

Dimensions socio-professionnelles et explication du vote en Suisse. Le cas de l'Union démocratique du centre

Oscar Mazzoleni

(Observatoire de la vie politique, Ustat, Bellinzona, oscar.mazzoleni@ti.ch)

Cécile Péchu

(Institut d'études politiques et internationales, Université de Lausanne,
cecile.pechu@iepi.unil.ch)

Maurizio Masulin

(Observatoire de la vie politique, Ustat, Bellinzona, maurizio.masulin@ti.ch)

Abstract

Cette étude vise à mieux comprendre le rôle des dimensions socio-professionnelles dans le vote pour l'Union démocratique du centre. A l'aide des 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 que les dimensions socio-professionnelles ont un poids significatif dans l'explication de ce vote.

Présenté 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 septembre 2004.

Introduction

Dans ce papier, nous allons analyser le vote pour l'Union démocratique du centre (UDC), le parti suisse qui a bouleversé le paysage politique suisse depuis le début des années 1990, en focalisant notre attention sur les déterminants socio-professionnels. Dans quelle mesure 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), que Kriesi a qualifiées de « gagnants » dans le processus actuel de la modernisation capitaliste (Kriesi 1999 ; 2003) ? Enfin, que reste-t-il de l'ancienne composante électorale de l'UDC, notamment des agriculteurs ? De manière plus générale, que peut-on dire des traits caractéristiques du vote UDC à la lumière de l'électorat d'autres partis de la droite radicale et nationaliste, actifs dans d'autres pays européens?

Nous essayerons, dans cette étude, de mettre en évidence le rapport entre dimensions socio-professionnelles (ou clivages de « classe ») et explication du vote, en focalisant notre attention sur le lien entre choix méthodologiques et résultats obtenus. Depuis quelques années, les hypothèses de l'Ecole de Columbia, influencées par les travaux de Lazarsfeld, qui mettaient en évidence l'effet prépondérant des variables socio-économiques « lourdes » sur le vote, ont été remises en cause dans deux directions : un courant d'analyses a montré l'importance croissante et prépondérante des clivages « de valeurs » (Cf. Van Deth & Scarbrough 1995) ; d'autres approches se sont centrées sur le rôle joué par des facteurs contextuels et par les enjeux spécifiques (Franklin et al. 1992). Le débat est cependant encore ouvert (Cf. Clark & Lipset 2001) et les analyses centrées sur les facteurs socio-professionnels semblent retrouver leur actualité dans l'explication du choix partisan (Evans 1999). 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. Dans de nombreux cas, bien que de manière non systématique, on observe une sur-représentation des couches sociales « défavorisées », dans l'électorat de ces partis (Cf. Kitschelt et MacGann 1995; Merkl et Weinberg 1997; Perrineau 2001; Ignazi 2003; Betz 2004). Dans la plupart des études publiées dans ce domaine, pourtant, l'impression est qu'il n'y a pas suffisamment de clarté sur les catégories d'analyse et les types de classification utilisées et qu'une discussion approfondie à ce propos serait profitable. L'hétérogénéité et la nature mouvante et complexe de ces partis rend certes difficile toute généralisation : on peut cependant se demander si l'analyse de la base sociale des partis de la droite extrême radical-populiste ou national-populiste ne pourrait s'enrichir des questionnements méthodologiques relatifs aux indicateurs de classe sociale utilisés (cf. par ex. Cautrès & Mayer 2004).

Les individus des sociétés contemporaines disposent d'attaches multiples et les processus de socialisations et de formation des préférences politiques suivent par conséquent des parcours complexes, qui se poursuivent, à travers leur différents positionnements dans l'espace socio-professionnel, tout au long du parcours de vie des individus (Cf. Gaxie 2002). Les clivages de « classe » dans les sociétés occidentales actuelles ne peuvent par conséquent que difficilement être appréhendés selon une simple dichotomie (par exemple entre travailleurs manuels ou pas), et il faudra plutôt, comme le font une série d'études, notamment françaises, essayer de combiner plusieurs dimensions à la fois (par exemple, ouvrier ou non, indépendant et salaires, salarié du privé et du public) (Boy et Mayer 1997a et 1997b; Cautrès et Mayer 2004). Il faudra

donc prendre en compte l'extrême hétérogénéité de certaines catégories : on ne peut se contenter d'identifier, par exemple, les « indépendants », sans tenir compte du fait qu'il peut s'agir aussi bien d'agriculteurs que de membres des professions libérales.

Dans une première partie, nous essayons de faire le point sur la manière dont les dimensions socio-professionnelles ont été prises en compte dans l'analyse électorale, et notamment pour le cas de l'UDC. Nous allons ensuite brièvement présenter la manière dont l'analyse du rapport entre dimensions socio-professionnelles et vote s'est récemment développée en Suisse. Nous discuterons par ailleurs les indicateurs que nous avons adopté pour notre analyse. Une quatrième partie sera consacrée à l'analyse bivariée de différents indicateurs, sur la base des résultats des deux plus récents volets de l'enquête post-électorale Selects. Enfin, une analyse multivariée nous permettra de mesurer l'effet de ces indicateurs socio-professionnels et des clivages traditionnellement pris en compte dans les études suisses sur le vote, tout particulièrement dans l'explication du vote UDC, c'est-à-dire les clivages religieux, linguistique et urbain-rural.

1. Les dimensions socio-professionnelles du vote UDC

De nombreuses études sur la droite extrême, radicale ou national-populiste en Europe ont montré que, bien que la base sociale de ces partis se présente comme diversifiée et interclassiste, les petits indépendants, commerçants et artisans et, davantage, les ouvriers (Mayer 2002 : 296 ss.) y sont néanmoins sur-représentés. D'autres auteurs insistent sur le mélange de catégories défavorisées (chômeurs, ouvriers et personnes ayant un niveau d'instruction bas) (Betz 2004). Rares sont toutefois les études (Weerd 2004), dans ce champ spécifique de l'analyse électorale (comparative ou d'études de cas), qui définissent avec une certaine précision ce que recouvrent les « couches sociales défavorisées », vraisemblablement à la base du vote pour ces partis. Le comblement de cette lacune pourrait permettre de créer les bases nécessaires au développement d'un dialogue plus clair entre les différentes perspectives d'analyse en jeu. Plus modestement, cette contribution vise à déceler quelques incertitudes quant aux caractéristiques socio-professionnelles du vote UDC, à partir de l'analyse de son évolution la plus récente.

Les recherches effectuées jusqu'ici sur le cas UDC ont confirmé en général le poids des couches défavorisées en termes de formation dans le vote UDC. Néanmoins, une série de questions reste ouverte. Ce parti a vu sa base sociale grossir considérablement au cours des quinze dernières années : entre les élections fédérales de 1991 et de 2003, il est passé de 11,9% à 26,7% de suffrages sur le plan national. Issu du monde agricole et artisan, essentiellement basé dans les cantons ruraux et de tradition protestante, les origines de ce parti remontent aux années 1910, alors que sa date officielle de fondation est 1971 (Mazzoleni 2003b). Les premiers signes de transformation se dessinent au cours des années 1980 déjà (Longchamp & Hardmeier 1992), mais c'est surtout en concomitance avec son avancée électorale, notamment entre 1995 (14,9%) et 2003, que l'on assiste à une modification de la composition structurelle de son électorat. En général, les études ont montré que l'importance des clivages traditionnels – notamment linguistique, ville-campagne et religieux – s'est progressivement affaiblie. Depuis 1995, on voit s'accroître la part d'électeurs UDC en Suisse romande et parmi les personnes résidant dans les zones urbanisées. S'accroît aussi la part d'électorat de confession catholique de telle sorte que l'UDC apparaît de moins en moins comme un parti typique des cantons de tradition protestante. Les études constatent également que les catégories

qui disposent d'un faible capital scolaire sont sur-représentées dans l'électorat UDC, et ce avant même la phase de croissance électorale. Cette dernière dimension, au moins pour les années récentes, constitue un facteur sur lequel l'explication de ce choix électoral a particulièrement insisté (Tresch 2001; Selb & Lachat 2004).

Par contre, pour ce qui concerne le rôle des dimensions socio-professionnelles et économiques, les études fournissent une image moins claire, notamment pour son évolution récente. Une analyse conduite par Kitschelt & McGann (2003) sur les résultats des élections fédérales de 1999 montrait que, outre les petits indépendants et les agriculteurs, qui constituaient l'électorat traditionnel de l'UDC, les « travailleurs manuels » étaient également surreprésentés parmi les électeurs de ce parti ; les catégories des employés et des dirigeants y étaient par contre sous-représentées. Cette dernière étude souligne plutôt la continuité, entre 1991 et 1999, de la base sociale de l'UDC, à l'exception d'une affluence plus importante des « travailleurs manuels ». Par contre, elle ne mesure pas l'éventuelle modification du poids des agriculteurs comparativement à d'autres catégories d'indépendants. On retrouve ce problème dans une autre étude, basée sur les mêmes données pour l'année 1999 (Hirter 1999), qui confirme le meilleur score réalisé par l'UDC auprès des « employés et ouvriers » avec un bas niveau de formation ; les personnes ayant un haut-revenu restaient par contre sous-représentées dans cet électorat. Ces données montraient que, malgré une présence encore significative des indépendants, des paysans, mais aussi des retraités, cette présence était déclinante face à l'importance que venaient d'acquérir les travailleurs salariés, notamment les employés. Les résultats semblent néanmoins influencés par la procédure d'analyse utilisée : une analyse multivariée sur les choix de vote entre 1995 et 2003 (Selb & Lachat 2004) 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. La probabilité de voter UDC est par contre significativement moins élevée pour une personne qui exerce une profession de « spécialiste socio-culturel », disposant d'un haut capital culturel et qui travaille dans le monde de la santé, de l'éducation, du travail social et du journalisme. Cette étude met aussi en évidence les changements intervenus entre 1999 et 2003. En 2003, la catégorie des « travailleurs non qualifiés », qui figurait en 1999 parmi celles qui avait le moins de chances de voter pour l'UDC, comparable sur ce point seulement à la catégorie des spécialistes socio-culturels, semble par contre s'aligner sur la position des autres catégories socio-professionnelles, qui ne se distinguent ni par un refus, ni par une acceptation nets (i.e. statistiquement significatifs) du vote pour l'UDC.

