

Analyse du profil
psychologique des répondants francophones
en regard de la question constitutionnelle

Pierre-Alain Cotnoir

mai 1995

Introduction

Notre groupe¹ a effectué au cours des trois dernières années de nombreux travaux afin d'être en mesure de modéliser les changements d'opinion survenant au sein de l'électorat québécois. Dans le schéma causal traditionnel, les variations de la variable dépendante peuvent être prédites à l'aide d'une ou de plusieurs variables indépendantes. Les variables indépendantes habituellement utilisées dans ce type de recherche décrivent les caractéristiques socio-démographiques des répondants. Cette approche a toutefois ses limites. Il est parfois difficile de prédire sur la seule base de ces variables le comportement politique des répondants. Les choix constitutionnels offrent un bon exemple des limites rencontrées par cette approche. Quatre choix sont depuis plus d'une vingtaine d'années utilisés afin de décrire les préférences constitutionnelles des répondants: l'indépendance, la souveraineté-association, le statut particulier et le statu quo. Il est relativement aisé de procéder à des distinctions entre les répondants sur la seule base de la langue maternelle. Mais chez les francophones, l'utilisation des autres variables de socialisation, tel que le niveau de scolarité ou l'âge, ne permet pas vraiment de circonscrire les catégories de répondants pour ces différentes options, plus particulièrement pour les deux modalités du centre, la souveraineté-association et le statut particulier. Nous avons donc introduit dans le schéma causal un nouveau type de variable: les variables intervenantes².

Dans un premier temps, nous inspirant des travaux de Katz et Kahn (1966) sur le *National Involvement*³, nous avons utilisé une échelle trifactorielle mesurant le type et le niveau d'adhésion à un groupe. Le modèle de Katz et Khan pose comme postulat de base que trois facteurs principaux fondent l'appartenance d'un individu à une collectivité. L'aspect symbolique décrit l'identification d'un individu à un ensemble de symboles caractéristiques

d'une collectivité (drapeau, hymne national, monuments) qui renforce son sentiment d'appartenance au groupe. L'aspect normatif décrit le niveau d'adhésion aux règles ou normes du groupe d'appartenance. Et enfin, l'aspect fonctionnel concerne l'importance qu'accorde l'individu aux bénéfices matériels pouvant être obtenus par son appartenance au groupe.

Deux sondages menés successivement en juin et août 1992 à partir d'un même échantillon de mille répondants tiré de la population adulte québécoise ont permis de valider chez nous cette échelle. Les résultats obtenus ont, pour la première fois, permis d'établir, auprès de la population francophone, une distinction nette en fonction de deux options constitutionnelles voisines: la souveraineté-association et le statut particulier.

Les électeurs de type fonctionnel manifestaient une plus forte propension à appuyer l'option du statut particulier tandis que les électeurs de type non-fonctionnel favorisaient plutôt la souveraineté-association. Une segmentation similaire apparaissait pour la dimension normative, les répondants de type normatif appuyant plus fortement le statut particulier que la souveraineté-association. La dimension fonctionnelle étant plus discriminante, elle a donc été utilisée afin d'établir les axes de communication de la campagne référendaire de 1992 pour le camp du NON.

Cette première description de l'électorat devait être complétée lors de deux autres sondages menés en juin et août 1993. Les travaux de recherche réalisés à partir de ces terrains nous ont permis d'établir le constat suivant: l'électorat peut être segmenté en trois composantes principales en regard de l'orientation constitutionnelle, deux forts contingents d'électeurs au comportement ordonné et prévisible constituant les noyaux de base des

forces du OUI et du NON et un groupe plus restreint (15%-20%) au comportement politique chaotique.

Nos recherches ont fait ressortir que ce dernier groupe au comportement politique plus erratique est caractérisé par un intérêt manifestement plus faible envers l'actualité comparativement aux deux groupes stables. On observe au sein de cette frange de l'électorat des changements fréquents au niveau de l'adhésion aux partis et à leurs options constitutionnelles. En fait, la préférence momentanée envers un parti semble déterminer le choix de l'option constitutionnelle. Ce groupe est distinct des *indécis* en ce sens que ses membres manifestent des opinions politiques, mais celles-ci sont *instables*. Sur le plan de la composition socio-démographique, il s'y trouve une surreprésentation de l'élément féminin, de la cohorte d'âge des 25-34 ans, des répondants ne possédant qu'une scolarité de niveau secondaire. Les personnes sans emploi ou ayant un emploi précaire sont également en surnombre au sein de ce groupe par rapport à l'ensemble de la population. Sur le plan constitutionnel, la majorité des répondants provenant de ce groupe adhère à l'opinion voulant que le Québec dispose de plus de pouvoirs. Les individus appartenant à ce groupe s'identifient majoritairement en tant que Québécois, mais cet attachement ne signifie pas qu'ils rejettent le cadre canadien. Ce sont des fonctionnels pour qui l'appartenance à un groupe est liée aux avantages qu'apporte cette adhésion.

C'est auprès de cette catégorie de répondants que nous avons orienté nos recherches. Par plusieurs de ses caractéristiques socio-économiques, cette tranche de l'électorat correspond à des segments de la population pouvant se retrouver dans des situations favorisant la marginalisation sinon l'exclusion sociale.

