit une classification de nature « analytique ». La combinaison des caractéristiques est finalisée et dépend de la nécessité de rendre compte d'une « nouvelle » dynamique de la stratification sociale qui caractériserait l'évolution récente des sociétés occidentales contemporaines, en raison du poids croissant de la formation et plus généralement du capital culturel et de l'apparition de nouvelles professions définissant de nouvelles divisions sociales. Ces évolutions modifient les positions des professions, leur conférant justement la dimension de « statut social » ou « classe ». Comme nous l'avons indiqué, l'un des principaux atouts de cet indicateur est, de ce fait, de distinguer, à l'intérieur de la classe moyenne, entre « ancienne » et « nouvelle » classe moyenne, en opposant les professions indépendantes (commercants, fermiers, artisans) aux professions de la culture et du social.

D'autres indicateurs complémentaires, par ailleurs souvent adoptés dans l'étude du vote dans la littérature internationale et dont certains, on l'a vu, sont déjà pris en compte par l'indicateur Kriesi et/ou l'indicateur Isco, devront néanmoins être analysés : le niveau de formation, la situation professionnelle (employés/ouvriers, cadres/dirigeants, indépendants, personnes au foyer, retraités, chômeurs), le secteur d'activité (public *vs* privé). Nous retenons aussi des indicateurs mesurant la dimension socio-économique, comme le revenu, la propriété (ou pas) du logement, la perception subjective

1. Comme d'autres classifications proprement professionnelles, Isco permet plusieurs niveaux de classification, selon que l'on prend en compte le plus ou moins grand détail. À son niveau le plus générique – qui est celui qui nous intéresse ici –, elle comporte 9 catégories plus une (les « membres des forces armées ») : ces catégories assument un caractère quasi ordinal, étant « ordonnées » d'après le nombre et la qualité des tâches à exercer, de celles qui demandent le moins de formation et de compétences de gestion ou de direction (ouvriers non qualifiés) à celles qui en exigent le plus (membres de l'exécutif »). Cf. D. Joye, M. Bergman, P. S. Lambert, « Intergenerational Educational and Social Mobility in Switzlerland », *Revue suisse de sociologie*, 29 (2), 2003, p. 263-292.

de la condition économique. De plus, outre le sexe et l'âge, nous avons pris en compte la taille de la commune (comme indicateur du clivage « urbain » vs « rural »), la région linguistique, la confession religieuse (ces trois derniers indicateurs correspondant aux trois clivages « traditionnels » influençant le système partisan suisse). En somme, nous essayerons, à travers cette analyse, de cerner au plus près les diverses caractéristiques sociales, professionnelles et culturelles permettant d'analyser le vote UDC. Ceci nous permettra de déterminer si, contrairement aux années 1990, où le succès de ce parti pouvait s'expliquer de manière satisfaisante par l'effet des principaux clivages, il faut maintenant attribuer une part de ce succès à un clivage « de classe ».

Nous utiliserons comme indicateur du « choix partisan » la « déclaration de vote » (c'est-à-dire le parti auquel le répondant déclare avoir attribué le plus de suffrages lors des élections du Conseil national, la chambre basse du parlement national suisse, élu à la proportionnelle, avec panachage possible). Dans notre échantillon, tiré de l'enquête post-électorale Selects, le score obtenu par les divers partis est assez représentatif de la distribution effective des suffrages aux élections fédérales de 2003 : à l'exception du vote pour le parti socialiste qui est ici surreprésenté de 6 %, le vote pour les autres partis n'est en revanche que très légèrement sous-représenté – entre 0,9 % et 1,5 % (le vote UDC, en particulier, est sous-représenté de 1,5 % seulement). La situation est analogue pour l'échantillon de 1999. Pour cette raison, nous ne corrigerons pas nos données au moyen d'une pondération. À noter encore que nous avons exclu de l'échantillon national les électeurs du canton du Tessin : en effet, dans ce canton (le seul de langue italienne), l'UDC est en concurrence avec la Ligue des Tessinois, avec qui elle fait à peu près jeu égal 1. Tout en défendant des positions analogues à celles de l'UDC sur certains sujets nationaux, la Ligue prend en charge un certain nombre de thèmes propres à la position du Tessin dans la confédération. D'autres spécificités de ce canton, notamment du point de vue des clivages sociaux et culturels, nous ont conduits à exclure ses électeurs de nos analyses ².

L'ANALYSE BIVARIÉE

Il s'agit donc d'analyser le rapport entre formation, positions socio-profession-nelle et économique et choix électoral (voir tableau 1, en annexe). On peut faire une première constatation, générale, s'agissant des relations entre le vote et les variables repérant ces trois aspects : dans la majorité des cas, la force de l'association (mesurée à l'aide du coefficient V de Cramer) s'est légèrement renforcée entre 1999 et 2003 (cf. tableau 1). Quant au rôle spécifique des dimensions socio-professionnelles, l'indicateur Kriesi nous montre que les « spécialistes socio-culturels », c'est-à-dire essentiellement les professions intellectuelles, sont, en 1999 comme en 2003, particulièrement rétifs à un vote pour l'UDC, tout comme les « managers ». Par rapport aux résultats présentés par Selb et Lachat ³, la prise en compte de deux catégories d'indépendants

- 1. En 2003, dans ce canton, les deux partis ont rassemblé autour de 7 % des suffrages.
- 2. O. Mazzoleni, « La dimension gauche-droite et le choix partisan. Une perspective comparée », dans P. Sciarini, S. Hardmeier, A. Vatter (dir.), op. cit., p. 123-146; O. Mazzoleni, B. Wernli, Cittadini e politica. Interesse, partecipazione, istituzioni e partiti in Svizzera: Ginevra, Ticino e Zurigo a confronto, Bellinzona, Ufficio di statistica, 2002.
- 3. P. Selb, R. Lachat, op. cit. Les auteurs utilisent quant à eux l'indicateur Kriesi en 7 catégories.

et non d'une seule met au jour les différences existant entre, d'une part, les professions indépendantes « traditionnelles », essentiellement composées de membres des professions libérales et, d'autre part, les « autres indépendants », qui constituent une catégorie plutôt hétérogène. Les premiers ne votent pas réellement plus pour l'UDC que le reste de l'échantillon, tandis que les seconds constituent de fait la catégorie la plus favorable à ce parti, devant les agriculteurs, notamment en 2003. Si la surreprésentation des artisans dans l'électorat UDC est une constante en 2003 comme en 1999, les « spécialistes techniques » sont sous-représentés dans cet électorat en 2003, alors qu'ils étaient surreprésentés en 1999. Toujours selon cet indicateur, en 2003, les « professions de l'administration et du commerce » tendent aussi à perdre du terrain. En revanche, la catégorie des « employés/ouvriers (ou travailleurs) qualifiés » prend du poids entre 1999 et 2003, tandis que les « employés/ouvriers (ou travailleurs) non qualifiés », légèrement sous-représentés en 1999, s'alignent sur le reste de l'échantillon en 2003. En somme, selon cet indicateur, les catégories de « gagnants », suivant l'élaboration de Kriesi, c'est-à-dire, les managers, les spécialistes techniques et les spécialistes socio-culturels, restent plutôt sous-représentées dans l'électorat UDC.

Avec l'indicateur Isco, pour certaines catégories professionnelles, les résultats sont très proches de ceux que l'on vient d'observer ¹. Les « agriculteurs » – catégorie qui, dans cette classification, comprend les « agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture » – confirment leur surreprésentation dans le vote UDC en 1999 et en 2003. Les « professions intellectuelles et scientifiques », qui comprennent les professions libérales et les enseignants, une catégorie qui se situe à cheval entre les « managers » et les « spécialistes socio-culturels » de l'indicateur Kriesi, sont sous-représentées en 1999 et en 2003, à l'instar de ces derniers. La tendance est apparemment la même pour les « employés administratifs » (essentiellement des employés de bureau) qui, dans la classification Kriesi, sont en partie classés parmi les membres des « professions de l'administration et du commerce » et surtout dans la catégorie des « ouvriers/employés qualifiés ». Sous-représentés dans l'électorat UDC en 1999, ils le sont plus encore en 2003.

Observons maintenant les divergences entre les deux indicateurs socio-professionnels. La catégorie des « membres de l'exécutif et des corps législatifs » de l'indicateur Isco, qui regroupe essentiellement les dirigeants et les cadres supérieurs, était surreprésentée en 1999, mais ne l'est plus en 2003. Les « managers », catégorie qui lui est la plus proche dans l'indicateur Kriesi, puisqu'elle constitue près de la moitié des effectifs inclus dans la catégorie des « membres de l'exécutif », n'est surreprésentée ni en 1999 ni en 2003. La catégorie Isco des « membres de l'exécutif et des corps législatifs » est en effet composée de « managers », mais aussi de ceux que Kriesi classe parmi les « autres indépendants ». Ces derniers sont en partie classés dans les catégories « artisans » et « professions intermédiaires de la santé, techniques et de l'enseignement » de l'indicateur Isco. Cet indicateur nous permet ainsi de montrer que la catégorie « autres indépendants » de l'indicateur Kriesi est de fait une catégorie très hétérogène, ses membres étant distribués ici dans plusieurs catégories.