2. Indicateurs et choix méthodologiques

Ce relatif manque de clarté quant au rôle de certaines catégories socio-professionnelles tient pour l'essentiel aux choix classificatoires, aux critères de mesure adoptés et plus généralement à une discussion sur le « contenu » spécifique de chaque catégorie. Comme le montre le débat sur l'impact du clivage de classe sur le vote, l'enjeu est en grande partie lié au choix des indicateurs socio-professionnel. Son issue varie selon

qu'est utilisé l'indice de Alford¹, un autre procédé de mesure ou des méthodes multivariées (Cautrès & Mayer 2004; Dupoirier 2004).

Il faut, de surcroît, mentionner la particularité du cas suisse relativement au problème spécifique des indicateurs socio-professionnels et des catégories de stratification sociales utilisées. Jusqu'à une date très récente (cf. en particulier Lévy et al. 1997), et à la différence de la plupart des pays européens, on ne disposait pas 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. A cela s'ajoutait le fait que, jusqu'aux années 1990, la Suisse n'avait pas été incluse dans les grandes enquêtes internationales et que, de ce fait, l'on ne disposait pas de séries de données longitudinales comparables à celles existantes dans d'autres pays européens. Jusqu'aux années 80, ces lacunes ont contribué à rendre l'analyse électorale en termes de vote « de classe » tout à fait marginale en Suisse. Ces lacunes étaient vraisemblablement attribuables, en partie, à l'interprétation prédominante dans les études du 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, ce qui était attribué à l'effet conjoint d'un nombre limité de clivages, notamment les clivages religieux, linguistique et ville-campagne. C'est essentiellement sur la base de l'indice d'Alford qu'elles soulignaient le rôle secondaire du clivage de classe relativement à ces autres clivages qui traversaient le système de partis helvétique (Lijphart 1979; Lipset & Rokkan 1985; Kerr 1987). 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 XIX siècle a été marquée par un contexte d'industrialisation inégale selon les cantons accompagnée d'une décentralisation institutionnelle particulièrement élevées, par l'introduction précoce du suffrage universel masculin au milieu du XIX 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 (Bohn 1986), 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, rendues possible par le développement d'une série de grandes enquêtes nationales et internationales incluant le cas helvétique (notamment Selects et World Values Survey), reviennent avec plus d'attention sur les clivages, socio-structurels d'une part, de valeurs d'autre part. Ce « nouveau départ » (Farago 1995) dans l'analyse électorale a permis et stimulé des analyses comparatives et a abouti, grâce aux études notamment de Hanspeter Kriesi, à renouveler les analyses des dimensions socio-professionnelles du vote (1993 ; 1998b). 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 des études sur les classes sociales du sociologue américain E.O. Wright (1985), 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

¹ L'indice de Alford (1963), 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.

conserver la distinction de Wright entre ancienne et nouvelle classe moyenne tout en distinguant de manière plus appropriée les professions traditionnelles des nouvelles professions. A travers cet indicateur de position ou de statut social, Kriesi essaye de montrer l'existence d'un double « clivage de classe » : entre les « perdants » (les travailleurs non qualifiés) et les « gagnants » (en général ceux qui disposent de ressources culturelles et sociales pour faire face au processus de mondialisation) d'une part, et entre catégories de la « nouvelle classe moyenne », notamment les spécialistes socio-culturels et les cadres supérieurs (1998a), d'autre part. 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 (1999 ; 2003). De plus, selon Kitschelt, les partis de la droite radicale qui couplent un programme néo-libéral au niveau économique au nationalisme au niveau culturel, devraient réussir à coaliser l'ancienne classe moyenne (petits indépendants, commerçants, artisans) et les membres déqualifiés de la classe ouvrière, alors que Kriesi formule l'hypothèse que ces partis pourraient aussi mobiliser une partie des « gagnants », notamment les cadres supérieurs (managers et spécialistes techniques) séduits par le néo-libéralisme associé à un conservatisme traditionnel et partiellement protectionniste au niveau économique (2003 :202). Jusqu'ici, les résultats des analyses sur le cas suisse n'ont pas confirmé cette dernière hypothèse.

L'indicateur de Kriesi a pris beaucoup d'importance 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 l'évolution du clivage de classe dans l'explication du choix partisan (notamment : Trechsel 1995; Trechsel & Hug 2002; Nabholz 1998). De plus, à quelques exceptions près (par ex. Schloeth 1998 ; Hirter 2000; Selb & Lachat 2004), l'analyse de la composition sociale des partis suisses n'utilise, depuis 1995, que cet indicateur : rares donc sont les analyses qui ne l'adoptent pas. C'est le cas de l'étude, déjà citée, de Kitschelt & McGann (2003) qui utilisent un indicateur qui met l'accent, plutôt que sur le groupe professionnel, sur la condition socio-professionnelle. Ce choix permet ainsi, contrairement aux autres, de mettre en évidence la part des individus qui n'exercent pas de travail rémunéré, ainsi que l'influence jouée par le secteur d'occupation, public ou privé, des salariés². Toutefois, ces résultats sont difficilement comparables avec ceux produits avec l'indicateur Kriesi ; de plus, l'étude que l'on a citée de Kitschelt & McGann ne permet pas de comprendre l'effet spécifique des dimensions socioprofessionnelles au moyen de modèles multivariés, en regard d'autres indicateurs socio-professionnels ou économiques (e.g. revenu, patrimoine) ou socio-démographiques (e.g. âge, sexe).

3. Multidimensionalité socio-professionnelle

Nous pensons que l'analyse des déterminants socio-structurels du vote UDC gagnerait à profiter des multiples indicateurs fournis par des enquêtes telles que Selects, en particulier pour ce qui concerne les indicateurs de statut social et professionnel. Il s'agit d'utiliser aussi bien l'indicateur de statut social de Kriesi que d'autres indicateurs. Nous allons donc tester la classification socio-professionnelle Isco 88 (International Standard

² 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.

of Classification of Occupations) (International labour office 1990)³. Malgré les quelques affinités apparentes, les deux indicateurs, Isco et Kriesi, se distinguent surtout par leur construction. L'indicateur de classe sociale construit par Kriesi (1998) est le résultat d'une élaboration et d'une codification formelle de plusieurs caractéristiques : la profession déclarée, la formation, la situation professionnelle (indépendant, salarié) et la position professionnelle (cadre ou employé). Outre la formation, donc, qui joue un rôle important, les autres indicateurs entrent en jeu et permettent des distinctions en fonction de la relation au pouvoir décisionnel, qui définit surtout 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 à la profession ou au contraire externe (vers des « clients », au sens génériques d'usagers externes) qui distingue ces deux dernières catégories. La classification Isco est construite essentiellement par le regroupement de la profession déclarée par les interviewés et la position hiérarchique assumée. Chaque profession ou groupe de professions est classée selon le niveau de formation requis, les compétences nécessaires à son exercice et son prestige social (dirigeant, employé, professions intellectuelles et scientifiques, ouvriers qualifiés et non qualifiés) et le secteur d'activité (i.e. secteur primaire, secondaire ou tertiaire). Isco, comme d'autres classifications proprement professionnelles, permet plusieurs niveaux d'analyse, selon que l'on prend en compte plus ou moins de détails. A 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 ont un caractère quasi ordinal, étant « ordonnées » depuis les tâches 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 ») (Joye, Bergman & Lambert 2003). En substance pour Isco c'est le prestige attaché à la profession ainsi définie qui structure cet ordre. Si l'on peut s'exprimer ainsi, Isco reste une classification essentiellement « descriptive », alors que l'indicateur de Kriesi, de par la complexité de sa construction, est déjà « analytique ». En effet, la combinaison de caractéristiques est finalisée et dépend de la nécessité de rendre compte d'une « nouvelle » structure de classe dans la société, déterminée par certains facteurs qui caractérisent l'évolution des sociétés occidentales contemporaines. Outre le poids croissant de la formation et de manière plus générale du capital culturel, cette catégorie veut rendre compte de l'apparition de nouvelles professions définissant de nouvelles divisions sociales. Ces évolutions modifient donc les positions des professions, leur conférant justement la dimension de « statut social » ou « classe ». Comme nous l'avons déjà indiqué plus haut, l'un des principaux atouts de cet indicateur est de distinguer à l'intérieur de la classe moyenne entre « ancienne » et « nouvelle » classe moyenne, en opposant les professions indépendantes (commerçants, fermiers, artisans) aux professionnels sociaux-culturels.

D'autres indicateurs complémentaires, par ailleurs souvent adoptés dans l'analyse du vote dans la littérature internationale, et dont certains, comme nous l'avons vu, sont déjà pris en compte par l'un et/ou l'autre indicateur, devront néanmoins être analysés. Ainsi, on considérera le niveau de formation, le rôle de la situation professionnelle (salariés, cadres, indépendants, personnes au foyer, retraités, chômeurs), du secteur d'activité (public vs privé), du revenu, de la propriété (ou pas) du logement, ou encore de la perception de sa 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

³ Nous allons présenter plus en détail et discuter les similitudes et différences entre ces deux indicateurs dans le chapitre suivant.

« rural »), la région linguistique, la confession religieuse (les trois derniers indicateurs correspondant aux trois clivages « traditionnels » influençant le système partisan suisse). En somme, nous essayerons de cerner au plus près les diverses caractéristiques sociales, professionnelles et culturelles permettant d'analyser le vote UDC. On voudrait ainsi déterminer si, en 2003, le succès de ce parti s'inscrit dans un clivage de classe, contrairement à la période précédente où les clivages traditionnels en rendaient compte de manière satisfaisante.