Or, depuis le début des années quatre-vingt, de nombreuses recherches⁴ ont fait ressortir les liens existants entre plusieurs phénomènes de nature psychologique et

certaines formes d'exclusion sociale. L'un des facteurs psychologiques le mieux étudié, demeure le sentiment de **solitude**. Il ne s'agit pas tant ici d'isolement social que d'une insatisfaction exprimée par certains sujets envers le niveau ou la qualité des relations qu'ils entretiennent avec les autres. La littérature scientifique identifie deux types de solitude: la solitude émotionnelle et la solitude sociale. La solitude émotionnelle découle de certains événements de la vie: séparation, deuil, etc. Ce type de solitude résulte habituellement du stress causé par l'absence d'un attachement intime avec une personne donnée. La solitude sociale rend compte de la qualité perçue par l'individu des relations qu'il maintient avec son entourage: voisins, camarades de travail, famille, etc.

Comme le relève Jones, ce facteur psychologique s'est avéré l'un des meilleurs indices afin de prédire l'ajustement d'un individu à son milieu.

« En d'autres mots, des gens qui sont bien intégrés au sein d'un réseau d'amis, de parents, de voisins, de collègues de travail sur lesquels ils peuvent compter pour leur bien-être, leur camaraderie ou leur sécurité, sont beaucoup mieux ajustés socialement que des individus auxquels manque un tel réseau ou qui, plus souvent qu'autrement, perçoivent leur réseau social comme n'offrant pas ce support. »⁵

De nombreuses recherches nous permettent de lier le sentiment de solitude sociale avec plusieurs autres facteurs psychologiques rendant compte d'une plus grande vulnérabilité de l'individu aux diverses contraintes de la vie en société. Ainsi, une faible estime de soi corrèle fortement avec un fort sentiment de solitude sociale⁶. Un sentiment élevé de solitude sociale est lié à une faible confiance dans sa propre opinion, à une inclination plus forte à ne pas faire état de sa propre opinion publiquement et à une tendance plus grande à adopter l'opinion perçue comme majoritaire au sein de son entourage⁷. Un sentiment de solitude sociale accru concorde également avec une

détérioration de la perception de son milieu⁸. Finalement, la vulnérabilité à l'anxiété sociale est plus forte chez des gens manifestant un sentiment de solitude sociale élevé⁹. Or, l'un des effets de l'anxiété sociale reste le développement d'un fort sentiment d'incompétence: l'individu, doutant de ses propres capacités à améliorer sa situation, évite systématiquement les possibilités de changement afin de réduire son anxiété, entrant alors dans un cercle vicieux sans fin.

Le sentiment de solitude sociale possède une occurrence d'apparition relativement élevée au sein de la population. Dans une étude américaine, rapportée par Jones, 26% des répondants adultes interrogés ont avoué avoir ressenti de la solitude (*having felt lonely*) au cours des deux semaines précédant l'enquête.

Ce rapport entend donc scruter certaines dimensions psychologiques susceptibles d'influer sur le comportement politique des répondants. Notre modèle est à l'effet que des situations de marginalisation ou d'exclusion sociale entraînent une série de modifications de la perception que les individus ont d'eux-mêmes ou de leur entourage. Dans ce modèle, ce n'est plus seulement la socialisation qui rend compte des choix politiques, mais également le profil psychologique des répondants. Or, ce profil dépend fortement de leur perception sinon des conditions de leur vie en société. La figure 1 illustre ce modèle.

Dans celui-ci, l'électorat québécois est scindé en trois composantes principales: deux groupes au comportement politique relativement stable et un groupe présentant une plus grande instabilité dans ses choix politiques. Dans notre modèle, c'est au sein de ce dernier groupe que l'on retrouve également la plus forte proportion d'électeurs susceptibles de vivre des situations menant à certaines formes d'exclusion sociale. Le modèle postule conséquemment que c'est au sein de ce groupe, par comparaison à

l'ensemble de la population, que se manifesteront avec le plus d'acuité les tendances psychologiques suivantes: un sentiment de solitude sociale plus marqué, une plus faible estime de soi et une perception plus négative du milieu d'appartenance.

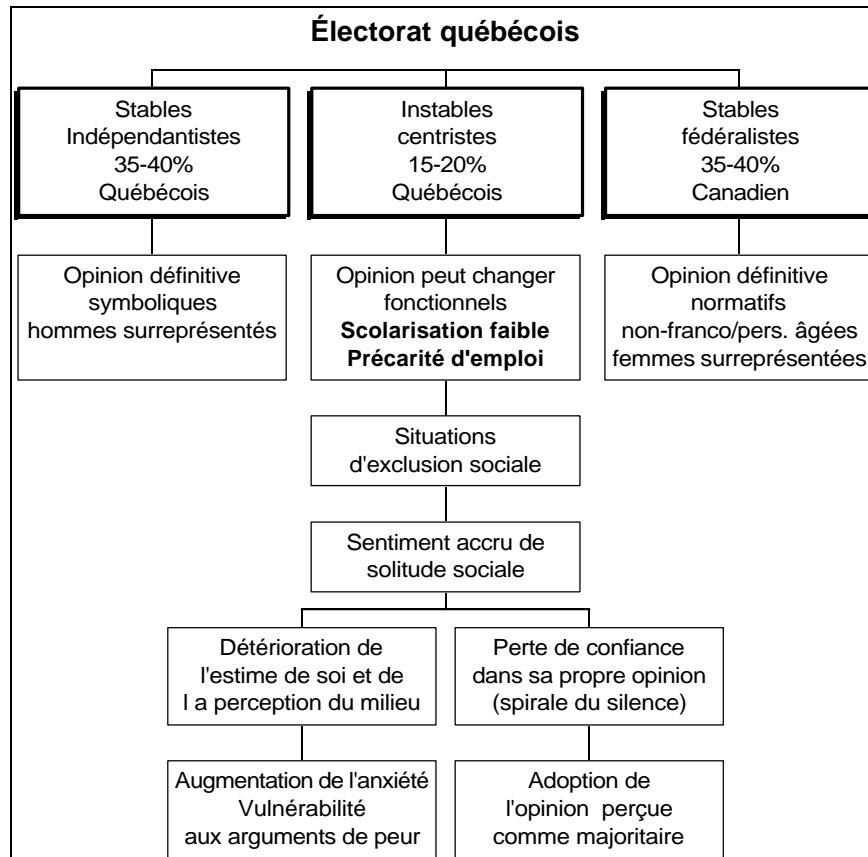


Figure 1

Notre modèle propose également un clivage entre les trois groupes en regard des trois dimensions cognitives décrivant les modalités d'appartenance d'un individu à une

collectivité, la dimension fonctionnelle ressortant plus particulièrement du groupe central.

