

Recherches sociographiques



Les ménages et le vote

André Blais et Jean Crête

Volume 28, numéro 2-3, 1987

La famille

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/056298ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/056298ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (imprimé)

1705-6225 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Blais, A. & Crête, J. (1987). Les ménages et le vote. *Recherches sociographiques*, 28(2-3), 393–405. <https://doi.org/10.7202/056298ar>

Résumé de l'article

Le vote est-il une décision individuelle ou de couple ? Au moyen de la méthode PROBIT, on a mesuré l'effet spécifique de certaines variables d'emploi sur le vote péquiste des francophones en 1985, en y incluant les caractéristiques du conjoint et le type de ménage. Bien que les caractéristiques du répondant soient plus déterminantes, on obtient de meilleurs résultats lorsqu'on tient compte de celles du conjoint. Les variables d'emploi sont le plus fortement associées au vote dans les ménages où un seul des conjoints travaille.

LES MÉNAGES ET LE VOTE *

Le vote est-il une décision individuelle ou de couple? Au moyen de la méthode PROBIT, on a mesuré l'effet spécifique de certaines variables d'emploi sur le vote péquiste des francophones en 1985, en y incluant les caractéristiques du conjoint et le type de ménage. Bien que les caractéristiques du répondant soient plus déterminantes, on obtient de meilleurs résultats lorsqu'on tient compte de celles du conjoint. Les variables d'emploi sont le plus fortement associées au vote dans les ménages où un seul des conjoints travaille.

Le vote est-il une décision individuelle ou de couple? La question peut paraître étrange. Pourtant, certaines données indiquent qu'elle vaut la peine d'être posée. En 1980, le vote référendaire est plus fortement associé à la syndicalisation du conjoint qu'à celle du répondant.¹ En 1981, seulement 4% de ceux qui ont répondu ont dit ne pas avoir voté comme leur conjoint. (BLAIS et NADEAU, 1984, p. 299.) De plus, la différence entre le comportement des hommes et des femmes, à Montréal, est de 10% dans les ménages avec conjoint, alors qu'il est de 18% dans les ménages sans conjoint. (*Id.*, p. 298.) De façon étonnante, la question semble avoir été complètement ignorée jusqu'à maintenant par la sociologie électorale. Le livre de CLARKE *et al.* (1979) sur le vote au Canada ne discute aucunement cette question, les auteurs s'attachant plutôt à souligner la faiblesse des relations entre les variables socio-économiques et le comportement électoral. L'étude plus récente de BLAKE (1985) sur les élections en Colombie-Britannique indique que des variables comme le revenu, l'âge, la syndicalisation,

* Cette recherche a été subventionnée par le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada et le Fonds F.C.A.R. Les données du sondage nous ont été gracieusement offertes par *Le Devoir* et la société Radio-Québec. Nous remercions Pierre Mercille pour son assistance dans la préparation des données, Richard Johnston et les évaluateurs anonymes pour leurs commentaires sur une version antérieure de ce texte.

1. Données non publiées du sondage omnibus du Centre de sondage de l'Université de Montréal.

l'occupation et le secteur d'emploi influencent le vote, mais ne présente aucune information sur le rôle respectif des caractéristiques du répondant et celles du conjoint.² La chose est d'autant plus surprenante que l'étude examine la dimension contextuelle du vote et montre comment, par exemple, le vote N.P.D. est lié à la présence d'un milieu de classe ouvrière. Ne pourrait-on pas penser que l'entourage plus immédiat, et tout particulièrement le conjoint, risque d'avoir un impact encore plus important ?