La classification Isco nous permet de mettre également en lumière le comportement spécifique du « personnel des services et vendeurs de magasin et de marché », surreprésenté dans l'électorat UDC entre 1999 et 2003 et classé, dans l'indicateur Kriesi, essentiellement parmi les « travailleurs qualifiés » et, dans une moindre

^{1.} On peut également remarquer que la mesure d'association entre les deux indicateurs et le choix de vote n'est pas différente, aussi bien en 1999 qu'en 2003.

mesure, parmi les « travailleurs non qualifiés ». Les « artisans et ouvriers des métiers de type artisanal » (qui comprennent aussi les ouvriers du bâtiment), également surreprésentés en 1999 et 2003 dans l'électorat UDC se distribuent dans l'indicateur Kriesi essentiellement entre les « artisans » et les « travailleurs qualifiés ». Les « conducteurs d'installations, de machines et les ouvriers d'assemblage », notamment les ouvriers d'usine, sont plus clairement surreprésentés en 2003 qu'en 1999 dans le vote UDC, et composent majoritairement la catégorie des « travailleurs qualifiés », mais également, pour un tiers, celle des « travailleurs non qualifiés » de l'indicateur Kriesi.

En somme, la classification Isco est à la fois complémentaire et alternative à l'indicateur de Kriesi. Tandis que ce dernier semble plus attentif aux distinctions internes aux classes moyennes, Isco permet de mieux cerner les catégories moins « favorisées » qui sont surreprésentées dans l'électorat UDC en 1999 et surtout en 2003. Dès lors, on peut se demander si la classification Isco, dans ce contexte, n'acquiert pas un statut « analytique », bien que sa procédure de construction soit plutôt d'ordre descriptif et non liée à une théorisation structurée et explicite de la stratification socio-professionnelle des sociétés industrielles avancées. Nous reviendrons sur ce point après avoir observé les résultats issus de l'analyse multivariée.

Passons maintenant à la « position professionnelle », qui sépare les travailleurs salariés n'ayant pas de fonction dirigeante, la catégorie des cadres et dirigeants et les indépendants. En général, les catégories de salariés dans leur ensemble restent sousreprésentées dans l'électorat UDC, tandis que les indépendants sont surreprésentés, aussi bien en 1999 qu'en 2003. Il faut aussi noter que si, dans l'ensemble de la population, les indépendants se composent, selon la classification Isco, à 45 % de professions libérales, d'ingénieurs, médecins etc., les indépendants qui votent UDC sont essentiellement des agriculteurs et des responsables de secteurs du commerce et de l'artisanat. Ce sont précisément ces indépendants qui constituaient la base traditionnelle de ce parti. Néanmoins, entre 1999 et 2003, l'analyse du point de vue de la hiérarchie socio-professionnelle confirme un certain déplacement de l'électorat UDC vers les catégories du monde salarial moins favorisées. On constate ainsi 1 que si les travailleurs salariés en général votent moins pour l'UDC que ce qu'ils pèsent dans l'échantillon, l'écart se réduit entre 1999 et 2003. Cette augmentation du poids des salariés dans l'électorat UDC se fait aux dépens de la catégorie des cadres et dirigeants, surreprésentés en 1999, mais en revanche clairement sous-représentés en 2003.

Les indicateurs observés jusqu'à maintenant fournissent néanmoins une vision partielle du rapport à la sphère socio-professionnelle. Par exemple, ils ne prennent pas en compte le fait que la profession exercée peut affecter différemment le rapport à la politique et la préférence partisane selon qu'une personne est active ou au contraire à la retraite ou au foyer. L'indicateur de « situation occupationnelle » permet de prendre en compte l'exercice de l'activité professionnelle, puisqu'il distingue les enquêtés selon qu'ils sont retraités, exercent un travail domestique, travaillent à plein-temps ou au contraire à temps partiel, ou encore sont au chômage, invalides ou étudiants (catégorie « autres »). L'analyse bivariée montre ainsi que les personnes travaillant à temps partiel sont sous-représentées en 1999 et en 2003 parmi les électeurs UDC, alors que les travailleurs à plein-temps votent UDC comme le reste de l'échantillon. On peut voir là, comme le faisaient Boy et Mayer à propos du vote FN, un effet de la variable sexe ². En revanche, les retraités sont surreprésentés parmi ces électeurs, aussi bien en

^{1.} Cf. toujours le tableau 1.

^{2.} D. Boy, N. Mayer, « Que reste-t-il des variables lourdes ? », cité, p. 132-135.

1999 qu'en 2003 ¹. Dans la dernière élection, on observe également une légère surreprésentation des personnes « au foyer », en particulier des femmes ². Ces résultats vont dans le sens de l'étude de Kitschelt et McGann, qui constatait en 1999 une surreprésentation dans le vote UDC des retraités et des femmes au foyer, les premiers étant encore sous-représentés en 1991, au contraire des secondes.

Le possible clivage entre secteur privé et secteur public n'a pas été très approfondi jusqu'ici dans l'analyse du vote en Suisse. On sait en revanche que des études sur la France ou la Grande-Bretagne, qui visent à montrer que la position socio-professionnelle continue à jouer un rôle important dans les choix électoraux, soulignent l'impact de l'opposition entre salariés du public et salariés du privé ³. Cette opposition reflète les diverses positions quant à la remise en cause de l'État providence dans le cadre des politiques néo-libérales, thème sensible dans la nouvelle UDC, qui s'est distinguée par une volonté de diminution du rôle de l'État dans divers domaines, aussi bien économiques que sociaux. Selon les enquêtes post-électorales Selects de 1999 et 2003, l'opposition entre travailleurs du secteur public et du secteur privé ne correspond pas de manière claire au clivage gauche-droite en Suisse. Par exemple, les salariés du secteur public choisissent aussi souvent le PDC, parti de centre-droite, que le PS. Et si les partis situés les plus à droite ont un électorat essentiellement actif dans le secteur privé, il n'en reste pas moins que le PRD est, parmi les partis de gouvernement, celui qui est le moins souvent choisi par les salariés du secteur public, moins encore que l'UDC.

Pour les élections fédérales suisses de 2003, le revenu est déterminant s'agissant de l'abstention, puisque l'on observe une relation quasiment linéaire entre revenu – calculé en fonction de la taille et des revenus de l'ensemble du ménage – et abstention : les personnes s'abstiennent, globalement, d'autant moins qu'elles déclarent de forts revenus. Les faibles revenus (moins de 2 500 francs suisses par mois) votent plus pour l'UDC que la moyenne. Cette relation est due à la présence marquée dans ce groupe des agriculteurs, mais aussi du personnel des services et des vendeurs de magasin et de marché, ainsi que, de façon plus générale, à la présence d'indépendants et de retraités qui votent UDC et qui déclarent un revenu plus bas que la moyenne de ces catégories votant pour les autres principaux partis. Les personnes à revenu moyen (de 4 000 à 6 000 francs suisses) semblent au contraire voter moins souvent pour l'UDC que le reste de l'échantillon, tout comme les revenus élevés (plus de 8 000 francs suisses).

En France, Capdevielle et Dupoirier ont montré l'importance d'un « effet patrimoine » dans le choix électoral ⁴. Leur indicateur était composé de plusieurs éléments, mais nous n'avons retenu, en fonction de nos données et des particularités de la société helvétique, que le fait d'être ou non propriétaire de la maison ou de l'appartement d'habitation pour mesurer cet « effet patrimoine ». En effet, alors qu'en

- 1. Contrairement à ce que constataient D. Boy et N. Mayer, *ibid.*, s'agissant du vote FN lors de l'élection présidentielle de 1995.
- 2. Cette catégorie n'est, à notre connaissance, pas prise en compte dans les rares études électorales françaises traitant du rapport à l'activité salariée.
- 3. Pour la France, voir encore D. Boy, N. Mayer, « Les "variables lourdes" en sociologie électorale », cité; D. Boy, N. Mayer, « Que reste-t-il des variables lourdes? », cité; pour la Grande-Bretagne, P. Dunleavy, C. T. Husbands, *British Democracy at the Crossroads*, Londres, George Allen & Unwin, 1985.
- 4. J. Čapdevielle, E. Dupoirier, « L'effet patrimoine », dans J. Capdevielle *et al.* (dir.), *France de gauche, vote à droite*, Paris, Presses de Sciences Po, 1981, p. 169-227.

France, plus de la moitié des ménages (56 % en 2002 ¹) sont propriétaires de leur logement, en Suisse, la majeure partie de la population vit en location : en 2000, selon le recensement fédéral de la population, 35 % des ménages seulement sont propriétaires de leur logement principal ou secondaire. Une analyse effectuée lors des élections fédérales de 1995 avait déjà montré que les personnes qui disposent d'une maison de propriété étaient surreprésentées dans le vote UDC ². Sur la base de nos données, on constate que les propriétaires continuent en 1999 et en 2003 à voter plus souvent que la moyenne pour l'UDC.