À l'aide d'échelles de mesure permettant d'évaluer la contribution des ces différents facteurs psychologiques, cette recherche a pour but, d'une part, de contrôler l'hypothèse stipulant qu'il existe des différences significatives sur ces échelles en regard des attitudes et des perceptions des répondants francophones telles que mesurées lors des sondages de janvier et d'avril 1995. D'autre part, cette recherche entend vérifier notre seconde hypothèse à l'effet que la dimension fonctionnelle, telle que mesurée par notre *Échelle d'appartenance*, domine chez les répondants francophones présentant un comportement politique plus instable tandis que les répondants francophones appartenant au noyau souverainiste présenteront une dominante symbolique et les répondants francophones du noyau fédéraliste, une dominante normative.

Méthodologie

Un échantillon représentatif de la population adulte du Québec a été tiré à partir d'un programme informatique (Osiris) permettant de générer sur une base aléatoire des numéros de téléphone respectant les caractéristiques de leur distribution sur l'ensemble du territoire. Pour les besoins de cette recherche, nous avons déterminé huit grandes régions à l'intérieur desquelles, pour sept d'entre elles, un objectif de cent répondants avait été assigné alors que pour la huitième, couvrant la grande région de Montréal, ce sont six cents répondants qui devaient être rejoints. Les numéros de téléphone produits comprenant autant les numéros confidentiels que les lignes d'affaires ou les numéros non actifs, une épuration de la liste a été effectuée par les téléphonistes tout au cours de la première phase de cette enquête. Une sélection des répondants à l'intérieur des ménages respectant les paramètres d'une distribution statistique normale a également été effectuée à cette occasion par les interviewers. Au cours de la première phase de cette recherche, 1354 répondants ont été rejoints entre le 14 et le 24 janvier 1995¹⁰.

Puis, pour la seconde phase de cette enquête menée entre le 19 avril et le 28 avril 1995, 1008 répondants ont de nouveau été rejoints à partir de l'échantillon constitué des seules personnes contactées au cours de la première phase. Les fiches compilées pour chacun des participants aux deux sondages ont été fusionnées. Pour les besoins de cette étude, seules les données en provenance des 838 répondants de langue maternelle française qui ont participé au deuxième sondage, ont été utilisées.

Une adaptation de la *UCLA Loneliness Scale*, développée par Russell, Peplau et Cutrona en 1980 et améliorée en 1988 par Russell et Cutrona¹¹, a été élaborée pour les besoins de cette recherche. Cette adaptation a tenu compte des propositions de De

Grâce, Joshi et Pelletier (1993) dans leur propre adaptation réalisée à l'Université Laval auprès de la clientèle étudiante et de personnes du 3^e âge¹². Cette échelle comprend vingt énoncés autodescriptifs de l'apparition d'un sentiment de solitude sur une échelle de Likert allant de un (jamais) à quatre (très souvent). Cette échelle génère un pointage additif pour chacun des sujets et est unidimensionnelle. Plus le résultat est élevé, plus le répondant ressent de la solitude sociale.

L'adaptation d'une échelle développée par Luhtanen et Crocker (1992) à l'Université de New York à Buffalo, la *Collective Self-Esteem Scale* a été également réalisée¹³. Seize énoncés autodescriptifs ont pour but d'évaluer différents facteurs explicatifs du jugement que portent les répondants sur leur appréciation d'eux-mêmes au sein de leur milieu respectif de même que leur appréciation de ce même milieu. L'instrument produit diffère légèrement de la version américaine. Nous utilisons une mesure ordinale sur quatre rangs au lieu de sept et nous avons omis le laïus de présentation utilisé par les chercheurs américains. L'analyse factorielle, utilisant l'algorithme des composantes principales, permet d'extraire les facteurs explicatifs de la variance observée. Des scores pour chacun des facteurs variant entre -1 et 1 sur une échelle à intervalle sont attribués par la procédure statistique à chacun des répondants.

Ces deux échelles ont été appliquées lors de la première phase de la recherche en janvier 1995.

Une troisième échelle déjà utilisée en 1992 et 1993 a été de nouveau employée au cours de la deuxième phase. Cette échelle, établie à partir de la *National Involvement Scale* développée par Katz et Kahn, comporte une liste de 13 énoncés décrivant différentes situations de la vie en société. Les répondants doivent indiquer leur niveau d'accord pour chacun des énoncés sur une échelle à quatre rangs. De même que pour

l'échelle précédente, l'analyse factorielle permet d'extraire les facteurs explicatifs et d'attribuer des scores aux répondants.

Comme l'illustre la figure annexée, les résultats à ces trois échelles sont comparés aux réponses obtenues aux autres questions, les premières constituant nos variables dépendantes sur lesquelles peuvent porter les tests statistiques: un lot totalisant 987 comparaisons peut être soumis à l'analyse de variance.