La situation n'est guère différente dans les analyses américaines et européennes. Aucune étude, à notre connaissance, n'a cherché à isoler spécifiquement le poids des caractéristiques individuelles et celui des caractéristiques du conjoint ou du ménage sur le vote.³ La réflexion et l'analyse sont manifestement plus avancées dans d'autres domaines de recherche. On sait, par exemple, que le niveau et la structure de consommation varient substantiellement entre les ménages à simple et à double revenu. (LANGLOIS, 1984.) Les études sur l'offre d'emploi montrent que celle-ci, tout au moins chez les femmes, est fortement influencée par le revenu du conjoint. (PRESCOTT *et al.*, 1986.) De même, le fonctionnement psychologique semble affecté par le statut social de l'individu mais également de son conjoint. (SCHOENBACH, 1985.) Dans la mesure, en effet, où c'est avec les membres de la famille que les gens mariés passent le plus de temps (SCHNEIDER, 1972) et dans la mesure où la famille est la principale source de satisfaction des gens (CAMPBELL, 1981), on peut avoir toutes les raisons de croire que le vote est affecté par le contexte familial tout autant que par les caractéristiques individuelles de l'électeur. C'est tout au moins l'hypothèse centrale qui sera examinée ici.

Méthode

L'analyse porte sur le vote des Québécois francophones lors de l'élection du 2 décembre 1985. Les données proviennent du sondage Jolicœur/*Le Devoir*/Radio-Québec.⁴ Les entrevues téléphoniques ont été effectuées du 6 au 18 novembre 1985 et l'échantillon a été tiré à l'aide d'une méthode de génération aléatoire des numéros téléphoniques. Le taux de réponse a été de 63.5% et le nombre total d'entrevues, 1 843.⁵ Le pourcentage de discrets (indécis et refus) à la question sur le vote est de 17%. Nous nous intéresserons plus spécifiquement à

2. Mentionnons toutefois que ce sont le revenu du ménage et la syndicalisation de l'un ou l'autre des membres qui sont pris en considération.

3. HEATH *et al.* (1985) montrent qu'en Grande-Bretagne la relation entre classe et vote est à peu près identique, que l'on prenne la classe sociale de l'individu ou celle du chef de ménage. Ils n'examinent cependant pas l'effet relatif de la classe de l'individu et de celle du conjoint.

4. Pour de plus amples informations, voir : *Le Devoir*, 22 novembre 1985.

5. L'étude comprend un échantillon initial de 1 598 personnes, plus un échantillon supplémentaire de 245 non-francophones. Les données ont été pondérées en fonction de 1 598 cas.

la composition de la clientèle péquiste. Comme dans la plupart des sondages, le vote péquiste est surestimé (42% contre 39% pour le vote réel). L'écart entre le sondage et le vote peut être attribué, en partie à un léger déclin du Parti québécois en fin de campagne, et en partie à une surreprésentation des jeunes dans l'échantillon. (BLAIS, CRÊTE et LACHAPPELLE, 1986.) La décision d'appuyer ou non le Parti québécois sera mise en relation avec toute une série de variables socio-économiques, soit : la région, l'âge, l'origine (né ou non au Québec), le statut marital (présence ou non d'un conjoint), le bilinguisme, la pratique religieuse, la scolarité, le revenu, le sexe, l'occupation, le secteur d'emploi, la syndicalisation et l'expérience de chômage. Dans le cas des quatre dernières variables, nous disposons d'informations en ce qui concerne le répondant et son conjoint.

L'analyse procédera en deux étapes. Dans un premier temps, nous nous intéresserons à l'ensemble des répondants. Une attention toute spéciale sera alors accordée aux variables à propos desquelles nous connaissons la situation du répondant et celle du conjoint. Nous chercherons à déterminer si, pour chacune de ces variables, la prise en considération de la situation du ménage donne de meilleurs résultats que lorsqu'on se limite aux caractéristiques individuelles. De façon complémentaire, on pourra apprécier le rôle du couple dans le comportement électoral en comparant le vote de ceux qui vivent avec un conjoint et de ceux qui n'ont pas de conjoint, toutes choses étant égales par ailleurs. On pourra ainsi vérifier si le « *marriage gap* », observé récemment aux États-Unis (PLISSNER, 1983), se manifeste également au Québec.