Une logique toute aussi claire se dégage des deux indicateurs « subjectifs » de nature socio-économique que nous avons choisis. Il s'agit de questions qui permettent de cerner la manière dont les sondés percoivent leur situation économique. L'une d'elle demandait au répondant s'il jugeait son revenu suffisant pour faire face à ses propres nécessités économiques. Dans l'ensemble de l'échantillon, un faible pourcentage seulement déclare ne pas pouvoir couvrir ses dépenses de base avec son revenu (6,8 % pour les deux années). Bien sûr, cette variable est fortement corrélée avec celle du revenu; en revanche, la corrélation avec les groupes socio-professionnels (Kriesi et Isco) est faible ³. En 1999, les personnes jugeant leur revenu insuffisant sont surreprésentées à l'UDC; ce ne sera plus le cas en 2003. C'est auprès des abstentionnistes, surtout, et non des personnes qui déclarent avoir voté UDC, que nous constatons la plus forte concentration de personnes qui percoivent un problème spécifique lié à leur revenu. En 2003, ce sont les personnes qui déclarent pouvoir « plus ou moins » couvrir leurs dépenses qui votent le plus pour l'UDC. Les personnes déclarant ne pas avoir de problèmes avec leurs revenus sont en revanche sous-représentées dans l'électorat UDC et ce, plus que dans l'électorat de tous les autres partis de gouvernement. La configuration qui se présente en 2003 est certainement due à la présence parmi les électeurs UDC à la fois d'agriculteurs, mais également de personnels des services, qui choisissent plus que les autres groupes professionnels une réponse intermédiaire. Une autre question demandait aux interviewés de situer leur revenu par rapport à la moyenne nationale. On constate, dans l'électorat UDC de 1999, une légère surreprésentation de personnes déclarant que leur revenu est supérieur à la moyenne (33 % des électeurs UDC, contre 30,8 % de l'échantillon). En 2003, cette catégorie n'est pratiquement pas davantage présente dans l'électorat du parti de Blocher que dans le reste de l'échantillon. Ceux qui estiment que leur revenu est inférieur à la moyenne semblent un peu moins enclins à voter pour l'UDC (23,5 % des électeurs UDC contre 26,7 % de l'échantillon), alors que ceux qui estiment qu'il est équivalent à la moyenne nationale choisissent un peu plus souvent l'UDC (36,1 % des électeurs UDC contre 31,9 % de l'échantillon).

ANALYSE MULTIVARIÉE

Nous pouvons maintenant nous demander si, du point de vue structurel, le vote UDC correspond à un clivage socio-professionnel. Des éléments de réponse à cette

- 1. L. Lincot, C. Rieg, « Les conditions de logement des ménages en 2002 », *INSEE Résultat*, 20, 2003.
 - 2. D. Schloeth, op. cit., p. 139 et suivantes.
- 3. Le coefficient Gamma avec le revenu est de 0.671 (p < 0.001); pour l'indicateur Kriesi 0.187 (p < 0.001); pour l'indicateur Isco 0.274 (p < 0.001).

interrogation nous seront fournis par une analyse multivariée (une régression logistique binomiale), qui nous permettra de vérifier l'impact spécifique de chacun des deux indicateurs de statut socio-professionnel analysés. On l'a dit, le vote UDC a longtemps été influencé par trois clivages structuraux : la région linguistique (ce parti est surtout implanté en Suisse alémanique), la confession (c'est un vote davantage protestant) et le milieu d'habitation (l'UDC ayant été jusqu'à récemment un parti essentiellement rural). Outre les dimensions socio-professionnelles et socio-économiques, nous avons donc introduit des indicateurs de ces clivages afin de déterminer s'ils sont encore actifs dans le vote pour ce parti. On sait que l'âge et surtout le sexe peuvent jouer un rôle significatif dans le vote pour l'UDC ¹, comme également pour d'autres partis de la droite radicale ou extrême en Europe ² : nous allons donc également analyser leur effet éventuel, en introduisant dans notre modèle leurs indicateurs respectifs ³. Il importe aussi de ne pas s'arrêter aux résultats issus de la procédure multivariée, en proposant une analyse spécifique sur les variables en jeu les plus décisives.

Les quatre modèles présentés dans le tableau 2 (voir en annexe) essayent ainsi de tester l'impact sur le vote UDC en 1999 et en 2003 des dimensions socio-professionnelles, en utilisant alternativement l'indicateur Kriesi et la classification Isco. Dans le modèle comprenant la classification Isco, on a introduit une variable composite que l'on a appelée « condition socio-professionnelle », puisqu'elle résulte de l'assemblage de trois des indicateurs considérés lors de l'analyse bivariée : la situation professionnelle (indépendants vs salariés), la situation occupationnelle (distinguant les actifs exercant une activité professionnelle, les retraités, les personnes au fover et une catégorie « autres », comprenant les invalides, les chômeurs et les étudiants) et le secteur d'occupation des salariés (privé vs public) 4. La formation, en revanche, n'a été utilisée dans aucun des deux modèles : comme on l'a déjà indiqué, elle contribue à la construction des catégories de l'indicateur Isco et il est déconseillé 5 de faire un usage conjoint de ces deux variables dans une analyse multivariée (puisqu'on aurait des effets de multicolinéarité rendant peu fiables les coefficients de régression). Pour les mêmes raisons, la formation n'a pas été utilisée avec l'indicateur Kriesi, bien que d'autres auteurs aient procédé de la sorte ⁶. Deux indicateurs, choisis en fonction de l'ambivalence des résultats obtenus dans l'analyse bivariée, mesurent l'impact de la dimension socio-économique : la propriété de l'habitation et l'adéquation du revenu

- 1. P. Selb, R. Lachat, op. cit.
- 2. N. Mayer, Ces Français qui votent Le Pen, op. cit., p. 129-144.
- 3. Dans l'analyse bivariée de nos échantillons (et que nous ne présentons pas ici), on constate aussi bien en 1999 qu'en 2003 une légère surreprésentation des plus des 50 ans parmi les électeurs UDC (+5,4 chez les 50-64 ans, +7,1 % chez les plus de 65 ans, par rapport à la moyenne de l'échantillon), tandis que les plus jeunes (18-29 ans), notamment en 2003, sont plutôt sous-représentés (-4 %). La corrélation est de toute façon bien faible : variable âge en 4 catégories, V de Cramer = 0,111 (p < 0,001). Les femmes sont en revanche clairement sous-représentées parmi les électeurs UDC, en 1999 comme en 2003.
- 4. Nous n'avons pas utilisé cette variable dans le modèle avec l'indicateur Kriesi : ce dernier tient déjà compte, dans sa construction, de la position socio-professionnelle (indépendants, dirigeants/cadres, salariés). En ce qui concerne la distinction entre dirigeants/cadres et employés, il faut noter que les deux catégories supérieures de la classification Isco (membres de l'exécutif, professions intellectuelles et scientifiques) recoupent essentiellement la catégorie des « dirigeants/cadres » : nous n'avons par conséquent pas introduit cette distinction dans la construction de cette variable de situation socio-professionnelle.
 - 5. D. Joye, M. Bergman, P. S. Lambert, art. cité.
 - 6. C'est le cas notamment de P. Selb, R. Lachat, op. cit.

relativement aux besoins individuels. Le premier est un indicateur « objectif » et l'analyse bivariée indique qu'en moyenne, les électeurs UDC ne peuvent en soi être considérés comme économiquement « défavorisés ». En revanche, le deuxième indicateur, qui introduit une composante – en partie du moins – subjective, met en évidence une certaine disparité des électeurs UDC quant au jugement porté sur leurs propres conditions économiques.

Les modèles nous montrent que, pour l'essentiel, les clivages « traditionnels » ont perdu leur pouvoir explicatif entre 1999 et 2003. Le clivage religieux, mesuré grâce à une variable combinant la confession et la pratique religieuse, n'a aucun effet sur les probabilités de vote UDC, ni en 1999, ni en 2003 ¹. Il en va de même pour la dimension « urbain-rural », que traduit la variable relative à la dimension de la commune de résidence. Le clivage linguistique conserve en revanche un pouvoir explicatif assez important : on a plus de chance de voter pour l'UDC si l'on réside en Suisse alémanique plutôt qu'en Suisse romande, mais l'effet de ce clivage diminue toutefois considérablement en 2003, ce qui correspond à la nouvelle implantation de ce parti. Les hommes ont toujours tendance à davantage voter UDC que les femmes et ceci est vrai en 2003 comme en 1999 et quel que soit le modèle choisi. L'âge, en revanche, n'intervient guère dans l'explication de ce choix électoral. Dans l'ensemble, les caractéristiques socio-démographiques perdent quelque peu de leur pouvoir explicatif en 2003, bien que la configuration d'ensemble n'ait pas été modifiée entre 1999 et 2003.