Résultats obtenus

Validité des échelles de mesure

L'alpha de Cronbach, mesurant le niveau de consistance interne de l'*Échelle de solitude sociale*, est égal à 0,87. Ce niveau est comparable à celui obtenu par d'autres chercheurs et nettement satisfaisant en ce qui a trait à la validité interne de cette échelle.

En ce qui concerne les deux autres échelles, de type non-additive, onze énoncés sont conservés sur les 16 items de départ en ce qui a trait à l'*Échelle d'estime de soi collective*. La variance expliquée atteint 56,6%. L'indice Kaiser-Meyer-Olkin donne 0,88 (résultat considéré comme méritoire selon la nomenclature de Kaiser). Pour l'*Échelle d'appartenance*, la procédure appliquée en 1992 et 1993 a été réutilisée. Huit énoncés sont conservés afin d'expliquer 50,2% de la variance totale. L'indice KMO donne 0,56 (résultat jugé faible, mais néanmoins acceptable selon Kaiser).

Trois facteurs ont été extraits de l'*Échelle d'estime de soi collective*, donnant une évaluation de l'estime de soi, de la perception du milieu et une appréciation du milieu en regard de soi. Également, trois dimensions ont été extraites de l'*Échelle d'appartenance*: la dimension fonctionnelle, la dimension normative et la dimension symbolique

La validité externe des deux premières échelles correspond à ce que la littérature scientifique nous en apprend. Les corrélations obtenues entre, d'une part, les facteurs d'estime de soi et de perception du milieu et, d'autre part, le pointage de solitude

sociale, sont hautement significatives ($p=0,0000$), soit de $-0,32$ dans le premier cas et de $-0,33$ dans le second cas.

En ce qui a trait à une comparaison de l'*Échelle d'appartenance* avec d'autres types de mesure, nous n'avons pas retracé d'études comparables à la nôtre à ce chapitre. Cependant, comme nous le verrons plus loin, les différences notées dans les précédentes recherches réapparaissent de nouveau dans celle-ci, nous assurant indirectement de la validité externe de cet outil d'évaluation.

Comparaison avec les variables indépendantes (ANOVA)

Nous avons procédé à des analyses de variance entre les résultats aux différentes échelles (variables dépendantes) et les résultats obtenus dans les diverses autres sections des deux questionnaires (variables indépendantes). Compte-tenu de la relative imprécision des instruments de mesure, nous n'avons retenu, à quelques exceptions près, que les différences les plus significatives. Nous ne présentons ici qu'une sélection non exhaustive des résultats obtenus, certains illustrés par des graphiques en annexe.

Le socio-démographique

Des différences convergeantes entre les deux premières échelles apparaissent nettement en ce qui concerne les variables socio-démographiques. Dans l'ensemble, les scores obtenus sur l'*Échelle de solitude sociale* sont distinctement plus élevés pour les répondants bénéficiant de revenus de moins de 20 000 \$ ($p=0,0096$) de même que ceux en recherche d'emploi ($p=0,0024$).

Des différences éloquentes surgissent entre les différents indicateurs socio-démographiques en ce qui a trait au premier des trois facteurs mesurés par l'*Échelle d'estime de soi collective*. En ce qui a trait aux catégories occupationnelles, les répondants des catégories en recherche d'emploi, à la maison et retraité présentent des scores moyens nettement négatifs pour le facteur mesurant l'estime de soi ($p=0,0000$). Des différences surgissent également entre les cohortes d'âge, les jeunes et les personnes âgées présentant des résultats négatifs ($p=0,0000$). Le niveau de scolarité est également fortement corrélé avec ce facteur: plus les gens sont scolarisés meilleure est leur estime d'eux-mêmes ($p=0,0000$). Le descripteur des différentes catégories de revenus produit des différences analogues: meilleurs sont les revenus, plus forte est l'estime de soi ($p=0,0000$). Finalement, dans l'ensemble les femmes présentent des résultats plus positifs sur cette échelle que les hommes qui obtiennent même, en moyenne, des résultats légèrement négatifs. Il semble que la perte d'un emploi, la mise à la retraite, ou des difficultés d'intégration à la société produisent plus d'effets nocifs sur l'estime de soi chez les hommes que chez les femmes ($p=0,0011$). Probablement que chez ces dernières, l'importance accordée à la réussite sociale est compensée par d'autres valeurs liées à la socialisation différentielle des sexes. Les personnes ne s'impliquant jamais au sein d'organismes bénévoles dans leur milieu obtiennent en moyenne des scores négatifs pour l'estime de soi ($p=0,0019$).

Le facteur mesurant la perception du milieu donne des résultats légèrement différents. Si, ici encore, les personnes en recherche d'emploi ont des scores moyens négatifs, ceux-ci sont positifs pour les personnes à la maison ou retraitées. Les étudiants sont également plus enclins à percevoir plutôt négativement leur entourage ($p=0,0005$). Les femmes ont en moyenne une perception positive de leur milieu tandis que les hommes présentent un score moyen légèrement négatif ($p=0,0017$).

Finalement, le facteur mesurant le milieu en regard de soi donne des résultats surprenants, positifs pour les personnes travaillant à temps partiel, celles à la maison ou retraitées, négatifs pour les personnes en recherche d'emploi ou aux études ($p=0,0008$). Les personnes de plus de 55 ans obtiennent pour ce facteur des scores fortement positifs ($p=0,0002$). La fréquentation religieuse ($p=0,0000$) comme l'implication bénévole ($p=0,0001$) produisent également des résultats quasi-linéaires: plus une personne dit s'impliquer bénévolement ou pratiquer sa religion, plus elle risque d'obtenir un score élevé pour ce facteur.