L'analyse procédera à partir de la méthode PROBIT qui permet de mesurer l'effet spécifique d'un certain nombre de variables indépendantes sur une variable dépendante dichotomique. (MADDALA, 1983; ALDRICK et NELSON, 1984.) Les coefficients obtenus ont été transformés, afin de pouvoir les interpréter sous forme de probabilité conditionnelle ; les coefficients quantifient l'augmentation (ou la diminution) de la probabilité du vote péquiste quant on passe d'une catégorie de la variable indépendante à l'autre, lorsque toutes les autres variables sont gardées constantes à leur valeur moyenne ou modale (pour les variables dichotomiques).

Toutes les caractéristiques autres que l'emploi, pour lesquelles la seule information disponible concerne le répondant, ne sont utilisées ici que comme variables-contrôles ; elles ne seront donc pas analysées en tant que telles, une discussion plus approfondie étant présentée ailleurs. (BLAIS et CRÊTE, 1986.) Précisons que les regroupements de catégories effectués pour les régressions PROBIT ont été déterminés après un examen attentif des tris croisés, de façon à identifier les points de rupture les plus pertinents. L'analyse porte exclusivement sur les francophones, les déterminants du vote chez les non-francophones étant fort différents. (*Id.*)

TABLEAU 1

Vote péquiste et variables d'emploi¹
chez les francophones, élection de 1985.
 (coefficient PROBIT transformé)²

	UNITÉ D'ANALYSE	
	Individu (N = 454)	Ménage (N = 610)
Syndicalisation	- 0.04 (- 0.64)	+ 0.07 (+ 1.58)*
Chômage	+ 0.13 (+ 1.96)**	+ 0.02 (+ 0.35)
Secteur d'emploi	- 0.01 (- 0.20)	- 0.07 (- 1.43)*
Occupation	+ 0.16 (+ 2.65)***	+ 0.10 (+ 2.04)***

1. La valeur 1 renvoie aux catégories suivantes : *syndicalisation* : l'interviewé (ou son conjoint) est syndiqué ; *chômage* : l'interviewé (ou son conjoint) a été en chômage au cours de la dernière année ; *secteur d'emploi* : l'interviewé (ou son conjoint) est dans le secteur public ; *occupation* : l'interviewé (ou le principal gagne-pain) est ouvrier. Les valeurs des coefficients pour les neuf autres variables socio-économiques (voir le tableau 3) ne sont pas présentées ici.

2. Entre parenthèses : valeur du test «t».

* Significatif à 10% (test unilatéral).

** Significatif à 10% (test bilatéral).

*** Significatif à 5% (test bilatéral).

TABLEAU 2

Vote péquiste et variables d'emploi
chez les francophones péquistes de 1981, élection de 1985.
 (coefficient PROBIT transformé)

	UNITÉ D'ANALYSE	
	Individu (N = 256)	Ménage (N = 298)
Syndicalisation	- 0.06 (- 1.00)	+ 0.10 (+ 1.48)*
Chômage	- 0.06 (- 0.74)	- 0.10 (- 1.50)*
Secteur d'emploi	- 0.23 (- 2.90)***	- 0.23 (- 3.26)***
Occupation	- 0.21 (- 2.39)***	- 0.15 (- 1.85)**

Voir les notes du tableau 1.

Une deuxième étape nous amène à considérer la situation de différents types de ménages. La première distinction concerne évidemment les ménages avec ou sans conjoint. Ce sont les ménages avec conjoint qui seront examinés le plus systématiquement, puisque ce sont eux qui sont directement touchés par la question de départ ; les ménages sans conjoint seront cependant étudiés comme groupe témoin. Parmi les ménages avec conjoint, nous distinguerons ceux où les deux conjoints sont sur le marché du travail et ceux où un seul est en emploi. Cette distinction, dont Simon LANGLOIS (1984) a démontré la pertinence pour les comportements de consommation, est d'autant plus importante que quatre variables à propos desquelles les données sont disponibles pour le répondant et le conjoint ont toutes trait à l'emploi.