En ce qui concerne les indicateurs relatifs à la propriété de la maison d'habitation ou au revenu, il ressort de l'analyse une relative ambivalence qui semble être le reflet de la double composition de l'électorat UDC. Les analyses bivariées montrent que les indépendants (y compris les agriculteurs) sont plus que les autres catégories (notamment les salariés peu qualifiés) propriétaires de leur logement. Et en effet, dans les deux modèles (Kriesi et Isco), mais seulement en 2003, les propriétaires ont significativement plus de probabilités de voter UDC que les personnes vivant en location. En revanche, en 1999 comme en 2003, l'indicateur subjectif de privation économique

1. Nous basons notre lecture de l'impact des facteurs sur les valeurs des « odds ratio » exp(B). S'agissant de variables nominales, l'interprétation est relativement simple et directe, et se base sur la catégorie de référence. Les exp(B) nous fournissent la proportion de l'augmentation ou diminution des probabilités de voter UDC lorsque la valeur de la variable indépendante augmente de 1 : dans le cas de variables indicatrices, il suffit de lire la valeur de l'exp(Bx_n) comme différence de exp(B₀) (qui équivaut à 1) pour connaître la proportion (le pourcentage) de probabilités en plus ou en moins par rapport à la probabilité de voter UDC de la catégorie de référence. Dans le cas de variables nominales polytomiques, nous avons créé (k-1) variables indicatrices : la catégorie de référence restant la même pour toutes les catégories, la lecture se fait comme pour une variable indicatrice dichotomique : une valeur plus grande ou plus petite que 1 (valeur de la catégorie de référence) nous indique la proportion ou, mieux, le pourcentage de probabilités en plus ou en moins que la catégorie en question a de voter UDC par rapport à la catégorie de référence. En ce qui concerne la comparaison de l'importance relative des variables indépendantes entre elles, en revanche, nous nous sommes basés sur le changement de variance expliquée par le modèle au moment de l'insertion de chaque variable (cf. note suivante). On peut néanmoins obtenir une comparaison plus directe de l'importance respective des variables entre elles en examinant la table des coefficients de vraisemblance maximale (-2loglikelihood) pour chaque variable : l'importance de la variable dans le modèle est inversement proportionnelle à la valeur prise par ce coefficient. Pour une discussion détaillée concernant l'interprétation des divers coefficients et des autres statistiques d'adaptation du modèle, cf. D. V. Hosmer, J.-R. Stanley Lemeshow, Applied Logistic Regression, New York, Wiley, 1989, en particulier, p. 39-55 et 58-62; S. Menard, Applied Logistic Regression, Thousand Oaks, Sage, 106, 1995, p. 37-50; T. Futing Liao, Interpreting Probability Models. Logit, Probit, and other Generalized Linear Models, Thousand Oaks, Sage, 101, 1994, p. 10-20.

confirme que les personnes estimant avoir un revenu suffisant ont moins de probabilités de voter pour l'UDC. On constate cependant une évolution entre les deux élections fédérales : si, en 1999, ce sont les personnes qui se sentent privées économiquement qui ont le plus de chances de voter pour l'UDC, en 2003 c'est la catégorie intermédiaire qui agit de la sorte. Il s'agit là d'un changement qui vaut d'être souligné : il signifie que c'est l'incertitude économique, si l'on peut dire, et non le fait de se sentir tout simplement défavorisé, qui alimente la propension à voter UDC. Il faut aussi relever qu'en 2003, à la diminution du pouvoir explicatif du groupe de facteurs socio-démographiques correspond une augmentation du pouvoir explicatif des indicateurs socio-économiques et surtout des indicateurs socio-professionnels, même si le modèle est légèrement moins explicatif en 2003 qu'en 1999 si l'on considère ensemble toutes les variables ¹.

S'agissant des indicateurs socio-professionnels, les résultats obtenus varient selon le type d'indicateur utilisé, Kriesi ou classification Isco. L'électorat UDC se présente donc sous des éclairages qui, bien que voisins, nous montrent des réalités relativement distinctes et complémentaires. Considérons les détails, à partir d'une analyse où les ouvriers et employés constituent la catégorie de référence ². Et d'abord, focalisons notre attention sur le modèle comprenant l'indicateur Kriesi. En 1999, les agriculteurs ont la plus forte probabilité de voter pour l'UDC, tandis que seuls les « spécialistes socio-culturels » ont une probabilité significativement moins élevée que les ouvriers non qualifiés de voter UDC; les « managers », tout comme les « spécialistes techniques », les « professions de l'administration et du commerce », mais également les « autres indépendants » (la petite bourgeoisie), ainsi que les travailleurs qualifiés ne se distinguent guère de la catégorie de référence. En 2003, en revanche, cet indicateur scinde les électeurs en deux groupes : ceux qui ont significativement moins de chances que les ouvriers non qualifiés de voter pour l'UDC, c'està-dire, dans le sens d'une probabilité décroissante, les employés de l'administration et du commerce, suivis par les managers, les spécialistes socio-culturels et les spécia-

- 1. Les coefficients de corrélation multiple pour la régression logistique, lorsque l'on introduit comme variables explicatives uniquement le premier groupe de variables socio-démographiques, sont, pour 1999, respectivement égaux à 0,077 (pseudo R2 de Cox & Snell) et 0,116 (pseudo R2 de Nagelkerke), et pour 2003 à 0,041 (Cox & Snell) et 0,060 (Nagelkerke). Les facteurs socio-économiques contribuent de manière relativement faible à l'explication du vote surtout pour 1999, où les valeurs sont de 0,011 (Cox & Snell) et 0,016 (Nagelkerke), alors que pour 2003 ils doublent (Cox & Snell 0,026 et Nagelkerke 0,039), même s'il s'agit de valeurs somme toute assez modestes. C'est seulement avec les indicateurs socio-professionnels que les coefficients augmentent de manière conséquente, davantage lors de l'utilisation de la classification Isco conjointement à la variable de statut socio-professionnel, que lors du seul usage de l'indicateur Kriesi. Les valeurs pour l'ensemble du modèle sont les suivantes : avec l'indicateur Kriesi, pour 1999, les pseudo R2 sont égaux à 0,121 (Cox & Snell) et 0,184 (Nagelkerke); pour 2003, ils sont égaux à 0,112 (Cox & Snell) et 0,165 (Nagelkerke); pour la classification Isco, ils sont égaux à 0,150 (Cox & Snell) et 0,227 (Nagelekerke) pour 1999 et à 0,136 (Cox & Snell) et 0,198 (Nagelekerke) pour 2003.
- 2. Sur la base d'une comparaison entre classification Isco et indicateur Kriesi, issue d'une analyse de correspondances, nous avons choisi comme catégorie de référence, pour les deux indicateurs, les ouvriers et employés sans qualification, catégorie qui comprend pour une large part le même groupe d'individus dans les deux classifications. Cette catégorie ne subit qu'une légère variation sur le premier axe de la réduction opérée par l'analyse des correspondances (qui « explique » 67 % de la variance) entre un indicateur et l'autre ; la contribution à l'inertie (et par conséquent, à la part de variance expliquée) est très faible, aussi bien pour la catégorie constituée par l'indicateur Kriesi que pour celle issue de la classification Isco ; sa contribution au second axe (16 % de variance) est en revanche nulle.

listes techniques ; ceux qui ne se distinguent pas de la catégorie de référence et qui correspondent à l'électorat traditionnel de l'UDC, c'est-à-dire les agriculteurs et les indépendants (l'ancienne classe moyenne, dans la typologie de Wright), mais aussi les « autres indépendants » ainsi que les « travailleurs qualifiés ». En somme, le modèle ne nous indique donc pas clairement l'existence de catégories socio-professionnelles spécifiques ayant de manière statistiquement significative plus de probabilités de voter pour l'UDC. Il nous indique seulement que le second groupe de professions n'a ni plus ni moins de probabilités de voter pour ce parti que la catégorie de référence. Le modèle semble finalement nous indiquer qu'il y a eu une extension de la base électorale de ce parti, qui séduit en 2003 des catégories socio-professionnelles qu'il n'attirait pas auparavant, mais qui ne se caractérisent pas par une propension élevée au vote UDC. S'il y a donc des continuités entre 1999 et 2003, on constate également l'existence d'un changement : à côté de l'électorat traditionnel, les membres des couches professionnelles moins favorisées (travailleurs qualifiés et non qualifiés) augmentent leur probabilité de vote UDC.