En ce qui concerne l'*Échelle d'appartenance*, nous avons retrouvé en regard des descripteurs socio-démographiques les mêmes différences que lors des études précédentes. La dimension fonctionnelle trace une courbe en fonction des cohortes d'âge: les 18-34 ans sont fortement fonctionnels, les cohortes d'âge médian (les babyboomers!) sont dans des proportions inverses non-fonctionnels, la courbe remontant légèrement pour les cohortes plus âgées ($p=0,0162$). Le niveau de scolarité est en relation inverse avec la dimension fonctionnelle: moins une personne est scolarisée, plus elle obtient un score élevé sur la dimension fonctionnelle ($p=0,0000$). Les catégories occupationnelles donnent également un portrait convergeant, les catégories suivantes présentant des scores moyens positifs: sans emploi, aux études ou à la maison ($p=0,0029$). Les catégories de revenus génèrent également des différences: les répondants gagnant moins de 40 000 \$ annuellement ont un score moyen positif et ceux des catégories supérieures un score moyen négatif ($p=0,0001$).

En ce qui concerne la dimension normative, les cohortes d'âge présentent des différences notables. Les cohortes jeunes obtiennent des scores moyens fortement négatifs tandis que pour les cohortes âgées, c'est l'inverse. L'indice de fréquentation religieuse permet de déceler également des différences entre les répondants: les

répondants fréquentant régulièrement ou à l'occasion les offices religieux obtiennent des scores moyens positifs, alors que ceux ne fréquentant jamais obtiennent des scores négatifs ($p=0,0031$). Les résultats aux catégories d'occupation concordent avec les autres indices: les catégories d'occupation à la maison, à la retraite ou sans emploi donnent des scores moyens positifs tandis que les catégories aux études, au travail à temps partiel ou à temps plein, produisent des scores moyens négatifs ($p=0,0034$).

Finalement en ce qui concerne la dimension symbolique, il existe une différence appréciable entre les hommes et les femmes, les hommes obtenant un score moyen positif et les femmes négatif ($p=0,0000$). Un second clivage apparaît également entre les cohortes jeunes et plus âgées: les moins de 35 ans ont un score moyen négatif, alors que les 35 ans et plus ont un score moyen positif ($p=0,0003$).

L'examen des descripteurs socio-démographiques confirme les hypothèses contenues dans notre modèle. Les échelles de solitude sociale et d'estime de soi sont sensibles aux variables révélant une plus grande fragilité sociale. Par ailleurs, la distribution des scores pour les trois facteurs de l'*Échelle d'appartenance* varie tant en fonction de l'âge et du sexe des répondants, qu'en fonction de leur situation sociale.

Les sujets d'actualité et les habitudes médiatiques

La situation de l'emploi ou la dette des gouvernements sont des sujets d'intérêt qui présentent des variations significatives en regard de la mesure de la solitude sociale ou de l'estime de soi. En moyenne, plus les répondants s'intéressent à ces deux sujets, moins ils présentent un pointage élevé de solitude sociale ($p=0,0002$; $p=0,0044$) et plus ils ont une forte estime d'eux-mêmes ($p=0,0075$; $p=0,0002$). L'intérêt envers *la baisse de la pratique religieuse* varie en relation linéaire avec la dimension normative

de l'*Échelle d'appartenance* ($p=0,0000$) et avec le facteur du milieu en regard de soi de l'*Échelle d'estime de soi collective* ($p=0,0000$), il varie concomitamment en relation inverse avec la dimension symbolique de l'*Échelle d'appartenance* ($p=0,0004$). L'intérêt envers *l'avenir politique du Québec*, l'intérêt envers *le terrorisme international* ou l'intérêt envers *la montée des taux d'intérêts* sont en relation inverse avec la dimension fonctionnelle ($p=0,0021$). De manière générale, les préoccupations de nature politique ou économique ont moins d'emprise sur les répondants présentant un contour de type fonctionnel ou plus sensibles à la solitude sociale.

Dans l'ensemble, les répondants qui ne s'intéressent que faiblement aux émissions d'information ont tendance à manifester une plus grande sensibilité à la solitude sociale, de même qu'une plus faible estime de soi. Ces résultats concordent avec le temps consacré à la lecture des journaux: les gens qui lisent le moins les quotidiens (moins d'une heure par semaine, $p=0,0008$) obtiennent des pointages élevés sur l'échelle de solitude sociale. Les répondants qui passent le plus grand nombre d'heures devant leur téléviseur, ont un score moyen négatif pour le facteur d'estime de soi (plus de vingt heures par semaine, $p=0,0003$). Les émissions d'informations diffusées par les réseaux TVA et SRC rejoignent des auditoires présentant des profils psychologiques différents. Les répondants de type fonctionnel dominant au sein du public TVA tandis que ce sont ceux de type non-fonctionnel qui se retrouvent en plus grand nombre au sein du public SRC. La dimension normative produit dans une moindre mesure un clivage équivalent: le bulletin de nouvelles de TVA est plus fréquemment suivi par des répondants de type normatif ($p=0,0000$). Les quotidiens sont également lus par des clientèles offrant des profils différents: *La Presse*, *Le Soleil* et *Le Devoir* recrutent essentiellement des publics non-fonctionnels et non-normatifs, à l'inverse du *Journal de Montréal* et de *Québec*.

La participation politique

La participation aux différents scrutins provinciaux corrèlent très fortement avec le pointage obtenu sur l'*Échelle de solitude sociale*, ainsi qu'avec les scores découlant des trois facteurs extraits de l'*Échelle d'estime de soi collective*. De manière générale, moins une personne a participé aux différents scrutins, plus elle manifeste un sentiment élevé de solitude sociale et plus elle possède une mauvaise estime d'elle-même ou de son milieu.