Il s'agira alors de déterminer si le statut du conjoint a, indépendamment du statut du répondant, une influence sur le comportement électoral. Ceci peut être fait en comparant l'influence spécifique des caractéristiques du répondant et du conjoint dans les ménages où les deux conjoints travaillent, d'une part, et en comparant l'influence des caractéristiques du travailleur dans les ménages où seul le répondant travaille et dans ceux où seul le conjoint travaille. Nous pourrions ainsi préciser si les déterminants du vote varient selon le type de ménage.

A) Le vote péquiste : l'individu et le ménage

Notre premier exercice consistera à comparer les résultats de deux analyses de régression PROBIT mettant en relation le vote péquiste, d'une part, et treize variables socio-économiques, d'autre part, chez les électeurs francophones. Les deux régressions se distinguent en ce que, dans la première, toutes les caractéristiques sont définies en termes individuels alors que, dans la deuxième, les variables d'emploi sont opérationnalisées en fonction de la situation du ménage, à savoir l'occupation du principal gagne-pain, la présence d'un employé du secteur public, d'un syndiqué ou l'expérience de chômage dans le ménage. Si les caractéristiques du conjoint ne sont pas pertinentes, la première régression devrait donner de meilleurs résultats que la seconde, puisque cette dernière n'ajouterait que du bruit aléatoire. Si les caractéristiques du conjoint sont tout aussi importantes que celles du répondant, la deuxième régression devrait donner de tout aussi bons résultats.

Les résultats sont présentés aux tableaux 1 et 2, qui indiquent l'effet spécifique des quatre variables d'emploi sur le vote des francophones, selon que l'unité d'analyse est définie comme l'individu (équation A) ou le ménage (équation B). Le tableau 1 inclut l'ensemble des francophones dont l'intention de vote est connue, alors que le tableau 2 ne concerne que ceux qui avaient appuyé le Parti québécois en 1981, permettant ainsi de comparer la loyauté péquiste de différents groupes et d'examiner les déplacements du vote (un

TABLEAU 3

Vote péquiste et caractéristiques socio-économiques¹
chez les francophones, élection de 1985.

(coefficient PROBIT transformé)²
(N = 610)

Conjoint	- 0.09 (- 1.71) *	Revenu ³ (log)	+ 0.03 (+ 1.30) *
Région	+ 0.05 (+ 1.09)	Scolarité (log)	+ 0.05 (+ 1.77) **
Lieu de naissance	+ 0.26 (+ 2.61) ***	Syndicalisation	+ 0.07 (+ 1.58) *
Langue	+ 0.06 (+ 1.17)	Chômage	+ 0.02 (+ 0.35)
Religion	- 0.23 (- 4.41) ***	Secteur d'emploi	- 0.07 (- 1.43) *
Sexe	- 0.03 (- 0.71)	Occupation	+ 0.10 (+ 2.04) ***
Âge	- 0.03 (- 0.46)	Constante	- 0.45 (- 2.67) ***

1. La valeur 1 renvoie aux catégories suivantes : *conjoint* : présence d'un conjoint ; *région* : Montréal ; *lieu de naissance* : Québec ; *langue* : bilingue ; *religion* : fréquentation de cérémonies religieuses toutes les semaines ; *sexe* : homme ; *âge* : 43 ans et moins ; le *revenu* et la *scolarité* sont traités comme des variables numériques et les coefficients indiquent la différence entre la valeur moyenne et la valeur moyenne plus un écart-type ; *syndicalisation* : l'interviewé ou son conjoint est syndiqué ; *chômage* : l'interviewé ou son conjoint a été en chômage au cours de la dernière année ; *secteur d'emploi* : l'interviewé ou son conjoint est dans le secteur public ; *occupation* : le principal gagne-pain du ménage est ouvrier.

2. Entre parenthèses : valeur du test « t ».

3. Il s'agit du revenu du ménage divisé par le nombre de personnes dans le ménage.

* Significatif à 10% (test unilatéral).