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 aux élections du Conseil national, la chambre basse du parlement national suisse, élu à la proportionnelle). Le score obtenu par les divers partis dans notre échantillon, tiré de l'enquête post-électorale Selects, 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 surreprésenté de 6% dans notre échantillon, les autres partis sont par contre très légèrement sous-représentés - entre 0,9% et 1,5% (l'UDC, en particulier est sous-représenté de 1,5% seulement). La situation est analogue pour 1999. Pour cette raison, nous n'allons pas corriger nos données par l'utilisation d'une pondération. A noter encore que nous avons exclu de l'échantillon national les électeurs du canton du Tessin : dans ce canton, en effet, (le seul de langue italienne) on retrouve, à côté de l'UDC, la Ligue des Tessinois (en 2003 les deux partis ont eu un poids électoral à peu près égal, autour de 7%, sur le plan cantonal). Tout en défendant des positions analogues à celles de l'UDC sur certains sujets nationaux, ce parti prend en charge un certain nombre de thèmes propres à la position de ce canton dans la confédération. D'autres spécificités de ce canton, notamment du point de vue des clivages sociaux et culturels, nous ont conduit à choisir d'exclure ses électeurs de nos analyses (Mazzoleni & Wernli 2002 ; Mazzoleni 2003a ; b).

4. L'analyse bivariée

Nous procédons donc à l'analyse du rapport entre formation, positions socio-professionnelle et économique et choix électoral. Une première constatation, générale, qu'on peut tirer d'une rapide observation des relations entre la variable de choix partisan et les diverses variables de nature socio-professionnelle est que dans la majorité des cas la force de l'association (mesurée à l'aide le coefficient V de Cramer) s'est légèrement renforcée entre 1999 et 2003 (Tableau 1.1).

Tableau 1.1 (cf. Annexe)

Quelle est le rôle des dimensions socio-professionnelles ? Selon l'indicateur Kriesi en 2003, les « spécialistes socio-culturels » confirment dans les deux élections qu'ils sont particulièrement rétifs à un vote UDC, et c'est également le cas des « managers ». Par rapport aux résultats présentés par Selb et Lachat (qui utilisent l'indicateur Kriesi en 7 catégories), le fait de prendre en compte deux catégories d'indépendants et non une seule met au jour les différences existant, au sein de cette catégorie, entre les professions indépendantes « traditionnelles » (essentiellement composées de membres de professions libérales) et la catégorie plutôt hétérogène des « autres indépendants ».

En effet, les premiers ne votent pas réellement plus pour l'UDC, tandis que les seconds constituent de fait la catégorie la plus favorable à l'UDC, devant les agriculteurs, notamment en 2003. Si la sur-représentation des artisans est une constante entre 1999 et 2003, ceux qui sont classés dans la catégorie des « spécialistes techniques » ont plutôt tendance à être sur-représentés en 1999 alors qu'en 2003 ils sont sous-représentés. Selon cette classification, les « professions de l'administration et du commerce » tendent aussi à perdre du terrain en 2003. La catégorie des « employés/ouvriers (ou travailleurs) qualifiés » prend du poids entre 1999 et 2003, tandis que les « employés/ouvriers (ou travailleurs) non qualifiés », qui étaient légèrement sous-représentés en 1999, sont dans la moyenne 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-représentés dans l'électorat UDC.

Avec l'indicateur Isco, les résultats sont très proches de ceux que l'on vient d'observer pour certaines catégories professionnelles⁴. C'est le cas des agriculteurs (qui comprend ici « agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture »), dont la surreprésentation dans le vote UDC se confirme en 1999 comme en 2003 ; ensuite, les « professions intellectuelles et scientifiques » (c'est-à-dire les professions libérales et les enseignants, à cheval entre les « managers » et les « spécialistes socio-culturels », selon l'indicateur Kriesi), sont également sous-représentés en 1999 et en 2003. La tendance est apparemment la même pour les « employés administratifs » (essentiellement, employés de bureau), qui apparaissent, dans la classification Kriesi, parmi les membres des « professions de l'administration et du commerce », mais surtout dans la catégorie des « ouvriers/employés qualifiés » : déjà sous-représentés en 1999 dans l'électorat UDC, ils le sont presque plus encore en 2003.

On constate également des divergences entre les deux indicateurs : pour la catégorie des « membres de l'exécutif et des corps législatifs », qui regroupe essentiellement les dirigeants et cadres supérieurs, on constate une sur-représentation dans l'électorat UDC en 1999, qu'on ne retrouve plus en 2003. Ce résultat n'est donc pas le même que celui des « managers », la catégorie de l'indicateur Kriesi qui s'en rapproche, en principe, le plus. En effet, plus de la moitié des effectifs inclus dans la catégorie des « membres de l'exécutif » n'est pas uniquement composée de « managers », mais comprend aussi, en particulier, des membres des « autres indépendants », qu'on retrouve également, dans la classification Isco, parmi les « artisans » et les « professions intermédiaires de la santé, techniques et de l'enseignement » ; en partie, donc, des catégories que nous pourrions classer parmi les spécialistes socio-culturels, mais avec un statut d'indépendants. Isco permet aussi de montrer que les « autres indépendants » constituent une catégorie très hétérogène, puisqu'on retrouve ces membres distribués dans plusieurs de ses catégories. Avec la classification Isco, on met également en lumière le comportement spécifique du « personnel des services et vendeurs de magasin et de marché », sur-représenté dans l'électorat UDC entre 1999 et 2003, et classé, dans l'indicateur Kriesi, essentiellement dans les « travailleurs qualifiés », et, dans une moindre mesure, dans les « travailleurs non qualifiés ». Les « artisans et ouvriers des métiers de type artisanal » (qui comprennent aussi les ouvriers du bâtiment) également sur-représentés en 1999 et 2003 dans l'électorat UDC, se distribuent surtout entre les « artisans » et les « travailleurs qualifiés ». Les « conducteurs d'installations, de machines et des ouvriers

⁴ On peut également remarquer que la mesure d'association n'est pas différente, aussi bien en 1999 qu'en 2003, entre les deux indicateurs et le choix de vote.

d'assemblage », notamment les ouvriers d'usine, sont plus clairement sur-représentés en 2003 qu'en 1999 dans le vote UDC, et composent majoritairement la catégorie des « travailleurs non qualifiés », mais également, pour un tiers, les « travailleurs qualifiés » de l'indicateur Kriesi. En somme, l'indicateur Isco est à la fois complémentaire et alternatif à l'indicateur de Kriesi. Tandis que le premier semble plus attentif aux distinctions internes aux classes moyennes, Isco permet de mieux cerner les catégories moins « favorisées » qui sont sur-représentées dans l'électorat UDC en 1999 et surtout en 2003.

Tableau 1.2 (cf. Annexe)

L'analyse de la « position professionnelle » qui sépare les travailleurs salariés n'ayant pas une fonction dirigeante, salariés avec fonction dirigeante (cadres/dirigeants) et les indépendants confirme un certain déplacement de l'électorat UDC vers les catégories du monde salarial moins favorisées du point de vue de la hiérarchie socio-professionnelle (Tableau 1.2). On constate ainsi, que les travailleurs salariés votent moins pour l'UDC que ce qu'ils pèsent dans l'échantillon, bien que l'écart se réduise en 2003 par rapport à 1999. Cette augmentation du poids des salariés se fait au prix des cadres/dirigeants, surreprésentés en 1999, et par contre clairement sous-représentés en 2003. En général, il faut souligner que les catégories des salariés dans leur ensemble restent sous-représentées dans l'électorat UDC, tandis que les indépendants sont sur-représentés aussi bien en 1999 qu'en 2003. Il faut aussi souligner 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., dans l'électorat UDC les indépendants se composent essentiellement d'agriculteurs et de responsables de secteurs du commerce et de l'artisanat. Les indépendants qui votent UDC sont donc ceux qui constituent la base traditionnelle de ce parti.

Ces indicateurs, qui regroupent les professions et la position professionnelle, fournissent une vision néanmoins partielle du rapport à la sphère socio-professionnelle. Par exemple, ils ne considèrent pas le fait que la socialisation politique étant un processus continu (Gaxie 2002), il n'est pas certain que la dernière profession exercée soit le déterminant effectif du rapport à la politique et à la préférence partisane pour un retraité ou pour une personne au foyer. L'indicateur de « situation professionnelle » permet de prendre en compte l'exercice de l'activité professionnelle, puisqu'elle 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, notamment, au chômage, invalides ou encore étudiants (autres). L'analyse bivariée montre encore que les personnes travaillant à temps partiel sont sous-représentées en 1999 et 2003 chez les votants UDC, bien que l'on n'observe pas de surreprésentation de ceux qui travaillent à plein temps. C'est par contre auprès des retraités que l'on observe une surreprésentation, aussi bien en 1999, qu'en 2003. Pour la dernière élection, on observe également une légère surreprésentation des personnes « au foyer », en particulier des femmes. La surreprésentation des retraités dans le vote UDC est surprenante au vu des résultats de l'étude de Kitschelt et McGann (2003), qui montrait qu'en 1991, les retraités étaient sous-représentés dans l'électorat UDC. Mais alors, déjà, les femmes au foyer étaient sur-représentées dans cet électorat.

Le clivage possible entre secteur privé et secteur public n'a pas été très approfondi jusqu'ici dans l'analyse du vote en Suisse. On sait par contre qu'en France plusieurs

études, qui cherchent 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 (Boy et Mayer 1997a et 1997b ; Cautrès et Mayer 2004). Il s'agit là, bien sûr, de l'opposition entre la défense de l'Etat providence et sa remise en cause dans le cadre des politiques néo-libérales, thème sensible dans la nouvelle UDC qui se distingue par des prises de position marquant une volonté claire de diminuer le rôle de l'Etat dans divers domaines, aussi bien économiques que sociaux. Selon les enquêtes Selects de 1999 et 2003, l'opposition entre travailleurs du secteur public et du secteur privé ne divise pas de manière claire les électors des partis de centre-droite et de gauche en Suisse : par exemple, les salariés du secteur public votent autant pour le PDC que pour le PS. En même temps, il est également vrai que les partis situés plus à droite ont un électorat actif surtout dans le secteur privé. Le PRD est, parmi les partis de gouvernement, celui pour lequel les salariés du secteur public votent le moins. Le vote pour l'UDC est également peu présent chez ces salariés, aussi bien en 1999 qu'en 2003.