Les répondants qui disent avoir déjà voté pour le PLQ lors des scrutins passés obtiennent en moyenne un score positif pour le facteur perception du milieu, alors que ceux qui disent n'avoir jamais appuyé cette formation politique ont un score moyen négatif pour ce dernier facteur ($p=0,0041$). Les répondants qui disent avoir soit appuyé l'UN ($p=0,003$) ou le Crédit social ($p=0,003$) par le passé présentent des scores moyens très positifs pour le facteur, le milieu en regard de soi, confirmant notre impression voulant que ce facteur mesure une certaine forme de conservatisme social.

L'on peut déceler des différences significatives au niveau de l'intention de vote provincial telle qu'elle apparaissait en avril 1995: si les sympathisants du PLQ et du PQ font montre d'une estime de soi positive, les supporters de l'ADQ affichent, en moyenne, une estime de soi négative ($p=0,0134$). Par contre, ces derniers partagent avec les sympathisants du PQ une deuxième caractéristique: les deux contingents de répondants obtiennent des scores moyens négatifs pour la dimension fonctionnelle, ici ce sont les sympathisants libéraux qui décrochent un score moyen positif ($p=0,0287$). Au niveau fédéral, les supporters du PC obtiennent un pointage de solitude sociale plus élevé que ceux qui disent vouloir appuyer le PLC ou le BQ ($p=0,0096$). Les sympathisants du PC et du PLC ont des scores moyens positifs pour le facteur,

perception du milieu, tandis que les bloquistes obtiennent un score moyen relativement neutre ($P=0,0086$).

La satisfaction face aux chefs politiques

Le niveau de satisfaction exprimée au cours d'avril à l'égard des chefs politiques est fortement teinté par les facteurs cognitifs générés par l'*Échelle d'appartenance*. Les scores obtenus pour la dimension normative varient en relation inverse avec le niveau de satisfaction exprimée à l'égard de Jacques Parizeau ($p=0,0004$) ou de Lucien Bouchard ($p=0,001$) et en relation directe avec le niveau de satisfaction manifestée à l'endroit de Jean Chrétien ($p=0,0000$): autrement dit, les leaders souverainistes reçoivent des appuis en provenance de répondants de type non-normatif et Jean Chrétien en reçoit de répondants normatifs. Pour la dimension symbolique, les résultats sont à l'opposé: plus les répondant se disent satisfaits de Jean Chrétien ($p=0,0000$) ou de Daniel Johnson ($p=0,0001$), plus ils obtiennent des scores négatifs à la dimension symbolique.

Mario Dumont présente un portrait particulier. Ceux qui se disent le moins ou le plus satisfait ont des scores positifs sur la dimension normative, alors que ceux qui présentent un niveau de satisfaction mitoyen ont des scores négatifs pour ce facteur ($p=0,0046$). Par contre, les répondants les plus satisfaits de Mario Dumont obtiennent en moyenne des scores positifs élevés pour la dimension fonctionnelle.

Les perceptions et attitudes référendaires

Les répondants qui présentent la plus faible compréhension de certains éléments de définition de la souveraineté obtiennent également un haut pointage sur l'échelle de solitude sociale ou de faibles scores pour le facteur mesurant l'estime de soi. De

manière semblable, les répondants de type fonctionnel sont plus enclins à penser qu'advenant la souveraineté, le Québec ne percevrait pas tous les impôts, tandis que les répondants qui pensent le contraire sont plutôt de type non-fonctionnel ($p=0,0092$).

Un revirement de situation intéressant se produit lorsque l'on examine les alternatives référendaires. Les répondants qui appuient la souveraineté telle que définie dans l'avant projet de loi et ceux qui s'opposent aux alternatives portant soit sur l'union politique ou le transfert de pouvoirs sont clairement de type non-fonctionnel.

Des analyses plus fines des transferts d'opinion entre ces alternatives montrent clairement que les répondants qui passent d'un non à la souveraineté à un oui à l'union politique appartiennent à la tendance fonctionnelle, alors que ceux qui passent du oui au non sont très fortement de tendance non-fonctionnelle ($p=0,0000$).

Nous utilisons quatre variables qui nous permettent de prédire avec un taux de succès de près de 86% le choix référendaire des répondants: il s'agit de la confiance dans les capacités du Québec à réaliser la souveraineté ou à être un pays souverain, du droit du Québec à devenir un pays indépendant et du constat d'échec du fédéralisme canadien. La distribution, en fonction de l'*Échelle d'appartenance*, des réponses à ces quatre estimateurs de l'intention de vote référendaire présente le portrait le plus saisissant des différences entre les trois dimensions de l'*Échelle d'appartenance*. Les souverainistes (aucun non aux quatre estimateurs) apparaissent nettement de type symbolique ($p=0,0029$), les centristes (entre un non et trois non aux quatre estimateurs) se montrent de type fonctionnel ($p=0,0062$), les fédéralistes (quatre non aux estimateurs) de type normatif ($p=0,0000$).

Par ailleurs, des différences de moindre importance ($p < 0,05$) apparaissent entre certaines combinaisons de réponses aux estimateurs. L'on peut ainsi observer une différence significative entre le pointage moyen de solitude sociale pour deux sous-groupes NOOO (non à l'échec du fédéralisme et oui aux capacités et au droit du Québec) et ONNN (oui à l'échec du fédéralisme et non aux capacités et au droit du Québec): le second sous-groupe obtenant un pointage moyen plus élevé. Une différence convergente avec ce résultat apparaît également entre ce dernier sous-groupe et celui du bloc souverainiste OOOO pour les scores moyens de l'estime de soi. Il faut évidemment interpréter avec prudence ces résultats. Néanmoins, ils semblent exprimer une tendance qui se trouve également présente dans de nombreuses autres combinaisons de variables: à savoir qu'un pointage élevé sur l'échelle de solitude sociale ou un faible score pour le facteur d'estime de soi se retrouvent plus fréquemment auprès de répondants susceptibles de douter des capacités du Québec.