** Significatif à 10% (test bilatéral).

*** Significatif 5% (test bilatéral).

coefficient négatif signifiant que le Parti québécois a perdu davantage de votes dans un groupe donné).

On remarquera d'abord que les effectifs sont plus élevés lorsque les données sont définies en fonction du ménage, puisqu'on récupère ainsi les individus qui ne travaillent pas mais dont le conjoint est sur le marché du travail. Il ressort par ailleurs que la régression B donne des résultats tout aussi intéressants que la régression A. Ceci nous amène à conclure que les caractéristiques du conjoint sont pertinentes dans l'explication du vote.

Ceci étant établi, on peut se demander si le type de ménage exerce une influence quelconque sur le vote. À cet effet, dans un autre texte sur la clientèle péquiste (BLAIS et CRÊTE, 1986), nous avons déjà noté que les ménages avec conjoint avaient eu un peu moins tendance à appuyer le Parti québécois en 1985 ; la tendance est cependant faible et n'est significative qu'à un seuil de 10%. Les résultats complets sur lesquels sont fondés cette conclusion sont présentés au tableau 3 (où l'on retrouve d'ailleurs les coefficients des variables d'emploi de la régression B du tableau 1). La propension des Québécois vivant seuls à voter un peu plus pour le Parti québécois peut être mise en parallèle avec celle des Américains vivant seuls à appuyer nettement plus le Parti démocrate. (PLISSNER, 1983). Les raisons sous-jacentes à ce « *marriage gap* » n'ont pas encore été examinées de façon systématique. Plissner émet l'hypothèse que « les gens mariés sont davantage susceptibles d'accrocher aux valeurs conservatrices dont les Républicains, et Reagan en particulier, parlent abondamment » (p. 53). Dans cette perspective, ce serait parce qu'ils sont davantage conservateurs que les Québécois vivant avec un conjoint appuieraient moins le Parti québécois, un parti associé à l'idée de changement.

TABLEAU 4

L'impact du type de ménage¹ sur le vote péquiste chez les francophones, élection de 1985.

(coefficient PROBIT transformé)²

(N = 534)

TYPE DE MÉNAGE	
Avec conjoint : 1 travaillant	- 0.17 (- 2.83)**
Avec conjoint : 2 travaillant	- 0.08 (- 1.33)*

1. La valeur manquante est le ménage sans conjoint. Les valeurs des coefficients pour les douze autres variables socio-économiques (voir le tableau 3) ne sont pas présentées ici.

2. Entre parenthèses : valeur du test « t ».

* Significatif à 10% (test unilatéral).

** Significatif à 5% (test bilatéral).

TABLEAU 5

Vote péquististe et variables d'emploi¹ chez les francophones
selon le type de ménage, élection de 1985.
(coefficient PROBIT transformé)²

	TYPE DE MÉNAGE			
	Sans conjoint (N = 131)	Avec conjoint		
		Seul l'interviewé travailleur (N = 110)	Seul le conjoint travailleur (N = 104)	Les deux conjoints travaillent (N = 187)
		Interviewé	Conjoint	
Syndicalisation	+0.06 (+0.71)	+0.18 (+1.51)*	-0.27 (-2.76)***	-0.03 (-0.36)
Chômage	-0.05 (-0.70)	+0.30 (+1.84)**	+0.17 (+1.46)*	-0.08 (-0.68)
Secteur d'emploi	+0.22 (+2.08)***	-0.28 (-2.17)***	+0.04 (+0.25)	-0.02 (-0.19)
Occupation	+0.09 (+0.96)	+0.28 (+2.14)***	+0.03 (+0.20)	+0.10 (+1.07)

1. La valeur 1 renvoie aux valeurs suivantes : *syndicalisation* : l'interviewé (ou son conjoint) est syndiqué ; *chômage* : l'interviewé (ou son conjoint) a été en chômage au cours de la dernière année ; *secteur d'emploi* : l'interviewé (ou son conjoint) est dans le secteur public ; *occupation* : l'interviewé (ou son conjoint) est ouvrier. Les valeurs des coefficients pour les neuf autres variables (voir le tableau 3) ne sont pas présentées ici.