Passons maintenant au modèle comprenant la classification Isco, dans lequel nous avons mesuré, distinctement, l'apport de la variable « situation socio-professionnelle ». Les « employés et ouvriers non qualifiés » constituent la catégorie de référence pour la variable Isco, tandis que nous avons choisi la catégorie des « employés et cadres du secteur privé » pour la variable qui mesure la situation socio-professionnelle. De manière analogue à ce que montre l'indicateur Kriesi, l'appartenance aux « professions intellectuelles et scientifiques » diminue la probabilité de voter pour l'UDC, en 1999 comme en 2003. En 1999, outre cette catégorie, seuls les employés de type administratif se distinguent des autres professions par une moindre probabilité de vote UDC. Pour les autres catégories, il n'y a pas de différence significative avec la catégorie de référence. En 2003, comme l'indicateur Kriesi, la classification Isco met en évidence un groupe plus consistant de catégories professionnelles ayant une faible probabilité de vote UDC, c'est-à-dire, dans l'ordre décroissant, les professions intellectuelles et scientifiques, les membres de l'exécutif et des corps législatifs, le personnel des services, les employés de type administratif et les artisans et ouvriers artisans. La configuration mise au jour par Isco en 2003 ressemble davantage à celle qui apparaissait avec l'indicateur Kriesi en 1999.

Pour 1999, l'indicateur de situation socio-professionnelle ne nous fournit pas d'indications complémentaires. En revanche, en 2003, cette seconde variable fournit des indications que le seul usage de la classification Isco ou de l'indicateur Kriesi laissait dans l'ombre. Elle met en évidence la part considérable nouvellement prise par les personnes qui ne participent pas au monde du travail, en l'espèce les personnes « au foyer », dans l'électorat UDC. Celles-ci ne semblaient pas, en 1999, montrer de propension particulière au vote UDC. En 2003, en revanche, la catégorie des femmes au foyer (plus de 90 % des personnes au foyer sont de sexe féminin) a une probabilité beaucoup plus élevée de voter UDC que la catégorie de référence des « salariés (cadres/dirigeants et employés/ouvriers) du privé ». Cette disponibilité spécifique des femmes au foyer (qui confirme les résultats de l'analyse bivariée) frappe d'autant plus que les femmes dans leur ensemble ont tendance à moins voter pour l'UDC. De surcroît, le vote de cette catégorie ne semble pas directement lié à sa situation socio-économique : en effet, les femmes au foyer votant UDC n'ont pas de revenu inférieur et/ou ne perçoivent pas davantage un problème lié à leur revenu mensuel que les femmes au foyer votant pour les autres principaux partis suisses.

Toujours en 2003, les indépendants se démarquent également des salariés, quelle que soit la profession exercée, par une plus forte probabilité de voter UDC. De plus, on a constaté que la catégorie des artisans, dans le modèle construit avec la variable Isco, avait une probabilité moindre de voter pour l'UDC. Et cela paraissait en contradiction avec le résultat fourni par l'analyse du modèle Kriesi. Or, l'usage conjoint de la profession et de la situation professionnelle nous permet de distinguer les artisans selon qu'ils sont indépendants ou salariés. Les premiers, qui correspondaient à l'électorat traditionnel de l'UDC, confirment ainsi leur présence persistante parmi les électeurs de ce parti. Encore faut-il remarquer que, pour 2003, les indépendants votant pour l'UDC (agriculteurs, commerçants et artisans) ont un revenu clairement moins élevé que les indépendants qui composent l'électorat des autres principaux partis, même si, dans leur perception subjective (en termes d'adéquation du revenu mensuel), ils ne se distinguent guère des autres.

Pour les retraités et les salariés du public, la probabilité de vote UDC n'est pas significative, ce qui était déjà le cas en 1999. L'analyse bivariée avait montré que le vote UDC attirait davantage les travailleurs du secteur privé que ceux du secteur public. Or ceci n'est pas confirmé par l'analyse multivariée. On peut alors faire l'hypothèse que le clivage principal oppose de ce point de vue les « cadres/dirigeants » aux « employés/ouvriers », opposition qui est déjà prise en charge par les deux indicateurs socio-professionnels utilisés. Mais on peut également chercher d'autres explications à ce fait. D'abord, d'autres partis de la droite traditionnelle, et tout particulièrement le PRD, attirent, plus encore que l'UDC, les salariés du privé. Ensuite, la variable de l'adéquation subjective du revenu peut également jouer un rôle important. En effet, la proportion de travailleurs du secteur public votant UDC et qui tendent à déclarer un revenu suffisant est plus basse, comparativement à la même catégorie d'électeurs des autres principaux partis, y compris les socialistes ¹.

**

Il s'agissait ici de faire le point sur la relation entre dimensions socio-professionnelles et vote pour la « nouvelle » UDC en Suisse, à partir des résultats des élections fédérales de 1999 et 2003. Si maintes études ont jusqu'ici montré que le capital scolaire a un impact spécifique dans l'explication du vote UDC, nous avons ici focalisé notre attention, à l'aide de deux vagues d'enquêtes post-électorales, sur une série d'indicateurs socio-professionnels et économiques. En partant des enjeux théoriques et méthodologiques qui traversent le débat sur le rapport entre clivages de classe et vote, on a comparé les résultats fournis par deux indicateurs socio-professionnels. On a ainsi démontré l'apport de cette démarche à l'analyse de la base sociale des partis de la droite populiste, extrême ou radicale.

Les résultats montrent que, comme pour d'autres partis de ce type actifs en Europe, l'électorat UDC est socialement composite et interclassiste. Cependant, ce parti est principalement soutenu par les petits indépendants, commerçants et artisans, ou agriculteurs, mais aussi par les salariés n'ayant pas une fonction de cadre ou de dirigeant. Plus particulièrement, on a constaté, sur la base de deux types de classification des groupes professionnels, que la proportion de salariés les moins qualifiés s'accroît entre 1999 et 2003, tandis que diminue celle des cadres et dirigeants. L'opposition

1. 87 % des travailleurs du secteur public votant PS jugent que leur revenu mensuel est suffisant, contre 57 % des travailleurs de ce secteur votant UDC (et 67 % des abstentionnistes).

entre secteur privé et secteur public joue aussi un rôle, les salariés actifs dans le secteur privé étant surreprésentés dans le vote UDC. Toutefois, d'autres partis, en particulier ceux de la droite modérée, attirent cette catégorie plus encore que l'UDC. De plus, on a montré que les femmes au fover ont plutôt tendance à voter UDC en 2003, contrairement à la catégorie des femmes en général. Ce phénomène pourrait sans doute être mieux compris en intégrant les dimensions idéologiques à l'analyse, puisque l'UDC est un parti qui défend de manière marquée les valeurs de la famille traditionnelle. Même si elles sont moins décisives que les aspects socio-professionnels, d'autres dimensions semblent par ailleurs jouer un rôle dans le vote pour l'UDC, comme la richesse économique, le patrimoine, et la perception subjective de la condition économique du ménage. Enfin, l'analyse multivariée montre que la dimension socio-professionnelle a un poids significatif et croissant dans l'explication du vote UDC entre les élections de 1999 et celles de 2003, indépendamment des facteurs traditionnellement explicatifs de ce vote – et qui correspondent aux anciens clivages (langue, habitat, confession) – et des dimensions socio-démographiques, qui perdent une partie de leur poids explicatif. Ces résultats sont importants puisque, entre 1999 et 2003, le score de ce parti a augmenté de 6 % environ : il s'agissait donc de fournir des éléments éclairant la logique socio-structurelle de cette mutation.

D'un point de vue méthodologique, notre démarche a montré de manière concrète le caractère relatif des indicateurs utilisés dans l'étude des variables « lourdes » du vote. Pourtant, on constate que ce « relativisme » n'est pas absolu. La comparaison montre que les deux indicateurs que nous avons considérés semblent se compléter plutôt que s'exclure mutuellement. L'indicateur Kriesi permet une analyse fine du vote des couches « moyennes » et « supérieures ». Néanmoins, il est partiellement insuffisant pour mettre en valeur, à lui seul, la spécificité du vote UDC et ses transformations, et ne permet pas une prise en compte du caractère composite des couches socialement plus défavorisées. Si l'avantage du modèle construit avec la classification Isco semble être un gain d'explication de la variance globale du vote, son apport tient surtout dans le supplément d'information qu'il donne quant à l'impact de chaque catégorie socio-professionnelle. Il n'en reste pas moins que les deux indicateurs fournissent chacun un éclairage propre sur une réalité complexe, éclairage qu'ils n'auraient pu donner seuls ¹.

Oscar Mazzoleni est responsable de l'Observatoire de la vie politique de Bellinzona (Suisse). Il est notamment l'auteur de *Nationalisme et populisme en Suisse. La radicalisation de la « nouvelle » UDC*, Lausanne, Presses polytechniques et universitaires romandes, 2003. Ses recherches portent sur les partis de la droite populiste, les comportements et les élites politiques (Osservatorio della vita politica, Ufficio di statistica, viale Franscini 32, CH-6500 Bellinzona, <oscar.mazzoleni@ti.ch>).

Maurizio Masulin est chercheur à l'Observatoire de la vie politique à Bellinzona (Suisse). Il s'intéresse notamment à la sociologie du vote et aux aspects méthodolo-

^{1.} Une première version de ce papier a été présentée dans le cadre du colloque « Regards croisés sur l'extrémisme politique de droite en Europe aujourd'hui », organisé par les associations française et suisse de science politique, Paris, 16 et 17 décembre 2004. Nous remercions Olivier Fillieule, Dominique Joye, Nonna Mayer et Pascal Perrineau pour leurs remarques critiques.

giques de l'analyse quantitative (Osservatorio della vita politica, Ufficio di statistica, viale Franscini 32, CH-6500 Bellinzona, <maurizio.masulin@ti.ch>).