La spirale du silence

Nous avons tenté de vérifier si l'hypothèse émise par Noelle-Neumann se vérifiait à partir de nos résultats. Sommairement, celle-ci propose que des individus vivant au sein d'un entourage qui ne partage pas leurs convictions auront, dans certaines circonstances, tendance à cacher leur propre opinion afin de ne pas se marginaliser. Appliquée à notre propos, cette hypothèse voudrait que des répondants, portés à douter de leur propre opinion, auront tendance à taire celle-ci, s'ils croient que l'opinion majoritaire au sein de leur entourage leur est défavorable. Une question posée lors du premier terrain avait pour objectif de vérifier cette assertion. Dans cette question, nous demandions aux répondants s'ils préféreraient lorsqu'ils rencontraient une personne ne

partageant pas leur opinion quant à l'avenir politique du Québec, en parler ou mettre fin à la conversation. Les répondants qui préfèrent mettre fin à la discussion ont légèrement tendance à présenter un pointage sur l'échelle de solitude sociale plus élevé que ceux qui se disent prêts à poursuivre la conversation ($p=0,0319$). Un résultat équivalent est obtenu, quoiqu'avec une marge non-significative ($p=0,0673$), en ce qui a trait au facteur mesurant l'estime de soi. Par ailleurs, c'est la tendance normative qui prévaut chez ceux qui entendent mettre fin à la conversation ($p=0,0027$).

Conclusion

Les résultats encore fragmentaires des analyses que nous avons pu mener semblent supporter notre modèle à l'effet que l'électorat québécois peut être décrit à l'aide d'un modèle intégrant le profil psychologique des répondants. Les données convergent à l'effet que les répondants les plus fragiles socialement, les moins politisés, les moins intéressés par l'actualité, les plus confus dans leurs perceptions politiques, ressentent avec plus d'intensité la solitude sociale et concurremment ont développé une plus faible estime d'eux-mêmes que les autres répondants. Par plusieurs de leurs caractéristiques, ces répondants correspondent également à la description des électeurs centristes. Or, c'est au sein de cette portion de l'électorat que domine la tendance fonctionnelle, la tendance normative dominant chez les fédéralistes et la tendance symbolique chez les souverainistes.

Les choix, plus particulièrement au niveau des stratégies de communication, devront tenir compte des différences détectées par ces échelles cognitives. Par exemple, notre modèle postule que la vulnérabilité à des arguments de peur repose sur une vulnérabilité beaucoup plus générale des individus vis-à-vis de leur propre intégration sociale. Ainsi, l'anxiété latente chez ces derniers pourrait être combattue efficacement non pas par le seul déploiement d'arguments rationnels, mais en faisant appel au soutien du groupe d'appartenance auquel ceux-ci s'identifient.

Le support du groupe d'appartenance est habituellement proposé comme approche thérapeutique afin de réduire le niveau d'anxiété lié à un sentiment élevé de solitude sociale. Je crois que la même avenue doit être utilisée sur le plan politique. Nous savons qu'une majorité de répondants identifie le Québec au groupe d'appartenance. Ce résultat est confirmé par les données portant sur l'identité nationale, par une

compréhension largement répandue du Québec comme foyer national, par la perception de certaines différences existant entre les Québécois et les Canadiens. Par ailleurs, si le Canada est identifié au pays, cette perception semble être surtout liée au cadre politique. Or, c'est ce cadre qui semble sécuriser une partie importante des centristes optant pour le NON, ceux-ci doutant en contrepartie des capacités du Québec à assumer son destin.

Nous devons, à mon sens, transformer cette apparente faiblesse (celle du Canada perçu comme une source de sécurité, alors que le changement québécois est vu comme une source d'insécurité) en force. Nous devons utiliser les caractéristiques les plus négatives du cadre formel (par exemple les chicanes, les discussions sans fin des conférences fédérales-provinciales, le gaspillage de fonds public, l'inertie du régime condamnant toute tentative d'amélioration, la bureaucratie omnipotente, l'insensibilité du régime aux besoins du vrai monde, etc.) afin de susciter un transfert d'insécurité à son endroit.

Nous devons miser sur cette perception bien implantée chez les Québécois francophones à l'effet qu'ils forment un peuple et axer notre discours sur le fait que la vraie sécurité provient des gens qui nous entourent, qui nous ressemblent et sur lesquels nous pouvons compter: les nôtres. Que cette sécurité ne pourra jamais provenir d'un vieux régime gaspilleur, insensible et loin des gens. Nous devons mettre en opposition le régime fédéral dans ses aspects insécurisants et immobiles (statuquoïste) avec la sécurité découlant de notre appartenance à une nation où l'entraide y a fait ses preuves dans la vie de tous les jours comme lors des grands moments de solidarité collective.