On sait de manière générale que le revenu est particulièrement déterminant s'agissant de l'abstention (Gaxie 1978). Cette relation est particulièrement nette pour les élections fédérales suisses de 2003, puisque l'on observe une relation quasiment linéaire entre revenu et abstention, les personnes s'abstenant, globalement, d'autant moins qu'elles déclarent de forts revenus. Les faibles revenus (- de 2500SF par mois) votent plus pour l'UDC que la moyenne. Ce résultat peut être dû à la présence parmi eux d'agriculteurs, mais aussi de personnel des services et vendeurs de magasin et de marché et, de manière plus générale, d'indépendants et de retraités, qui déclarent plus souvent un bas revenu que la moyenne de l'échantillon et que les électeurs des autres principaux partis. Les personnes à revenu moyen (de 4000 à 6000 FS) semblent au contraire voter moins pour l'UDC que la moyenne.

En France, Capdevielle et Dupoirier (1981) ont montré l'importance d'un « effet patrimoine » dans le choix électoral. Nous avons ici choisi un indicateur qui, bien que différent, devrait jouer un rôle analogue : la propriété de la maison ou de l'appartement d'habitation peut, en fait, être assimilé à un patrimoine. Il faut noter qu'en Suisse, la plus grande partie des ménages vivent en location (en 2002, 35% des ménages seulement sont propriétaires de leur logement principal ou secondaire) (Office Fédéral de la Statistique), alors qu'en France plus de la moitié (56% en 2002) sont propriétaires de leur logement (Lincot et Rieg, 2003). Une analyse effectuée lors élections fédérales de 1995 avait déjà montré que les personnes qui disposent d'une maison de propriété étaient sur-représentées dans le vote UDC (Schloeth 1998 : 139 ss). C'est pourquoi nous avons pris en compte comme indicateur de statut économique le fait d'être propriétaire ou non de sa propre habitation. Sur la base de nos données, on constate que les propriétaires continuent en 2003 comme en 1999 à voter plus pour l'UDC que les locataires. Par contre, on l'a vu, en termes de revenu, ce sont les bas revenus (jusqu'à 2500 frs.) qui sont clairement sur-représentés dans cet électorat, alors que les revenus élevés (plus de 8'000) sont au contraire sous-représentés.

Deux indicateurs « subjectifs » de bien-être économique présentent une même ambivalence. D'une part on a demandé au répondant si son revenu était suffisant pour faire face à ses 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 ; par contre la corrélation avec les groupes socio-professionnels (Kriesi

et Isco) est faible⁵. Pour l'UDC, on constate une sur-représentation des personnes qui jugent leur revenu insuffisant en 1999, mais ce ne sera plus le cas en 2003. En effet, c'est surtout auprès des abstentionnistes et non des personnes qui déclarent avoir voté UDC que nous constatons la plus forte concentration de ceux qui perçoivent un problème spécifique s'agissant de leur revenu. En 2003, ce sont les personnes qui déclarent pouvoir « plus ou moins » couvrir leurs dépenses qui votent plus pour l'UDC. Les personnes déclarant ne pas avoir de problèmes avec leurs revenus sont par contre sous-représentées dans l'électorat de ce parti, plus que dans celui de tous les autres partis. La configuration qui se présente en 2003 est certainement due à la présence à la fois d'agriculteurs, mais également de personnels de service votant UDC et qui choisissent plus souvent une réponse intermédiaire que les électeurs des mêmes catégories votant pour d'autres partis. Pourtant, si l'on demande aux interviewés la manière dont ils considèrent leur revenu par rapport à la moyenne nationale des revenus, on constate, en 1999, une légère surreprésentation de personnes déclarant que leur revenu est supérieur à la moyenne dans l'électorat UDC (33% des électeurs UDC contre 30,8% de l'échantillon). En 2003, cette même catégorie diminue dans cet électorat pour se rapprocher de la moyenne. 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). En même temps, 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).

5. L'analyse multivariée

On peut maintenant se demander quel est l'impact des principaux indicateurs socio-professionnels lorsque l'on contrôle l'effet des autres. Peut-on affirmer que le vote UDC articule, du point de vue structurel, un clivage socio-professionnel ? Pour essayer de répondre à cette question, nous proposons une vérification de l'impact respectif des indicateurs de statut socio-professionnel analysés jusqu'ici, à l'aide d'une analyse multivariée en utilisant une régression logistique binomiale. Nous avons vu que le vote UDC a été longtemps influencé par trois clivages : la région linguistique – ce parti est surtout implanté en Suisse alémanique –, la confession – le vote UDC étant un vote davantage protestant –, et le milieu d'habitation – l'UDC ayant été jusqu'à récemment un parti essentiellement rural (cf. Mazzoleni 2003b). Nous avons donc introduit des indicateurs de ces clivages en plus des dimensions socio-professionnelles, afin de contrôler dans quelle mesure ces clivages sont encore actifs ; en outre nous avons introduit les variables d'âge et de sexe, afin d'en mesurer le rôle éventuel⁶. Nous savons en effet que l'âge, et surtout le sexe, peuvent jouer un rôle significatif dans le vote pour l'UDC (Selb & Lachat 2004), mais aussi, en général, dans les partis de la droite radicale ou extrême en Europe (Mayer 2002, pp.129-144).

⁵ 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 ($p < 0,001$).

⁶ Dans l'analyse bivariée réalisées avec nos échantillons (et que nous ne présentons pas ici), soit en 1999, soit en 2003, on constate 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 échantillon), tandis que les plus jeunes (18-29 ans), notamment en 2003, sont plutôt sous-représentés (-4%). De toute façon, il n'y a qu'une faible corrélation entre l'âge et le vote UDC (variable âge en 4 catégories, V di Cramer = 0,111 ($p < 0,001$)). Les femmes sont par contre clairement sous-représentées parmi les électeurs UDC, en 1999, comme en 2003.

Tableau 2 (cf. Annexes)

Les quatre modèles présentés dans l'annexe 2 essayent ainsi de tester l'impact des dimensions socio-professionnelles sur le vote UDC en 1999 et en 2003, les deux premiers à l'aide de l'indicateur Kriesi, les deux derniers avec l'indicateur Isco. Dans le modèle avec l'indicateur Isco nous avons testé une variable composée, qui résulte des trois indicateurs que nous avons vus dans l'analyse précédente : la position (indépendants vs salariés), la condition socio-professionnelle (distinguant les actifs exerçant une activité professionnelle les retraités, les personnes au foyer et les « autres », c'est-à-dire notamment les chômeurs) et le secteur d'occupation des salariés (privé vs public)⁷. Nous n'avons pas retenu la distinction cadres/employés dans la mesure où elle est prise en charge par la classification Isco. De même, dans aucun des deux modèles nous n'avons introduit la formation : en effet, comme nous l'avons vu plus haut, elle est un des éléments qui contribue à la construction des catégories Isco et il est conseillé par ailleurs (Joye et Bergman, 2003) de ne pas les utiliser ensemble dans une analyse multivariée (puisque on risquerait des problèmes de multicollinéarité et donc d'obtenir des coefficients non fiables). Nous ne l'avons pas retenue non plus pour l'analyse avec l'indicateur Kriesi, pour les mêmes raisons, bien que d'autres auteurs les aient utilisées en même temps (ex. Selb et Lachat 2004). Nous avons introduit deux indicateurs pour mesurer l'impact de la dimension économique, en tenant compte de l'ambivalence des résultats obtenus dans l'analyse bivariée : la propriété de l'habitation et l'adéquation du revenu dans la perception de l'individu. Le premier est un indicateur « objectif », qui suggère que le votant UDC ne peut pas en soit être considéré comme « défavorisé », tandis que le deuxième, d'ordre subjectif, met en évidence une certaine incertitude face aux conditions économiques.

La variable relative à la confession religieuse n'a pas d'effet sur les chances de voter UDC, pour les deux modèles, aussi bien en 1999 qu'en 2003. Il en est de même pour la dimension de la commune de résidence. Conserve par contre un pouvoir explicatif la région linguistique (on a plus de chances de voter UDC si l'on réside en Suisse alémanique plutôt qu'en Suisse romande), mais son poids diminue considérablement en 2003 (ce qui correspond en effet à la nouvelle implantation de ce parti dans de nombreux cantons romands où précédemment il était fortement minoritaire ou carrément inexistant). Les hommes par contre ont toujours plus tendance à voter pour l'UDC que les femmes, et cela dans les quatre modèles. L'âge par contre n'a guère d'impact.

Par contre, les dimensions socio-professionnelles ont un poids significatif, qui change entre 1999 et 2003. Dans le modèle utilisant l'indicateur Kriesi, nous avons choisi la catégorie des « professions administratives et commerciales » comme catégorie de référence. En 1999, les agriculteurs avaient la probabilité la plus élevée de voter pour l'UDC, tandis que les « managers », mais également les travailleurs qualifiés, avaient moins de chance de voter pour l'UDC. En 2003; ce sont encore une fois les agriculteurs, suivis par les « travailleurs non qualifiés », puis les « autres indépendants » mais aussi les « travailleurs qualifiés » qui ont, en ordre décroissant, des probabilités plus élevées

⁷ Nous avons exclu cette variable dans l'analyse contenant l'indicateur Kriesi, étant donné que ce dernier tient déjà compte, dans sa codification, de la position socio-professionnelle (indépendants, dirigeants/cadres, salariés). Par contre, dans la nouvelle variable nous avons regroupé cadres et salarié, puisque nous constatons que les deux catégories supérieures Isco (membres de l'exécutif, professions intellectuelles et scientifiques) recourent essentiellement la catégorie des « dirigeants/cadres ».

de voter UDC. Par contre, les autres catégories socio-professionnelles ne se distinguent pas de la catégorie de référence. On constate donc des continuités, mais surtout des changements, et notamment la présence plus marquée des couches professionnelles moins favorisés (travailleurs qualifiés et non qualifiés), mais également des travailleurs indépendants.