Cécile Péchu est maître-assistante à l'Institut d'études politiques et internationales de l'Université de Lausanne. Elle est l'auteur (avec Olivier Fillieule) de *Lutter ensemble. Les théories de l'action collective*, Paris, L'Harmattan, 1993. Elle a soutenu à l'IEP de Paris une thèse de science politique sur la mobilisation des sans-logis et ses recherches portent sur les différentes formes de participation politique (IEPI, Université de Lausanne, BFSH2, CH-1015 Lausanne, <cecile.pechu@unil.ch>).

RÉSUMÉ/ABSTRACT

DIMENSIONS SOCIO-PROFESSIONNELLES ET EXPLICATION DU VOTE EN FAVEUR DE L'UNION DÉMOCRATIQUE DU CENTRE EN SUISSE

Cette étude analyse le rôle des dimensions socio-professionnelles dans le vote pour l'Union démocratique du centre. À partir d'enquêtes post-électorales Selects concernant les élections nationales suisses de 1999 et 2003, une pluralité d'indicateurs est mise à l'examen. L'analyse montre le poids croissant des dimensions socio-professionnelles dans l'explication. Elle met également au jour le caractère socialement composite et interclassiste du vote UDC : à côté de sa base traditionnelle, constituée d'agriculteurs et de petits indépendants, la part des travailleurs peu qualifiés s'est accrue. Le vote UDC ne s'explique donc plus principalement par les clivages linguistiques, religieux ou d'habitat censés traditionnellement rendre compte du choix électoral en Suisse. Sur le plan méthodologique, l'étude démontre le caractère relatif des indicateurs utilisés dans l'étude des variables « lourdes » du vote.

SOCIO-PROFESSIONAL ASPECTS AND EXPLANATION OF THE VOTE FOR THE UNION DÉMOCRATIQUE DU CENTRE IN SWITZERLAND

This study analyzes the role of socio-professional aspects in the vote for the Union démocratique du centre. From the post-electoral surveys « Selects » carried out after the Swiss national elections of 1999 and 2003, a plurality of indicators is considered. The analysis shows the growing weight of socio-professional dimensions in the explanation. It also shows the socially composite and interclassist character of the vote for UDC: beside its traditional basis, made up of farmers and of small independent, the share of not qualified workers increased. The vote for UDC is not thus now explained mainly by linguistic, religious or residence cleavages, traditionally mobilized to account for the electoral choice in Switzerland. On the methodological level, the study shows the relative character of the indicators used in the study of the « heavy » determinants of the vote.

ANNEXES

Tab. 1.1 Vote partisan en Suisse lors des élections fédérales de 2003 et 1999, en relation avec la formation et deux indicateurs socio-professionnels

		V de Cramer	9	0,189 ***											0,147 ***																_
		IstoT	245	242	13,0%	806	48,1%	465	24,6%	271	14,3%	1889	100%		43	2,5%	26	1,5%	198	11,7%	274	16,2%	182	10,8%	63	3,7%		133	7,9%	162	
		Abstention	761	130	18,3%	405	54,4%	156	20,9%	48	6,4%	745	100%		Ξ	1,7%	4	0,6%	73	11,0%	99	10,0%	9/	11,5%	17	2,6%	Š	46	6,9%	50	1
		Autres partis	d	6	6,5%	99	47,8%	39	28,3%	24	17,4%	138	100%		3	2,4%	2	1,6%	16	12,8%	26	20,8%	13	10,4%	3	2,4%	,	10	8,0%	16	
		ЬEЗ	ć	7	4,9%	15	36,6%	10	24,4%	14	34,1%	4	100%		0	0.0%	2	5,4%	4	10,8%	9	16,2%	4	10,8%	_	2,7%	,	2	5,4%	9	
		NDC	o c	28	14,1%	156	57,8%	53	19,6%	23	8,5%	270	100%		18	7,6%	3	1,3%	35	14,8%	33	13,9%	31	13,1%	11	4,6%	,	19	8.0%	6	
		Sd	5	47	7,5%	105	32,6%	66	30,7%	94	29,2%	322	100%		_	0,3%	8	2,7%	24	8,2%	69	23,6%	24	8,2%	19	6,5%	ļ	17	5,8%	99	
		ЬDС	5	17	14,9%	71	50,4%	35	24,8%	14	%6'6	141	100%		3	2,4%	_	0,8%	13	10,3%	22	17,5%	18	14,3%	4	3,2%	;	12	9,5%	6	
1999		PRD	31	C	6,5%	06	38,8%	73	31,5%	54	23,3%	232	100%		7	3,3%	9	2,9%	33	15,7%	52	24,8%	16	7,6%	8	3,8%	ļ	27	12,9%	16	
		V de Cramer	; ; ;	0,151 *** 2											0,144 ***																
		Total	000	730	11,6	891	44,8	533	26,8	336	16,9	1990	100		59	1,6%	59	1,6%	199	11,2%	332	18,8%	171	9,7%	53	3,0%	1	150	8,5%	193	
		Abstention	116	CII	15,5	375	50,6	165	22,3	98	11,6	741	100		6	1,4%	7	1,1%	70	10,6%	88	13,4%	09	9,1%	13	2,0%	i i	28	8,8%	09	1
		Autres partis	9	19	15,2	37	29,6	47	37,6	22	17,6	125	100		0	0,0%	0	0,0%	6	8,7%	31	29,8%	8	7,7%	5	4,8%	,	10	%9,6	19	0
		ЬЕЗ	ć	7	2,4	25	30,5	27	32,9	28	34,1	82	100		0	0,0%	2	2,8%	9	8,5%	16	22,5%	9	8,5%	4	2,6%	,	9	8,5%	17	
	nistes)	NDC	9	44	15,2	164	50,8	74	22,9	36	11,1	323	100		16	5,5%	9	2,1%	48	16,6%	41	14,1%	37	12,8%	4	1,4%	,	18	6,2%	15	1
	stention	Sd	76	97	7	155	41,9	107	28,9	82	22,2	370	100		7	0,6%	Э	0,9%	32	9,3%	29	19,5%	34	%6,6	15	4,4%	1	25	7,3%	59	1
	Parti voté (et abstentionnistes)	ЬDС	;	Ι	9,9	77	46,1	46	27,5	33	8,61	167	100		7	1,4%	7	4,9%	11	7,7%	36	25,2%	12	8,4%	9	4,2%	,	16	11,2%	12	1
2003	Parti vo	bKD₁	c	×	4,4	58	31,9	29	36,8	49	26,9	182	100		0	0	4	2,5%	23	14,5%	53	33,3%	41	8,8%	9	3,8%	ļ	17	10,7%	11	
•				п	%	п	%	п	%	п	%				п	%	п	%	u	%	п	%	u	%	п	%		п	%	п	ě
				tormation obbligatoire		apprentissage		maturité prof. et lycée		form. prof. sup. ou académique		u	%		agriculteurs		indépendants « traditionnels »		autres indépendants		managers		artisans		spécialistes techniques		prof. de l'administration	et du commerce		spécialistes socio-culturels	
			Niveau de formation	plus eleve								Total		Statut social (indicateur	Kriesi)																