2. Entre parenthèses : valeur du test « t ».

* Significatif à 10% (test unilatéral).

** Significatif à 10% (test bilatéral).

*** Significatif à 5% (test bilatéral).

On peut pousser un peu plus loin l'analyse et distinguer parmi les ménages à deux conjoints ceux où les deux sont sur le marché du travail de ceux où un seul travaille. Le tableau 4 présente les résultats lorsque les ménages sans conjoint sont opposés successivement aux ménages où les deux conjoints travaillent et à ceux où un seul travaille. Il se dégage que l'opposition la plus significative se retrouve entre les ménages individuels et les ménages de type traditionnel, où un seul des conjoints est sur le marché du travail. Ce résultat va dans le sens de l'explication proposée plus haut, les ménages de type traditionnel s'avérant être les moins péquistes parce que plus conservateurs.

Il est une dernière variable qui présente un intérêt pour les fins de cette étude et c'est le revenu familial. Dans la problématique que nous avons privilégiée, ce ne devrait pas être le niveau de revenu qui importe, mais bien le revenu *relatif* à la situation démographique du ménage. Il est utile, de ce point de vue, de comparer le pouvoir d'explication du revenu total d'une part et du revenu relatif d'autre part, c'est-à-dire le revenu total divisé par le nombre de personnes dans le ménage. Tel qu'anticipé, le revenu relatif donne des résultats plus intéressants. Le tableau 3, qui prend en considération cette variable, indique que le revenu relatif exprimé en termes logarithmiques a une influence significative à 10% (test unilatéral). Une analyse de régression avec les mêmes variables, mais substituant le revenu total au revenu relatif, donne une valeur du «t» très inférieure ($t = -0.86$).

B) *Le vote péquiste et les types de ménage*

La section précédente a permis d'établir qu'on a tout avantage à prendre en considération les caractéristiques du ménage lorsqu'il s'agit d'expliquer le comportement électoral d'un individu. Nous allons maintenant approfondir cette question en examinant de façon spécifique l'influence respective des caractéristiques de l'individu et de celles de son conjoint dans différents types de ménage. Nous allons vérifier l'hypothèse selon laquelle la situation du conjoint est tout aussi pertinente que celle du répondant. Il devrait s'ensuivre que, dans les ménages où les deux conjoints travaillent, l'occupation, le secteur d'emploi, la syndicalisation et l'expérience de chômage du conjoint ont une influence aussi grande que l'occupation, le secteur d'emploi, la syndicalisation et l'expérience de chômage du répondant. De même, dans les ménages où seul le conjoint travaille, la situation de celui-ci devrait influencer le vote de l'individu de la même façon que le statut du répondant pèse sur son vote dans les ménages où lui seul travaille.

Les résultats sont présentés aux tableaux 5 et 6. Dans l'ensemble, l'hypothèse tend à être partiellement confirmée. Dans les deux tableaux, cinq fois la

TABLEAU 6

Vote péquiste et variables d'emploi¹ chez les francophones péquistes de 1981, selon le type de ménages, élection de 1985.
(coefficient PROBIT transformé)²

	TYPE DE MÉNAGE			
	Sans conjoint (N = 70)	Avec conjoint		
		Seul l'interviewé travaille (N = 66)	Seul le conjoint travaille (N = 60)	Les deux conjoints travaillent (N = 115)
	Interviewé	Conjoint	Conjoint	
Syndicalisation	+0.15 (+ 1.15)	-0.002 (-0.003)	+0.33 (+ 2.46) ***	-0.25 (- 2.18) ***
Chômage	-0.03 (-0.25)	+0.10 (+ 1.08)	-0.45 (- 1.89) **	-0.12 (- 1.08)
Secteur d'emploi	-0.11 (-0.72)	-0.09 (- 1.00)	-0.03 (-0.20)	-0.16 (- 1.24)
Occupation	-0.22 (- 1.65) *	-0.84 (- 2.93) ***	-0.45 (- 1.09)	-0.20 (- 1.51) *
				-0.01 (-0.10)