En ce qui concerne l'analyse menée avec Isco, en prenant la catégorie des « employés de type administratif » comme catégorie de référence, on peut effectivement affirmer qu'appartenir aux « professions intellectuelles et scientifiques », diminue la probabilité de voter pour l'UDC. Et cela aussi bien en 1999 qu'en 2003. Par contre, un changement se profile en 2003 : les catégories qui ont plus de chance de voter pour l'UDC (toujours comparativement à la catégorie des « employés de type administratif ») sont dans l'ordre décroissant, les « ouvriers et employés non qualifiés », le « personnel des services et des vendeurs de magasin et de marché ». En 1999, par contre, la catégorie qui avait significativement plus de chance de voter UDC, par rapport à la même catégorie de référence, était celle des agriculteurs. En 2003, on retrouve sur le même plan, c'est-à-dire sans différence significative dans la probabilité de voter UDC, les artisans et les ouvriers qualifiés (i.e. les conducteurs de machines etc.), mais aussi les membres de l'exécutif et des corps législatifs et surtout les agriculteurs. On constate donc, encore une fois, comment les résultats peuvent varier selon la classification des professions choisie. Les deux indicateurs, Kriesi et Isco, montrent donc bien l'importance qu'assume la dimension socio-professionnelle dans l'explication du vote UDC, en 1999 comme en 2003, comparativement à d'autres clivages anciens, notamment urbain-rural, et religieux.

Quelles sont donc les différences que nous pouvons tirer de cette analyse comparative de ces deux indicateurs socio-professionnels ? L'indicateur de Kriesi semble surtout mettre en valeur les catégories « extrêmes » du point de vue de la position socio-professionnelle: dans l'évolution de l'électorat entre 1999 et 2003 en effet, nous observons que l'on passe d'une situation où, relativement à une catégorie moyenne-haute, comme celle des employés et cadres de l'administration et du commerce, l'évolution de l'électorat se fait dans le sens d'une extension des catégories traditionnelles avec un statut d'indépendant (outre les agriculteurs, deux catégories supplémentaires: « artisans/travailleurs manuels » et les « autres indépendants »), vers une situation qui semble comprendre deux nouvelles catégories, les travailleurs qualifiés et les non qualifiés, c'est-à-dire des catégories de salariés: le changement le plus important, de ce point de vue semble être le passage de la catégorie des travailleurs qualifiés, qui passe de l'opposition au vote UDC en 1999 à une tendance largement favorable à ce vote.

L'analyse de la dimension socio-professionnelle à travers les deux indicateurs que nous avons proposé, qui distingue la condition ou situation socio-professionnelle de la catégorie socio-professionnelle mesurée avec la classification Isco (88), nous montre par contre une évolution quelque peu différente. L'indicateur de la situation socio-professionnelle, sépare en fait deux « états » de la situation professionnelle relatifs à la position à l'intérieur du marché du travail: le fait d'être indépendant du fait d'être salarié (catégorie de référence), la première augmentant les chances de voter UDC.

La classification Isco, nous montre une modification à l'intérieur des catégories qui peuvent voter potentiellement UDC: en prenant comme catégorie de référence celle des « employés administratifs et du commerce », on observe, en 1999 déjà, une propension des « artisans et travailleurs manuels » ainsi que du « personnel des services

et des vendeurs », c'est-à-dire des catégories qui essentiellement sont groupées sous « travailleurs qualifiés » dans la classification de Kriesi, outre les agriculteurs, à voter UDC. En 2003, par contre, on observe que seulement les « ouvriers non qualifiés » et le « personnel des services et des vendeurs de magasin » ont tendance à voter nettement plus pour l'UDC. Comment interpréter cela ? La seule catégorie qui semblent clairement s'opposer au vote UDC est celle des « professions intellectuelles et scientifiques », les autres, c'est-à-dire, les « membres de l'exécutif », les « professions intermédiaires », etc. », les « conducteurs d'installations et de machines .. », mais surtout les « agriculteurs et ouvriers de l'agriculture » et « artisans et métiers de type artisanal » ne semblent plus se distinguer clairement de la catégorie de référence. Nous pensons que cette non distinction entre catégories moyenne-basse, moyenne et même moyenne supérieure (avec les « membres de l'exécutif »), où néanmoins les coefficients de régressions (à l'exception des « artisans et ouvriers... ») sont positifs, puissent s'interpréter comme un indice potentiel de pénétration de l'UDC auprès de ces catégories.

Quant aux caractéristiques des « indépendants » on remarque, en 2003, que les indépendants votant UDC (notamment les agriculteurs, commerçants et artisans) ont un revenu clairement plus bas que les indépendants qui composent les électors des autres principaux partis, même si dans leur perception subjective (en termes d'adéquation de revenu mensuel) ils ne se distinguent guère des autres. L'analyse de la situation socio-professionnelle montre également qu'en 1999 cette variable dans son ensemble n'était guère significative ; elle n'entraîne donc pas en jeu dans l'explication du vote pour l'UDC. En 2003, par contre, la catégorie des femmes au foyer (plus de 90% de personnes au foyer sont de sexe féminin) et celle des indépendants ont, en ordre décroissant, une forte probabilité de vote UDC, comparativement aux « salariés (cadres et employés) du privé ». Cette disponibilité spécifique des femmes au foyer (qui confirme les résultats de l'analyse bivariable) frappe d'autant plus que les femmes dans leur ensemble ont tendance à voter moins pour l'UDC. De surcroît, le vote de cette catégorie ne semble pas directement lié à leur situation socio-économique : en effet, elles n'ont pas de revenu inférieur et/ou ne perçoivent pas davantage de problème lié à leur revenu mensuel que les femmes au foyer votant pour les autres principaux partis suisses.

Pour les retraités et les employés/cadres du public, la différence n'est pas significative, ni en 1999, ni en 2003. La multivariée ne fait ainsi pas ressortir le clivage privé/public. Une explication de ce résultat réside probablement dans le fait que le clivage salariés vs cadres/dirigeants domine sur celui existant entre public et privé, comme on l'a vu sur la base des indicateurs socio-professionnels. On peut y voir également l'effet d'autres aspects. D'abord, le fait que le PRD attire plus encore que l'UDC les salariés du privé. Ensuite, on constate qu'en 2003 les travailleurs du secteur public votant pour l'UDC sont moins nombreux parmi ceux qui déclarent que leur revenu est inadéquat, comparativement aux travailleurs du secteur public votant pour les autres principaux partis, y compris pour les socialistes⁸. Cependant, dans l'ensemble, la dimension économique confirme son effet ambivalent sur le vote UDC, reflet de la double composition de son électorat. On constate en effet que les indépendants (y compris les agriculteurs) sont propriétaires en général plus que les autres catégories (notamment les

⁸ Le 87% des travailleurs du secteur public qui votent PS déclare leur revenu mensuel suffisant, tandis que pour les travailleurs de ce secteur qui votent UDC le score se fixe à 57% (parmi les abstentionnistes 67%).

salariés peu qualifiés) de leur propre logement. Cependant, l'impact de cet indicateur est significatif - pour les deux modèles - uniquement en 2003. Par contre, en 1999 comme en 2003, les personnes qui déclarent se débrouiller avec leur revenu ont une probabilité moindre de voter UDC.

Conclusions

Le but de ce papier était de faire le point sur le rapport 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 l'attention, à l'aide de deux vagues d'enquêtes post-électorales, sur une série d'indicateurs socio-professionnels et économiques. Les résultats montrent que, comme pour d'autres partis de la droite extrême, radicale ou populiste actifs en Europe, la composition de l'électorat UDC se présente comme diversifiée et interclassiste. Cependant, ce parti est soutenu surtout par les petits indépendants, commerçants et artisans, agriculteurs, mais également par les salariés n'ayant pas une fonction dirigeante. Plus particulièrement, nous avons constaté, sur la base de deux types de classification des groupes professionnels, que le poids des salariés les moins qualifiés s'accroît de manière évidente entre 1999 et 2003. Nous avons aussi montré que les ouvriers d'usine (conducteurs de machines etc.) accroissent leur présence, tandis que les cadres et les dirigeants diminuent la leur. L'opposition entre secteur privé et secteur public joue aussi un rôle, les salariés actifs dans le secteur privé étant sur-représentés dans le vote UDC. Toutefois, d'autres partis, notamment de la droite modérée, attirent encore plus nettement cette catégorie. Nous avons aussi montré comment les femmes au foyer ont plutôt tendance à voter UDC en 2003, en opposition à la catégorie des femmes en général ; un phénomène qui pourrait être mieux compris en adoptant une perspective qui intègre les dimensions idéologiques (l'UDC étant 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 également jouer un rôle dans le vote pour l'UDC, comme les aspects liés à la richesse économique et au patrimoine, ainsi que la perception subjective de la condition économique du ménage. Enfin, à l'aide d'une analyse multivariée, on a montré que la dimension socio-professionnelle a un poids significatif dans l'explication du vote UDC entre les élections de 1999 et celles de 2003, indépendamment des facteurs traditionnellement explicatifs du vote UDC, tels que la langue, la religion ou le milieu d'habitation, et indépendamment de l'âge et du sexe.