5% 27,0% 5% 152 5% 9,0% 6% 100% 6% 100%	% 8.5% 8.5% 2.74 % 8.4 % % % % % % % % % % % % % % % % % % %		5% 12.0% 12.0% 57 4.1%	3 221 3% 13,4% 5 73 % 4,4%	
30 234 24,0% 35,3% 6 85 128% 12,8% 100% 100%	10 37 8,1% 5,7% 29 58 33,6% 9,0%		14 101 11,4% 15,6% 3 20 2,4% 3,1%	17 103 13,8% 15,9% 2 36 1,6% 5,6%	
9 3 24,3% 24, 3 6 8,1% 4,8 37 1,	1 1 2,8% 8,3 15 2 15 2 241,7% 23		5 1 13,9% 11, 0 0,0% 2,4	2 1 5,6% 13, 0	`` _
60 25,3% 24 18 7,6% 8, 237 3			34 14,7% 13, 24 10,3% 0,0	41 17,7% 5,0 12 5,2% 0,0	`` _
54 (18,5% 25, 25, 20, 20, 20, 20, 20, 20, 20, 20, 20, 20			16 3 5,6% 14 5 2 1,8% 10	24 , 8,5% 17 10 10 3,5% 5,	
30 : : : : : : : : : : : : : : : : : : :			9 7,3% 5, 6 4,9% 1,	15 12,2% 8, 10 10 8,1% 3,	`` -
39 18,6% 23 6 5 2,9% 13 210			19 9,4% 7 9 4,5% 4	19 9,4% 12 3 3 1,5% 8	
	0,146 ***	1 2 1	<u> </u>		
451 25,5% 162 9,2% 1769	9,6	392 23,3 233 13,9	212 12,6 55 3,3	178 10,6 60 3,6	50 3,0 1681 100
201 30,5% 93 14,1% 659	49 7,8 83	143 22,8 102 16,3	103 16,5 21 3,4	76 12,1 24 3,8	25 4,0 626 100
15 14,4% 7 6,7% 104	9 9,5 23	29 30,5 15 15,8	8,4 1,1	7,4	1,1 95
13 18,3% 1 1,4% 71	5 7,6 27 20 40 9	21,2 8 8 12,1	8 12,1 0 0,0	2 3,0 2 3,0	0,0 66 100
79 27,2% 26 9,0% 290	28 9,8 37	56 19,6 32 11,2	43 15,1 22 7,7	36 12,6 16 5,6	15 5,3 285 100
83 24,2% 23 6,7% 343	25 7,9 91 98	86 27 42 13,2	24 7,5 5 1,6	29 9,1 10 3,1	6 1,9 318 100
32 22,4% 9 6,3% 143	19 13,8 32	34 24,6 19 13,8	14 10,1 3 2,2	111 8,0 3 2,2	3 2,2 138 100
28 17,6% 3 1,9% 159	·		12 7,8 3 3,0	17 111,1 3 2,0	0 0,0 153 100
- % u %	- 18 - 18 B		n % n %	%	u %
travailleurs qualifiés travailleurs non qualifiés n	Membres de l'exécutif et des corps législatifs Professions intellectuelles et scientifiques	Prof. intermédiares : sciences phys., techn., médec., enseign. Employés de type administratif	Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché Agriculteurs et ouvr. qual. de l'agriculture et de la pêche Artisans et ouvriers des métiers	de type artisanal Conducteurs d'installations, machines, ouvriers d'assem- blage	Ouvriers et employés non qualifiés. n
Total	Classification des profes- sions ISCO				Total

^{1.} Sigles des principaux partis suisses : PRD : Parti radical-démocratique suisse ; PDC : Parti démocrate-chrétien suisse ; PSS : Parti socialiste suisse ; UDC : Union démocratique du centre ; PES : parti écologique suisse

Source : Swiss Electional Studies (Selects) 1999 et 2003

^{2.} n.s. = différence non statististiquement significative ; * = p < 0.05 ; ** = p < 0.01 ; *** = p < 0.001

Tab. 1.2 Vote partisan en Suisse lors des élections fédérales de 2003 et 1999, en relation avec des indicateurs socio-professionnels et économiques

		2003)3								1	6661								
		Pa	rti voté	Parti voté (et abstentionnistes)	ntionni	stes)														
		PRD		ьг БDС	NDC		Verts	Autres partis	noinstedA	Total	V de Cramer	ЬКD	ЬDС	Sd	NDC	глэУ	Autres partis	Abstention	Total	V de Cramer
Secteur d'occupation	privé	u	09	40 1		82	20	27 2	256 5	593 0,215	15 ***				85	10		293	635 0,	0,176 ***
	31	`			52,7 66	56,1 4	44,4 44	44,3 6	65,8 6	2,09							55,4		6,53	
	public	u						34 1	133 3	384			20						328	
	-	% 22	22,1 47	7		33,9 55	55,6 55	55,7 3,	34,2 39	39,3		24,5		46,8 3		54,5			34,1	
Total	n			76 2		124	45	61 3	6 688	716		86	19		122	22	99		696	
	%	1			100	100		100	100	100										
Situation occupationnelle actuelle plein temps									7 7		0,117 ***	103	54		142	13	48	347	859 0.	0,107 ***
	31	36		36,5 39	39,9 38	38,6 28		31,2	40 38	8,4		44,2	38,3	47,1 5	52,4 3	31,7	34,5	, 5,94	45,4	
	temps partiel									:23					24	15	21	139	319	
	31	13		18	27 14			22,4 2	21,8 21	1,2		12,4	16,3			36,6	15,1	9,81	8,91	
	travail domestique									197						9	27	8	195	
	<u> </u>	%			5,7 11	11,4	9,6	12 1:	12,1	6,6		9,4		9,5	8,5	14,6	19,4	11,3	10,3	
	retraité/e								132 4	:45					4	7	35	110	362	
	<u> </u>	%	33 28	28,7 20						22,3			27,0			` '	25,2		1,61	
	autre	u								63						5	∞		159	
		%					14,5	8,8	8,2	8,2		11,2				12,2	2,8	8,8	8,4	
Totale	n	_								194						41	139		894	
	%	_						100	\dashv	100		100	100		100	100	100	-	100	
Situation professionnelle	ouvrier/employé r									374 0,155	25 ***								838	
	<u> </u>	3(41,3 52				51 5:		9,4			47,6 4	48,6 3	38,2 5	54,1 4			_	0,124 ***
	cadre/dirigeant r	u			125	92	23		208 6	38		82						192	989	
			•				•			6,1			•			29,7			34,7	
	indépendant	п						6		157		46	17		26	9	21		267	
				14 10						14,5		21,8		11,3 2		16,2	8,91	13,3	15,8	
Total	u	_							_	69.		211	126			37	125	_	169	
	%	-		1000	100	1000	100	100	100	100	\dashv	100	100	100	100	100	100	100	100	

1. n.s. = différence non statististiquement significative ; * = p < 0.05 ; ** = p < 0.01 ; *** = p < 0.001 Source : Swiss Electioral Studies (Selects) 1999 et 2003

Total	de 2 500 à 4 000 de 4 000 à 6 000 de 6 000 à 8 000 plus de 8 000	8 18 18 18 18	9,3 18 111,2 53 32,9 43 43 32 19,9 10,9	14,5 24,6 24,6 34,8 34,8 13 13 13 13 13	9,7 71 123 35,2 73 20,9 48 13,8 349	20,4 67 67 84 84 30,1 16,1 16,1 26 9,3	6,7 12 16 16 34,7 29,3 10 13,3 75	12,5 24, 21,4 41, 41, 36,6 20, 20, 17,9 11,6 111,6	21,4 154 202 202 32,2 86 13,7 51 627	16 380 21,8 577 33,1 17,6 198 11,4 1741		15,8 42 20,8 30,2 30,2 22,8 22,8 20,2 10,4	32,6 38 37 29,5 7 7 7 5,4 5,4 129	16,0 79 26,3 89 89 29,7 64 21,3 20 6,7 300	31,2 76 32,1 56 22 22 9,3 9,3 3,8	222,2 12 12 33,3 9 25,0 6 16,7 1 2,8 3,6	27,1 43 36,4 19,5 19,5 112,7 112,7 114,2	32.5 195 30.1 166 25.7 54 8,3 8,3 64.7	26,7 485 29,1 441 26,4 214 12,8 83 83 5,0	
Propriété de la location Total	en location ou autre	u% u%	33 111 61 182 182	27 28,6 166 100	205 55,4 165 44,6 370 100					1006 51,7 962 48,3 1990 100	0,113 **	107 46,1 125 53,9 232 100	32,6 32,6 95 67,4 141 100	55.0 177 145 145 45.0 322 100	117 43,3 153 56,7 270 100	18 18 24 24 57,1 42 100	75 54,3 63 63 45,7 138 100	502 67,3 244 32,7 746 100	1042 55,1 849 44,9 1891 100	0,229 ***
Est-ce que le revenu est suffi- sant à couvrir les dépenses nécessaires Total	oui 99 plus ou moins 100 no 10	-8-18-18 		83 84 14,5 14,5 165 100	264 1 71,5 83 22,5 22,5 6 6 369 100				233 233 31,7 72 9,8 734 100	1324 67,2 512 26 134 6,8 1970 100	0,123 ***	178 77,7 41 17,9 10 10 4,4 229 100	86 61,4 48 34,3 6 6 4,3 140 100	224 69,6 90 28,0 8 2,5 322 100	166 61,7 81 30,1 22 8,2 8,2 269 100	29 69,0 12 28,6 1 2,4 42 100	89 65,0 39 28,5 9 6,6 137 100	427 57,7 244 33,0 69 69 740 100	63,8 555 29,5 12,5 6,7 1879	0,115 ***
Indicateur de déprivation économique subjectif	revenu inférieur à la moyenne nat. rev. équivalent à la moyenne nationale rev. supérieur à la moyenne nat. ne peux comparer prepares de répondre refuse de répondre	18 18 18 18 11 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	42 23,1 36 19,8 95 52,2 7 7 3,8	25,7 52 31,1 61 8,8 4,8	104 28 1112 30,1 147 39,5 7 1,9	76 23,5 117 36,1 111 14 4,3 6	30 35,7 20 23,8 27 32,1 8,3 0	35 28 37 29,6 47 37,6 37,6 3,3	204 27,4 264 35,4 35,4 30,7 38 5,1	534 26,7 638 31,9 35,9 84 4,2 2,6	0,093 ***	91 128 31,9 160 39,9 16 4,0 6	75 30,0 100 40,0 65 26,0 8 3,2	26,5 26,5 169 31,1 208 38,2 21 3,9	82 24,4 123 36,6 111 33,0 17 5,1 5,1	18 28,1 15 23,4 45,3 3,1 3,1	101 37,7 93 34,7 62 23,1 9 9 3,4	363 29,1 487 39,1 324 26,0 61 61 61	874 28,1 11115 35,9 959 30,8 134 4,3	0,079**
Total	u %	%	1,1 182 100	167	372 100			2,4 100	245	1999		401 105	250 100	544 4 4 4 0	336	3,45	1,1 268 100	1246	3109	

1. n.s. = différence non statististiquement significative ; *= p < 0.05 ; ** = p < 0.01 ; *** = p < 0.001 Source : Swiss Electional Studies (Selects) 1999 et 2003

Tab.2 Analyse multivariée (régression logistique binaire) de l'impact des facteurs socio-démographiques et socio-professionnels sur le choix du vote UDC, en 1999 et 2003. Comparaison entre deux indicateurs socio-professionnels (Kriesi et Isco (88)).