1. La valeur 1 renvoie aux valeurs suivantes : *syndicalisation* : l'interviewé (ou son conjoint) est syndiqué ; *chômage* : l'interviewé (ou son conjoint) a été en chômage au cours de la dernière année ; *secteur d'emploi* : l'interviewé (ou son conjoint) est dans le secteur public ; *occupation* : l'interviewé (ou son conjoint) est semi-professionnel. Les valeurs des coefficients pour les neuf autres variables (voir tableau 3) ne sont pas présentées ici.

2. Entre parenthèses : valeur du test « t ».

* Significatif à 10% (test unilatéral).

** Significatif à 10% (test bilatéral).

*** Significatif à 5% (test bilatéral).

caractéristique du répondant s'avère significative au seuil de 5%,⁶ contre deux fois pour ce qui est des caractéristiques du conjoint, ce qui indique qu'il faut tenir compte de la situation des deux conjoints, même si celle du répondant a plus de poids. Si l'on utilise un seuil de 10% avec un test unilatéral, la caractéristique du répondant est pertinente huit fois, et celle du conjoint, quatre fois. On peut donc conclure que les caractéristiques du répondant sont plus importantes que celles du conjoint mais que ces dernières contribuent également à l'explication.

Quelques autres constatations peuvent être faites. D'abord, c'est chez les couples où un seul des conjoints travaille que les variables d'emploi s'avèrent les plus pertinentes. Cela s'explique probablement par le fait que, dans ce type de ménage, les caractéristiques de l'emploi exercé définissent de façon beaucoup plus nette la position sociale.

Pour déterminer quelles variables d'emploi s'avèrent les plus déterminantes, et dans quel type de ménage, il nous apparaît utile de distinguer les variables «secteur» et «occupation», qui nous semblent renvoyer à la nature même du travail exercé, et les variables «syndicalisation» et «chômage», qui ont davantage trait à l'environnement socio-politique.⁷ C'est chez les répondants dont le conjoint ne travaille pas que l'effet des variables les plus directement liées à l'emploi se fait sentir, ce qui n'est guère surprenant.

Finalement, les résultats ayant trait à la syndicalisation sont particulièrement intrigants. Celle-ci a un effet positif sur le vote péquiste dans les ménages où seulement l'un des deux conjoints travaille et un effet négatif dans les ménages où les deux travaillent. On a déjà observé que les syndicats ont contribué à véhiculer le message péquiste dans les milieux qui lui étaient les plus imperméables. (BLAIS et NADEAU, 1984 ; BLAIS et CRÊTE, 1986.) On peut peut-être comprendre que dans les ménages les plus traditionnels, où un seul des conjoints travaille, la syndicalisation incite à appuyer le Parti québécois. Dans les ménages «modernes» (où les deux conjoints travaillent), par contre, la syndicalisation semble nuire au Parti québécois.

*

* *

Nous nous sommes demandé au départ si le vote est une décision individuelle ou de couple. Les données que nous avons présentées permettent d'établir

6. Cette analyse ne tient évidemment pas compte des ménages sans conjoint.

7. La variable «secteur» pourrait aussi être considérée comme un aspect de l'environnement mais, dans le contexte québécois, elle a une résonance beaucoup plus directe. En 1985, être fonctionnaire provincial, cela veut dire qu'on a été touché par des coupures de salaire importantes.

qu'elle est en bonne partie une décision de couple. On obtient de meilleurs résultats lorsqu'on tient compte des caractéristiques d'emploi des deux conjoints dans un ménage plutôt que des seules caractéristiques de l'individu. Le type même de ménage a un effet sur le vote d'un individu. De façon encore plus spécifique, dans les ménages avec conjoint, les caractéristiques du conjoint sont presque aussi importantes que celles de l'interviewé. Finalement, les facteurs influençant le vote varient selon le type de ménage.