Bibliographie

- ALFORD R. R. (1962), «A suggested Index of the Association of social class and voting, *Public Opinion Quarterly*, no. 26, pp. 417-425.
- BERGMAN M. M. and JOYE D. (2001), *Comparing Social Stratification Schemas: CAMSIS, CSP-CH, Goldthorpe, ISCO-88, Treiman, and Wright*, Cambridge, Cambridge Studies in Social Research.
- BETZ H.-G. (2001), « Entre succès et échec : l'extrême droite à la fin des années quatre-vingt-dix » in Perrineau Pascal (éd.) (2001), *Les croisés de la société fermée. L'Europe des extrêmes droites*, La Tour d'Aigues, Editions de l'Aube, pp. 407-424.
- BETZ H.-G. (2004), *La droite populiste en Europe. Extrême et démocrate ?*, Paris, CEVIPOF /Autrement.
- BOHN D. E. (1986), «The failure of radical left in Switzerland. A preliminary study, *Comparative political studies*, vol. 19, no. 1, avril 1986, pp. 71-103.
- BOY D., MAYER N. (1997a), « Les "variables lourdes" en sociologie électorale : État des controverses », *Enquêtes*, no. 5, pp. 109-22.
- BOY D., MAYER N. (1997b), « Que reste-t-il des variables lourdes ? » in Boy D., Mayer N. (dir.), *L'électeur a ses raisons*, Paris, Presses de Sciences Po, pp. 101-38.
- CAPDEVIELLE J., DUPOIRIER E. (1981), « L'effet patrimoine » in Capdevielle J. et al. (dir.), *France de gauche, vote à droite*, Paris, Presses de la Fondation nationale des sciences politiques, pp.169-227.
- CAUTRÈS B., MAYER N. (2004), « Les métamorphoses du 'vote de classe' » in Id. (sous la dir.), *Le nouveau désordre électoral. Les leçons du 21 avril 2002*, Paris, Presses de Science po, pp. 145-160.
- CLARK T. N., LIPSET S. M. (2001), *The Breakdown of Class politics. A debate on Post-industrial stratification*, Baltimore, John Hopkins University Press.
- DALTON R. J. (2002), *Citizen politics. Public opinion and political parties in advanced industrial democracies*, New York, Seven Bridges Press.
- DUPOIRIER E. (2004), « Dynamique de l'espace social et vote » in Cautrès B., Mayer N. (dir.), *Le nouveau désordre électoral : Les leçons du 21 avril 2002*, Paris, Presses de sciences po. pp. 185-206.
- EVANS G. (1999), *The end of Class Politics ? Class voting in comparative Context*, Oxford, Oxford University Press.
- FARAGO P. (1995), «Wahlforschung in der Schweiz. Der Neubeginn», *Schweizerische Zeitschrift für Politische Wissenschaft*, vol. 4, no.1, pp. 121-130.
- GAXIE D. (2002), « Appréhension du politique et mobilisations des expériences sociales », *Revue française de science politique*, vol. 52, no. 2-3, avril-juin, pp.145-178.
- HIRTER H. (2000), *Elections 1999. Composition et orientation politique de l'électorat lors des élections fédérales de 1999*, Bern/Genève/Zurich, Instituts de Sciences po.
- HUG S., SCIARINI P. (dir.) (2002), *Changements de valeurs et nouveaux clivages politiques en Suisse*, Paris, L'Harmattan.
- IGNAZI P. (2003), *Extreme Right Parties in Western Europe*, Oxford, Oxford University Press.
- JOYE D., BERGMAN M. Max, LAMBERT P. S. (2003), « Intergenerational

- Educational and Social Mobility in Switzerland », *Revue suisse de sociologie*, vol. 29, no. 2, pp. 263-292.
- KERR H. (1987), «The swiss party system: steadfast and changing», in Daalder H. (ed.), *Party Systems in Denmark, Austria, Switzerland, the Netherlands and Belgium*, London, Frances Pinter, pp. 107-92.
- KITSCHOLT H., MCGANN A. J. (2003), « Die Dynamik der Schweizerischen Neuen Rechten in komparativer Perspektive: Die Alpenrepubliken », in Pascal Sciarini, Sibylle Hardmeier, Adrian Vatter (Hrsg.), *Schweizer Wahlen 1999 / Elections fédérales 1999*, Bern/Stuttgart/Wien, Haupt, pp. 183-216.
- KRIESI H. (1993), *Political mobilization and social change. The Dutch case in comparative perspective*, Aldershot, Avebury.
- KRIESI H. (1998a), *Le système politique suisse*, Paris, Economica (2 ed.).
- KRIESI H. (1998b), «The Transformation of Cleavage Politics. The 1997 Stein Rokkan Lecture», *European Journal of Political Research*, vol. 33, no. 2, pp. 165-185.
- KRIESI H. (1999), «Movements of the left, movement of the right: putting the mobilization of two new types of social movements into political context » in Kitschelt H. et al. (ed. by), *Continuity and change in contemporary capitalism*, Cambridge, Cambridge University Press, pp. 398-423.
- KRIESI H. (2003), «The Transformation of the National Political Space in a Globalizing World» in Pedro Ibarra (ed.), *Social Movements and Democracy*, New York, Palgrave Macmillan, pp. 195-210.
- LAZARSFELD P. F. et al. (1968), *The people's choice*, New-York, Columbia University Press.
- LEVY R. et al. (1997), *Tous égaux ? De la stratification aux représentations*, Zurich, Seismo.
- LIJPHART A. (1979), «Religious vs. Linguistic vs. Class Voting: The 'Crucial Experiment of Comparing Belgium, Canada, South Africa and Switzerland' », *American Political Science Review*, no. 73, pp. 442-58.
- LINCOT L., RIEG C. (2003), «Les conditions de logement des ménages en 2002 », *INSEE Résultat*, no. 20.
- LINDER W. (1998), «Parteien-, Persönlichkeits-, Europa-, oder Traditionswahl? Eine systematische Untersuchung des Einflusses der Sachthemen auf den Wahlentscheid» in KRIESI H. et al. (Hg.), *Schweizer Wahlen 1995*, Bern-Stuttgart-Wien, Haupt, pp. 131-160.
- LONGCHAMP C. et HARDMEIER S. (1992), *Analyse des élections au Conseil national 1991*, Gfs/Université de Berne.
- MAYER N. (2002), *Ces français qui votent Le Pen*, Paris, Flammarion.
- MAZZOLENI O. (2003a), «La dimension gauche-droite et le choix partisan. Une perspective comparée» in Pascal Sciarini, Sibylle Hardmeier, Adrian Vatter (Hrsg.), *Schweizer Wahlen 1999 / Elections fédérales 1999*, Bern/Stuttgart/Wien, Haupt, pp. 123-146.
- MAZZOLENI O. (2003b), *Nationalisme et populisme en Suisse. La radicalisation de la 'nouvelle' UDC*, Lausanne, Presses Polytechniques et universitaires romandes.
- MAZZOLENI O., WERNLI B. (2002), *Cittadini e politica. Interesse, partecipazione, istituzioni e partiti in Svizzera: Ginevra, Ticino e Zurigo a confronto*, Bellinzona, Ufficio di statistica.
- MERKL P., WEINBERG L. (eds) (1997), *The Revival of Right-Wing Extremism in the Nineties*, Londres, Franck Cass.

- MINKENBERG M. (2001), « La nouvelle droite radicale, ses électeurs et ses milieux partisans : vote protestataire, phénomène xénophobe ou ‘modernization losers’ ? » in Perrineau P. (éd.) (2001), *Les croisés de la société fermée. L’Europe des extrêmes droites*, La Tour d’Aigues, Editions de l’Aube, pp. 385-406.
- NABHOLZ R. (1998), «Das Wählerverhalten in der Schweiz: Stabilität oder Wandel? Eine Trendanalyse von 1971-1995» in H.Kriesi, W.Linder, U.Klöti (Hg.), *Schweizer Wahlen 1995*, Bern-Stuttgart-Wien: Haupt, pp. 17-44.
- PERRINEAU P. (éd.) (2001), *Les croisés de la société fermée. L’Europe des extrêmes droites*, La Tour d’Aigues, Editions de l’Aube.
- SELB P., LACHAT R. (2004), *Elections 2003, Evolution du comportement électoral*, Zurich, Institut für Politikwissenschaft.
- TRECHSEL A. (1995), *Clivages en Suisse. Analyse des impacts relatifs des clivages sur l’électorat suisse lors des élections fédérales*, Genève, Département de Science politique.
- TRECHSEL A. H, HUG S. (2002), « Clivages et identification partisane » in Hug S., SCIARINI P. (sous la dir.), *Changements de valeurs et nouveaux clivages politiques en Suisse*, Paris, L’Harmattan, pp. 207-236.
- TRESCH A. (2000), *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.
- VAN DETH J.W. and SCARBROUGH E. (ed. by.) (1995), *The Impact of Values*, Oxford, Oxford University Press.
- WEERD de Y. et al. (2004), *Turning right? Socio-economic change and the receptiveness of European workers to the extreme right. Report on the survey analysis and results*, SIREN, Leuven-Vienna.
- WRIGHT E.O. (1985), *Classes*, London, Verso.

Tab. 1.1 Vote partisan en Suisse, 2003 et 1999, en relation avec la formation et deux indicateurs socio-professionnels¹