	1999 : ISCO (88)	(88)			1999 : Kriesi	iesi			2003: ISCO (88)	(88)			2003 : Kriesi	iesi		
	В	Wald	Sig.	Exp(B)	В	Wald	Sig.	Exp(B)	В	Wald	Sig.	Exp(B)	В	Wald	Sig.	Exp(B)
Sexe (réf. : homme)	-0,559	7,697	*	0,572	-0,503	4,7	*	0,605	-0,613	10,261	* *	0,542	-0,389	5,544	*	0,678
Âge	0	0,004	ns.	1	0,002	0,154	ns.	1,002	-0,001	0,033	ns.	0,999	0	0,008	ns.	1,000
Religion (réf. : aucune confession)		3,769	ns.			5,192	ns.			7,333	ns.			7,695	ns.	
protestant pratiquant	0,024	0,004	ns.	1,024	0,421	1,223	ns.	1,523	0,003	0	ns.	1,003	-0,041	0,014	ns.	0,959
catholique pratiquant	-0,47	1,516	ns.	0,625	-0,219	0,34	ns.	0,804	-0,366	1,389	ns.	0,694	-0,248	999,0	ns.	0,781
protestant non pratiquant	0,083	0,076	ns.	1,087	0,324	1,256	ns.	1,382	0,318	1,741	ns.	1,374	0,382	2,778	ns.	1,465
catholique non pratiquant	0,011	0,001	ns.	1,011	0,309	1,02	ns.	1,362	980,0	0,117	ns.	1,09	0,159	0,436	ns.	1,172
Taille de la comune (réf. : commune de plus de 100 000 hab.)		0.225	ns.			0.62	ns.			0.27	ns.			0.015	ns.	
moins de 5 000 hab.	-0,082	0,131	ns.	0,921	-0,152	0,483	ns.	0,859	-0,02	0,011	ns.	0,98	-0,023	0,015	ns.	0,977
de 5 000 à 100 000 hab.	-0,103	0,21	ns.	0,905	-0,153	0,489	ns.	0,858	-0,103	0,252	ns.	0,905	-0,009	0,002	ns.	0,991
Région linguistique (réf.: suisse alémanique)	-2,015	30,594	* * *	0,133	-2,121	33,968	* * *	0,12	-0,806	14,57	* * *	0,447	-0,799		* * *	0,450
Propriété de l'habitation (réf. : propriétaire de																
l'habitation)	0,101	0,292	ns.	1,106	0,086	0,224	ns.	1,089	-0,417	5,401	*	0,659	-0,357		*	0,700
Revenu suffisant (réf. : oui)		7,938	*			9,163	*			10,696	*				*	
plus ou moins	-0,058	0,085	ns.	0,944	-0,082	0,177	ns.	0,921	0,59	10,23	*	1,805	0,561		*	1,752
non	1,118	7,412	*	3,06	1,088	8,3	*	2,969	-0,049	0,016	ns.	0,952	0,364		ns.	1,439
Statut social (ind. Kriesi) (réf. : travailleurs non qualifiés)						35,719	* *							53,707	* * *	
agriculteurs					1,547	8,100	*	4,699					1,231	3,456	ns.	3,424
indépendants « traditionnels » (petite bourgeoisie, i.e. ancienne classe moyenne)					-0,882	1,424	ns.	0,414					-0,793	1,935	ns.	0,453
autres indépendants					0,038	0,009	ns.	1,039					-0,355	1,069	ns.	0,701
managers					-0,624	2,394	ns.	0,536					-1,351	15,477	* * *	0,259
artisans					0,081	0,039	ns.	1,084					-0,518	2,105	ns.	0,596
spécialistes techniques					-0,448	0,717	ns.	0,639					-1,893	9,564	*	0,151
prof. de l'administration et du commerce					-0,206	0,213	ns.	0,814					-1,166	8,394	*	0,312
spécialistes socio-culturels					-1,387	7,657	*	0,250					-1,777	18,656	* * *	0,169
travailleurs qualifiés					0,080	0,047	ns.	1,084					-0,456	2,102	ns.	0,634
ISCO (88) (réf.: ouvriers et employés non qualifiés)		53,113	* * *							54,973	* * *					
membres de l'exécutif et des corps législatifs professions intellectuelles et scientifiques	-0,63	1,096	ns. *	0,533					-1,849	12,814 25.457	* * * * * *	0,157				
-	ì	ì						-	ì	ì						

3,889 * 0,299 0,022 ns. 0,915 0,255 ns. 1,397 0,363 ns. 0,663 3,679 ns. 1,005 0,854 ns. 1,299 0,188 ns. 0,852 0,037 ns. 0,939 2,142 ns. 0,313 963		-1,835	14,186	¥ ¥	0,16	
a 0,334 0,255 ns. 1,397 0,209 ns. 0,915 ns. 0,314 0,255 ns. 1,397 0,006 0,207 ns. 0,663 ns. 0,663 ns. 0,005 0,201 ns. 0,663 0,201 0,854 ns. 1,299 0,201 0,854 ns. 1,299 0,006 0,037 ns. 0,939 0,006 0,037 ns. 0,939 0,3479 0,300 0,3		-1,498	8,538	*	0,224	
a 0,334 0,255 ns. 1,397 -0,269 0,207 ns. 0,764 -0,411 0,363 ns. 0,663 0,005 0 ns. 1,005 0,261 0,854 ns. 1,299 -0,16 0,188 ns. 0,852 -0,063 0,037 ns. 0,939 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 -0,8856		-0,804	2,527	ns.	0,447	
-0,269 0,207 ns. 0,764 -0,411 0,363 ns. 0,663 3,679 ns. 1,005 0,026 0,854 ns. 1,299 -0,16 0,188 ns. 0,852 -0,063 0,037 ns. 0,939 -0,989 2,142 ns. 0,313 -0,809 3,479 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 -2,565 8566		-0,627	1	ns.	0,534	
-0,411 0,363 ns. 0,663 3,679 ns. 1,005 0,261 0,854 ns. 1,299 -0,16 0,188 ns. 0,832 -0,063 0,037 ns. 0,939 -0,989 2,142 ns. 0,372 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 -1,30		-1,583	9,375	*	0,205	
11.7 3,679 ns. 1,005 0,005 0 ns. 1,005 0,261 0,834 ns. 1,299 0,0,16 0,188 ns. 0,832 0,939 0,037 ns. 0,332 0,339 0,3479 0,300 0,3475 8 0,313 0,309 0,3479 0,300 0,3		-1,083	3,33	ns.	0,339	
0,005 0 ns. 1,005 0,261 0,854 ns. 1,299 -0,16 0,188 ns. 0,852 -0,063 0,037 ns. 0,939 -0,989 2,142 ns. 0,372 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 930 856,6 913.2			15,529	*		
0,261 0,854 ns. 1,299 -0,16 0,188 ns. 0,852 -0,063 0,037 ns. 0,939 -0,989 2,142 ns. 0,372 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 930 856,6 913.2		-0,311	1,682	ns.	0,733	
-0,16 0,188 ns. 0,852 -0,063 0,037 ns. 0,939 -0,989 2,142 ns. 0,372 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 930 930 933		0,624	5,012	*	1,866	
-0,063 0,037 ns. 0,939 -0,989 2,142 ns. 0,372 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 930 955,6 953		0,737	5,491	*	2,09	
-0,989 2,142 ns. 0,372 -1,161 4,245 * 0,313 -0,809 3,479 930 953 856,6 913.2		0,175	0,34	ns.	1,191	
4,245 * 0,313 -0,809 3,479 963 963 913.2		0,213	0,216	ns.	1,237	
	ns. 0,445	-0,507	0,978	ns.	0,603	-1,21 ** 0,298
		973				1032
		6				1057,
		983,7				4
		0,136				0,112
0,227 0,184		0,198				0,164

1. n.s. = différence non statististiquement significative; * = p < 0.05; ** = p < 0.01; *** = p < 0.001Source: Swiss Electional Studies (Selects) 1999 et 2003