De tels résultats ont des implications méthodologiques évidentes. Ils montrent bien la nécessité, lorsqu'on veut examiner le lien entre comportement électoral et variables socio-économiques, de prendre en considération les caractéristiques du conjoint tout autant que celles de l'individu. À cet égard, les données que nous avons utilisées sont elles-mêmes incomplètes, puisque c'est seulement à propos des variables d'emploi que nous disposons d'informations sur les conjoints. Il y aurait lieu de voir si les mêmes tendances émergent pour l'âge et la scolarité, en particulier.

Sur le plan théorique, le phénomène le plus significatif est la différence entre les ménages traditionnels — ceux composés de deux conjoints dont un seul travaille — et les ménages modernes — soit ceux sans conjoint ou de deux conjoints sur le marché du travail. C'est dans le premier groupe que les variables d'emploi se sont avérées le plus fortement associées au vote. Dans notre enquête, ces ménages traditionnels ne constituent que 32 % des ménages sur le marché du travail et que 27 % de l'ensemble des ménages. Le déclin relatif de ce type de ménage ne serait-il pas un des facteurs d'explication de la diminution du vote de classe, observée dans un grand nombre de démocraties? (CRÊTE et BLAIS, 1986.) C'est là, à notre avis, une hypothèse qu'il conviendrait d'examiner de plus près.

André BLAIS

*Département de science politique,
Université de Montréal.*

Jean CRÊTE

*Département de science politique,
Université Laval.*

BIBLIOGRAPHIE

- ALDRICK, J.H., et F.D. NELSON, *Linear Probability, Logit, and Probit Models*, Beverly Hills, Sage, 1984.
- BLAIS, A., et J. CRÊTE, « La clientèle péquiste en 1985 : caractéristiques et évolution », *Politique*, X, 1986 : 5-29.
- BLAIS, A., J. CRÊTE et G. LACHAPPELLE, « L'élection québécoise de 1985 : un bilan des sondages », *Revue canadienne de science politique*, XIX, 1986 : 325-343.
- BLAIS, A., et R. NADEAU, « L'appui au Parti québécois : évolution de la clientèle de 1970 à 1981 », dans : J. CRÊTE (dir.), *Comportement électoral au Québec*, Chicoutimi, Gaëtan Morin, 1984 : 279-316.
- BLAKE, D.E., *Political Worlds: Parties and Voting in British Columbia*, Vancouver, University of British Columbia Press, 1985.
- CAMPBELL, Angus, *The Sense of Well Being in America: Recent Pattern and Trends*, New York, McGraw-Hill, 1981.
- CLARKE, H.D., J. JENSON, L. LEDUC et J. PAMMETT, *Political Choice in Canada*, Toronto, McGraw-Hill, 1979.
- CRÊTE, J., et A. BLAIS, « Comportements et attitudes de masse : changement et stabilité », communication au colloque Générations et changements politiques, Québec, Université Laval, 19 juin 1986.
- HEATH, Anthony, Roger JOWELL et John CURTICE, *How Britain Votes*, Oxford, Pergamon Press, 1985.
- LANGLOIS, Simon, « L'impact du double revenu sur la structure des besoins dans les ménages », *Recherches sociographiques*, XXV, 2, 1984 : 211-265.
- MADDALA, G.S., *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge (Mass.), Cambridge University Press, 1983.
- PLISSNER, Martin, « The marriage gap », *Public Opinion*, VI, février-mars 1983 : 53-55.
- PRESCOTT, David, Robert SWIDINSKYAND et David WILTON, « Labour supply estimates for low income heads of household using Mincome data », *Revue canadienne d'économique*, XIX, février 1986 : 134-142.
- SCHNEIDER, Annerose, « Patterns of social interaction », dans : A. SZALAI (éd.), *The Use of Time*, La Haye, Mouton, 1972 : 317-334.
- SCHOENBACH, Carrie, « Effects of husband's and wife's social status on psychological functioning », *Journal of Marriage and the Family*, XLVII, août 1985 : 597-609.