		2003								1999										
		Parti voté (et abstentionnistes)								V. di Cramer										
		PRD	PDC	PS	UDC	Verts	Autres partis	Abstention	Total	V. di Cramer	PRD	PDC	PS	UDC	Verts	Autres partis	Abstention	Total	V. di Cramer	
Niveau de formation plus élevé	formation obligatoire	n	8	11	26	49	2	19	115	230	0,151 ***	15	21	24	38	2	9	136	245	0,189 ***
		%	4,4	6,6	7	15,2	2,4	15,2	15,5	11,6		6,5%	14,9%	7,5%	14,1%	4,9%	6,5%	18,3%	13,0%	
	apprentissage	n	58	77	155	164	25	37	375	891		90	71	105	156	15	66	405	908	
		%	31,9	46,1	41,9	50,8	30,5	29,6	50,6	44,8		38,8%	50,4%	32,6%	57,8%	36,6%	47,8%	54,4%	48,1%	
	maturité prof. et lycée	n	67	46	107	74	27	47	165	533		73	35	99	53	10	39	156	465	
		%	36,8	27,5	28,9	22,9	32,9	37,6	22,3	26,8		31,5%	24,8%	30,7%	19,6%	24,4%	28,3%	20,9%	24,6%	
	n	49	33	82	36	28	22	86	336		54	14	94	23	14	24	48	271		
	%	26,9	19,8	22,2	11,1	34,1	17,6	11,6	16,9		23,3%	9,9%	29,2%	8,5%	34,1%	17,4%	6,4%	14,3%		
Total	n	182	167	370	323	82	125	741	1990		232	141	322	270	41	138	745	1889		
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%		
Statut social (indicateur Kriesi)	agriculteurs	n	2	2	16			9	29	0,144 ***	7	3	1	18		3	11	43	0,147 ***	
		%	1,4%	0,6%	5,5%			1,4%	1,6%		3,3%	2,4%	0,3%	7,6%		2,4%	1,7%	2,5%		
	indépendants "traditionnels"	n	4	7	3	6	2		7	29		6	1	8	3	2	2	4	26	
		%	2,5%	4,9%	0,9%	2,1%	2,8%		1,1%	1,6%		2,9%	0,8%	2,7%	1,3%	5,4%	1,6%	0,6%	1,5%	
	autres indépendants	n	23	11	32	48	6	9	70	199		33	13	24	35	4	16	73	198	
		%	14,5%	7,7%	9,3%	16,6%	8,5%	8,7%	10,6%	11,2%		15,7%	10,3%	8,2%	14,8%	10,8%	12,8%	11,0%	11,7%	
	managers	n	53	36	67	41	16	31	88	332		52	22	69	33	6	26	66	274	
		%	33,3%	25,2%	19,5%	14,1%	22,5%	29,8%	13,4%	18,8%		24,8%	17,5%	23,6%	13,9%	16,2%	20,8%	10,0%	16,2%	
	artisans	n	14	12	34	37	6	8	60	171		16	18	24	31	4	13	76	182	
		%	8,8%	8,4%	9,9%	12,8%	8,5%	7,7%	9,1%	9,7%		7,6%	14,3%	8,2%	13,1%	10,8%	10,4%	11,5%	10,8%	
	spécialistes techniques	n	6	6	15	4	4	5	13	53		8	4	19	11	1	3	17	63	
		%	3,8%	4,2%	4,4%	1,4%	5,6%	4,8%	2,0%	3,0%		3,8%	3,2%	6,5%	4,6%	2,7%	2,4%	2,6%	3,7%	
	prof. de l'administration et du commerce	n	17	16	25	18	6	10	58	150		27	12	17	19	2	10	46	133	
		%	10,7%	11,2%	7,3%	6,2%	8,5%	9,6%	8,8%	8,5%		12,9%	9,5%	5,8%	8,0%	5,4%	8,0%	6,9%	7,9%	
spécialistes socio-culturels	n	11	12	59	15	17	19	60	193		16	9	56	9	6	16	50	162		
	%	6,9%	8,4%	17,2%	5,2%	23,9%	18,3%	9,1%	10,9%		7,6%	7,1%	19,2%	3,8%	16,2%	12,8%	7,6%	9,6%		
travailleurs qualifiés	n	28	32	83	79	13	15	201	451		39	30	54	60	9	30	234	456		
	%	17,6%	22,4%	24,2%	27,2%	18,3%	14,4%	30,5%	25,5%		18,6%	23,8%	18,5%	25,3%	24,3%	24,0%	35,3%	27,0%		
travailleurs non qualifiés	n	3	9	23	26	1	7	93	162		6	14	20	18	3	6	85	152		
	%	1,9%	6,3%	6,7%	9,0%	1,4%	6,7%	14,1%	9,2%		2,9%	11,1%	6,8%	7,6%	8,1%	4,8%	12,8%	9,0%		
Totale	n	159	143	343	290	71	104	659	1769		210	126	292	237	37	125	662	1689		
	%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%		100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%		
Classification des professions ISCO	Membres de l'exécutif et des corps législatifs	n	27	19	25	28	5	9	49	162	0,146 ***	22	15	27	28	1	10	37	140	0,147 ***
		%	17,6	13,8	7,9	9,8	7,6	9,5	7,8	9,6		10,9%	12,2%	9,5%	12,1%	2,8%	8,1%	5,7%	8,5%	
	Professions intellectuelles et scientifiques	n	46	32	91	37	27	23	83	339		51	18	86	17	15	29	58	274	
		%	30,1	23,2	28,6	13	40,9	24,2	13,3	20,2		25,2%	14,6%	30,3%	7,3%	41,7%	23,6%	9,0%	16,6%	
	Prof. intermédiaires: sciences phys., techn., médec.	n	30	34	86	56	14	29	143	392		50	27	74	50	8	31	149	389	
		%	19,6	24,6	27	19,6	21,2	30,5	22,8	23,3		24,8%	22,0%	26,1%	21,6%	22,2%	25,2%	23,0%	23,6%	
	Employés de type administratif	n	15	19	42	32	8	15	102	233		29	21	36	20	4	14	122	246	
		%	9,8	13,8	13,2	11,2	12,1	15,8	16,3	13,9		14,4%	17,1%	12,7%	8,6%	11,1%	11,4%	18,8%	14,9%	
	Personnel des services et vendeurs de magasin et c.	n	12	14	24	43	8	8	103	212		19	9	16	34	5	14	101	198	
		%	7,8	10,1	7,5	15,1	12,1	8,4	16,5	12,6		9,4%	7,3%	5,6%	14,7%	13,9%	11,4%	15,6%	12,0%	
	Agriculteurs et ouvr. qual. de l'agriculture et de la pé	n	3	3	5	22		1	21	55		9	6	5	24		3	20	67	
		%	2,0	2,2	1,6	7,7		1,1	3,4	3,3		4,5%	4,9%	1,8%	10,3%		2,4%	3,1%	4,1%	
	Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal	n	17	11	29	36	2	7	76	178		19	15	24	41	2	17	103	221	
		%	11,1	8,0	9,1	12,6	3,0	7,4	12,1	10,6		9,4%	12,2%	8,5%	17,7%	5,6%	13,8%	15,9%	13,4%	
Conducteurs d'installations, machines, ouvriers d'as	n	3	3	10	16	2	2	24	60		3	10	10	12		2	36	73		
	%	2,0	2,2	3,1	5,6	3,0	2,1	3,8	3,6		1,5%	8,1%	3,5%	5,2%		1,6%	5,8%	4,4%		
Ouvriers et employés non qualifiés	n		3	6	15		1	25	50			2	6	6	1	3	22	40		
	%		2,2	1,9	5,3		1,1	4,0	3,0			1,6%	2,1%	2,6%	2,8%	2,4%	3,4%	2,4%		
Total	n	153	138	318	285	66	95	626	1681		202	123	284	232	36	123	648	1648		
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%		

⁽¹⁾ n.s. = différence non statistiquement significative; * = p < 0,05 ; ** = p < 0,01 ; *** = p < 0,001

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

		2003									1999										
		Parti voté (et abstentionnistes)									V di Cramer										V di Cramer
		PRD	PDC	PS	UDC	Verts	Autres partis	Abstention	Total	PRD		PDC	PS	UDC	Verts	Autres partis	Abstention	Total			
Secteur d'occupation	privé	n	60	40	108	82	20	27	256	593	0,215 ***	74	41	101	85	10	31	293	635	0,176 ***	
		%	77,9	52,6	52,7	66,1	44,4	44,3	65,8	60,7		75,5	67,2	53,2	69,7	45,5	55,4	70,8	65,9		
	public	n	17	36	97	42	25	34	133	384		24	20	89	37	12	25	121	328		
		%	22,1	47,4	47,3	33,9	55,6	55,7	34,2	39,3		24,5	32,8	46,8	30,3	54,5	44,6	29,2	34,1		
Total	n	77	76	205	124	45	61	389	977		98	61	190	122	22	56	414	963			
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%			
Situation occupationnelle actuelle	plein temps	n	72	61	148	125	24	39	297	766	0,117 ***	103	54	152	142	13	48	347	859	0,107 ***	
		%	39,6	36,5	39,9	38,6	28,9	31,2	40	38,4		44,2	38,3	47,1	52,4	31,7	34,5	46,5	45,4		
	temps partiel	n	25	30	100	46	32	28	162	423		29	23	68	24	15	21	139	319		
		%	13,7	18	27	14,2	38,6	22,4	21,8	21,2		12,4	16,3	21,1	8,9	36,6	15,1	18,6	16,8		
	travail domestique	n	11	15	21	37	8	15	90	197		22	15	18	23	6	27	84	195		
		%	6	9	5,7	11,4	9,6	12	12,1	9,9		9,4	10,6	5,6	8,5	14,6	19,4	11,3	10,3		
	retraité/e	n	60	48	76	90	7	32	132	445		53	38	60	64	2	35	110	362		
		%	33	28,7	20,5	27,8	8,4	25,6	17,8	22,3		22,7	27,0	18,6	23,6	4,9	25,2	14,7	19,1		
	autre	n	14	13	26	26	12	11	61	163		26	11	25	18	5	8	66	159		
		%	7,7	7,8	7	8	14,5	8,8	8,2	8,2		11,2	7,8	7,7	6,6	12,2	5,8	8,8	8,4		
Totale	n	182	167	371	324	83	125	742	1994		233	141	323	271	41	139	746	1894			
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100	100	100	100	100	100	100	100			
Situation professionnelle	employé dép.	n	48	59	181	128	40	53	365	874	0,155 ***	83	60	142	91	20	60	382	838	0,124 ***	
		%	30,2	41,3	52,8	44,1	56,3	51	55,4	49,4		39,3	47,6%	48,6%	38,2%	54,1%	48,0%	57,7%	49,6%		
	cadre	n	84	64	125	92	23	42	208	638		82	49	117	91	11	44	192	586		
		%	52,8	44,8	36,4	31,7	32,4	40,4	31,6	36,1		38,9%	38,9%	40,1%	38,2%	29,7%	35,2%	29,0%	34,7%		
	indépendant	n	27	20	37	70	8	9	86	257		46	17	33	56	6	21	88	267		
		%	17	14	10,8	24,1	11,3	8,7	13,1	14,5		21,8%	13,5%	11,3%	23,5%	16,2%	16,8%	13,3%	15,8%		
Total	n	159	143	343	290	71	104	659	1769		211	126	292	238	37	125	662	1691			
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%			
Revenu (pondéré par la dimension du ménage)	jusqu'à 2'500	n	15	20	34	57	5	14	134	279	0,109 ***	32	42	48	74	8	32	210	446	0,13 ***	
		%	9,3	14,5	9,7	20,4	6,7	12,5	21,4	16		15,8%	32,6%	16,0%	31,2%	22,2%	27,1%	32,5%	26,7%		
	de 2'500 à 4'000	n	18	34	71	67	12	24	154	380		42	38	79	76	12	43	195	485		
		%	11,2	24,6	20,3	24	16	21,4	24,6	21,8		20,8%	29,5%	26,3%	32,1%	33,3%	36,4%	30,1%	29,1%		
	de 4'000 à 6'000	n	53	48	123	84	26	41	202	577		61	37	89	56	9	23	166	441		
		%	32,9	34,8	35,2	30,1	34,7	36,6	32,2	33,1		30,2%	28,7%	29,7%	23,6%	25,0%	19,5%	25,7%	26,4%		
	de 6'000 à 8'000	n	43	18	73	45	22	20	86	307		46	7	64	22	6	15	54	214		
		%	26,7	13	20,9	16,1	29,3	17,9	13,7	17,6		22,8%	5,4%	21,3%	9,3%	16,7%	12,7%	8,3%	12,8%		
	plus de 8'000	n	32	18	48	26	10	13	51	198		21	5	20	9	1	5	22	83		
		%	19,9	13	13,8	9,3	13,3	11,6	8,1	11,4		10,4%	3,9%	6,7%	3,8%	2,8%	4,2%	3,4%	5,0%		
Total	n	161	138	349	279	75	112	627	1741		202	129	300	237	36	118	647	1669			
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%			

Tableau 1.2 (suite)

		2003									1999									
		Parti voté (et abstentionnistes)																		
		PRD	PDC	PS	JDC	Verts	Autres partis	Abstention	Total	V di Cramer	PRD	PDC	PS	JDC	Verts	Autres partis	Abstention	Total	V di Cramer	
Propriété de la location	en location ou autre	n	71	72	205	134	48	51	447	1006	0,113 **	107	46	177	117	18	75	502	1042	0,229 ***
		%	39	43,4	55,4	41,6	57,1	40,8	60,3	51,7		46,1%	32,6%	55,0%	43,3%	42,9%	54,3%	67,3%	55,1%	
	propriétaire	n	111	94	165	188	36	74	294	962		125	95	145	153	24	63	244	849	
		%	61	56,6	44,6	58,4	42,9	59,2	39,7	48,3		53,9%	67,4%	45,0%	56,7%	57,1%	45,7%	32,7%	44,9%	
Total	n	182	166	370	322	84	125	741	1990		232	141	322	270	42	138	746	1891		
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%		
Est-ce que le revenu est suffisant à couvrir les dépenses nécessaires	oui	n	140	137	264	199	66	89	429	1324	0,123 ***	178	86	224	166	29	89	427	1199	0,115 ***
		%	78,7	83	71,5	62,6	81,5	71,2	58,4	67,2		77,7%	61,4%	69,6%	61,7%	69,0%	65,0%	57,7%	63,8%	
	plus ou moins	n	28	24	83	104	11	29	233	512		41	48	90	81	12	39	244	555	
		%	15,7	14,5	22,5	32,7	13,6	23,2	31,7	26		17,9%	34,3%	28,0%	30,1%	28,6%	28,5%	33,0%	29,5%	
	non	n	10	4	22	15	4	7	72	134		10	6	8	22	1	9	69	125	
		%	5,6	2,4	6	4,7	4,9	5,6	9,8	6,8		4,4%	4,3%	2,5%	8,2%	2,4%	6,6%	9,3%	6,7%	
Total	n	178	165	369	318	81	125	734	1970		229	140	322	269	42	137	740	1879		
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%		
Indicateur de déprivation économique subjectif	revenu inférieur à la moyenne	n	42	43	104	76	30	35	204	534	0,093 ***	91	75	144	82	18	101	363	874	0,079 **
		%	23,1	25,7	28	23,5	35,7	28	27,4	26,7		22,7%	30,0%	26,5%	24,4%	28,1%	37,7%	29,1%	28,1%	
	rev équivalent à la moyenne	n	36	52	112	117	20	37	264	638		128	100	169	123	15	93	487	1115	
		%	19,8	31,1	30,1	36,1	23,8	29,6	35,4	31,9		31,9%	40,0%	31,1%	36,6%	23,4%	34,7%	39,1%	35,9%	
	rev. supérieur à la moyenne	n	95	61	147	111	27	47	229	717		160	65	208	111	29	62	324	959	
		%	52,2	36,5	39,5	34,3	32,1	37,6	30,7	35,9		39,9%	26,0%	38,2%	33,0%	45,3%	23,1%	26,0%	30,8%	
	ne peux comparer	n	7	8	7	14	7	3	38	84		16	8	21	17	2	9	61	134	
		%	3,8	4,8	1,9	4,3	8,3	2,4	5,1	4,2		4,0%	3,2%	3,9%	5,1%	3,1%	3,4%	4,9%	4,3%	
	refuse de répondre	n	2	3	2	6		3	10	26		6	2	2	3		3	11	27	
		%	1,1	1,8	0,5	1,9		2,4	1,3	1,3		1,5%	0,8%	0,4%	0,9%		1,1%	0,9%	0,9%	
Total	n	182	167	372	324	84	125	745	1999		401	250	544	336	64	268	1246	3109		
	%	100	100	100	100	100	100	100	100		100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%		

(1) n.s. = différence non statistiquement significative; * = p < 0,05 ; ** = p < 0,01 ; *** = p < 0,001

Source: Swiss Electoral 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)				1999 : Kriesi				2003 : ISCO (88)				2003 : Kriesi			
	B	Wald	Sig.	Exp(B)	B	Wald	Sig.	Exp(B)	B	Wald	Sig.	Exp(B)	B	Wald	Sig.	Exp(B)
Sexe (réf. : homme)	-0,559	7,697	**	0,572	-0,503	7,44	**	0,605	-0,613	10,261	**	0,542	-0,389	5,544	*	0,678
Age	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	0,666	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	0,086	0,117	ns.	1,09	0,159	0,436	ns.	1,172
Taille de la commune (réf.: commune de plus de 100'000 hab.)		0,225	ns.			0,62	ns.			0,27	ns.			0,015	ns.	
moins de 10'000 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 10'000 à 100'000 hab.	-0,103	0,21	ns.	0,902	-0,153	0,489	ns.	0,858	-0,103	0,252	ns.	0,902	-0,009	0,002	ns.	0,991
Statut social (ind. Kriesi) (réf. : prof. de l'administration et du commerce)						35,719	***								***	
agriculteurs					1,467	9,616	**	4,337					2,397		***	10,992
indépendants "traditionnels" (petite bourgeoisie, i.e. ancienne classe moyenne)					-0,962	2,035	ns.	0,382					0,373		ns.	1,453
autres indépendants					-0,042	0,023	ns.	0,958					0,811		**	2,250
managers					-0,705	7,078	**	0,494					-0,185		ns.	0,831
artisans					0,001	0,000	ns.	1,001					0,648		ns.	1,912
spécialistes techniques					-0,528	1,534	ns.	0,590					-0,727		ns.	0,483
spécialistes socio-culturels					-0,287	0,728	ns.	0,751					-0,610		ns.	0,543
travailleurs qualifiés					-1,467	12,908	***	0,231					0,710		*	2,034
travailleurs non qualifiés					-0,080	0,047	ns.	0,923					1,166		**	3,210
ISCO(88) (réf.: empl. adm.)		53,113	***							54,973	***					
membres de l'exécutif et des corps législatifs	0,577	2,37	ns.	1,781					-0,351	1,091	ns.	0,704				
professions intellectuelles et scientifiques	-0,978	6,066	*	0,376					-1,019	10,79	**	0,361				
prof. intermédiaires: sciences phys., techn., médec., enseign.	0,323	0,977	ns.	1,382					-0,337	1,414	ns.	0,714				
personnel des services et vendeurs de magasin et de marché	1,119	9,745	**	3,06					0,694	4,983	*	2,001				
agriculteurs et ouvr. qual. de l'agriculture et de la pêche	1,542	10,717	**	4,672					0,871	3,084	ns.	2,389				
artisans et ouvriers des métiers de type artisanal	0,938	6,552	*	2,555					-0,085	0,061	ns.	0,919				
conducteurs d'installations, machines, ouvriers d'assemblage	0,797	2,486	ns.	2,218					0,415	0,846	ns.	1,514				
Ouvriers et employés non qualifiés	1,207	3,889	*	3,344					1,498	8,538	**	4,473				
Situation socio-professionnelle (réf.: empl./cadres privé)		3,679	ns.							15,529	**					
Employés/cadres du secteur public	0,005	0	ns.	1,005					-0,311	1,682	ns.	0,733				
Indépendants	0,261	0,854	ns.	1,299					0,624	5,012	*	1,866				
Au foyer	-0,16	0,188	ns.	0,852					0,737	5,491	*	2,09				
Retraité	-0,063	0,037	ns.	0,939					0,175	0,34	ns.	1,191				
Autres (chômeurs, étudiants, invalides, etc.)	-0,989	2,142	ns.	0,372					0,213	0,216	ns.	1,237				
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
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
Costante	-1,161	4,245	*	0,313	-0,809	3,479	ns.	0,445	-0,507	0,978	ns.	0,603	-1,21	**		0,298
N	930				963				973				1032			
-2 log vraisemblance	856,6				913,2				983,7				1057,4			
R-2 de Cox et Snell	0,15				0,121				0,136				0,112			
R-2 de Nagelkerke	0,227				0,184				0,198				0,164			

(1) n.s. = différence non statistiquement significative; * = p < 0,05 ; ** = p < 0,01 ; *** = p < 0,001

Source: Swiss Electoral Studies (Selects) 1999 et 2003