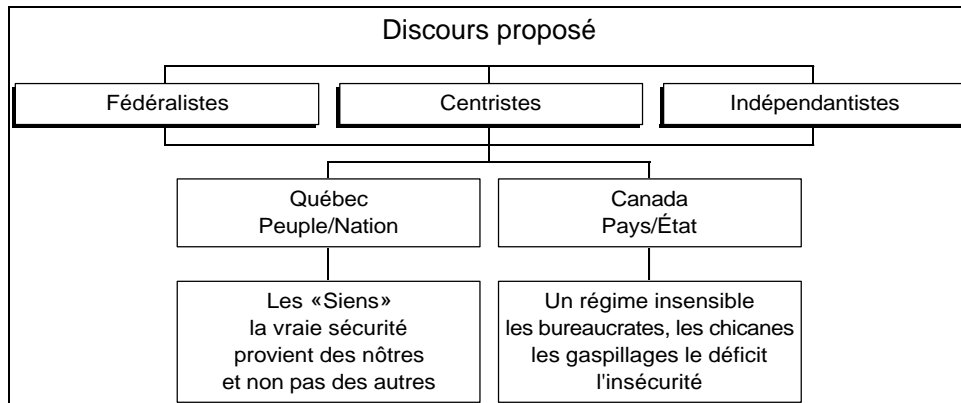


Figure 2

Finalement, l'articulation des références au groupe devra chercher à intégrer la dimension pratique présente en force chez des individus de tendance fonctionnelle. Les exemples choisis devront être concrets, faisant ressortir les bénéfices que chacun peut trouver dans des situations où les solidarités sont en action que ce soit dans le domaine économique, social ou culturel.

Cette étude ne prétend pas avoir épuisé le domaine de recherche que nous avons abordé, plusieurs questions demeurent encore en suspens. Le projet souverainiste reposant en bonne partie, comme le soulève le texte de Jean-Herman Guay, sur l'identification à la nation, peut-on quantifier la part qu'occupe cette identité au sein de chaque citoyen? Une autre échelle (encore! s'écrieront certains), développée récemment par un chercheur de l'UCLA offre des perspectives intéressantes afin de mesurer, pour chaque répondant, les paramètres de l'identité¹⁴.

Les deux questions que posent Pierre Drouilly concernant la solidité des transferts d'appui vers un projet de souveraineté comportant une association économique ou une union politique et la détermination du noyau dur des indépendantistes à s'opposer à toutes formes d'union politique, peuvent trouver également des éléments de réponse dans l'approfondissement des facteurs psychologiques intervenants dans leur prise de décision.

En fin de course, la sensibilité à différentes thématiques devrait être mesurée en regard du modèle de segmentation de l'électorat que nous avons développé. Avant d'entreprendre la précampagne référendaire ou de définir les balises pour la campagne référendaire, je crois que nous avons intérêt à mesurer les effets produits par les thèmes que nous entendons utilisés, autant en vérifiant les impacts de leurs énonciations qu'en s'assurant de l'adéquation de leurs mises en forme.

Ce ne sont pas les pistes qui manquent. L'importance des enjeux me semble commander que l'on accorde ici, à tout le moins, une attention toute aussi marquée, sinon plus, pour la recherche que ne le font présentement nos adversaires.

Notes et références

¹ Le Groupe de recherche sur l'opinion publique (GROP) a été formé en février 1992 dans le but de développer des outils d'analyse de l'évolution de l'opinion publique, à la veille d'une éventuelle campagne référendaire au printemps ou à l'automne. Le Groupe est formé de Jean Noiseux, sociologue, président de BDDS Recherche Conseil et vice-président de Sondagem inc., de Pierre-Alain Cotnoir, éthologiste, directeur des communications à la SSJBM, de Pierre Drouilly, mathématicien et sociologue spécialisé dans les questions électorales, professeur à l'Université du Québec à Montréal, de Jean-Herman Guay, politologue spécialisé en analyses quantitatives, professeur à l'Université de Sherbrooke, de Guy Lachapelle, professeur de sciences politiques à l'Université Concordia, et de Pierre Noreau, politologue, professeur à l'Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue.

² La définition d'une variable intervenante (*Intervening Variable*) a été donnée par MacCorquodale et Meehl (1948). À la différence d'un construit hypothétique, une variable intervenante s'appuie sur des relations empiriques fondées sur les phénomènes, la véracité de ces relations constituant la condition nécessaire et suffisante à l'établissement de la définition.

MACCORQUODALE, K. & MEEHL, P.E., 1948, On a distinction between hypothetical constructs and intervening variables. *Psychological Review*, vol. 55, pp. 95-107

³ KATZ, D. & KAHN, R., 1966, *The Social Psychology of Organizations*, New-York, Wiley éditeur.

⁴ JONES, Warren H., 1990, Loneliness and social exclusion, *Journal of Social and Clinical Psychology*, vol. 9, no. 2, pp. 214-220, pour une courte revue de littérature à cet effet.

⁵ JONES, Warren H., op. cit. p. 216

⁶ LEARY, Mark, R., 1990, Response to Social Exclusion: Social Anxiety, Jealousy, Loneliness, Depression, and Low Self-Esteem, *Journal of Social and Clinical Psychology*, vol. 9 no. 2 pp. 221-229

⁷ HANSSON, Robert O. & Jones, Warren H., 1981, Loneliness, Cooperation, and Conformity among American Undergraduates, *Journal of Social Psychology*, vol. 115, pp. 103-108

⁸ WITTENBERG, Mitchell T. & REIS, Harry T., 1986, Loneliness, Social Skills and Social Perception, *Personality and Social Psychology Bulletin*, vol. 12 pp. 121-130

⁹ JONES, Warren, H., ROSE, Jayne & RUSSEL, Daniel, 1990, Loneliness and Social Anxiety, *Handbook of Social and Evaluation Anxiety*, Leitenberg, H. ed., Plenum Press, chap. 8, pp. 247-266

¹⁰ Se référer pour les détails méthodologiques concernant la préparation de l'échantillon au Rapport no. 1 déposé au MNQ.

¹¹ RUSSELL, D., PEPLAU, L. A. & CUTRONA, C. E., 1980, The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence, *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 39, pp. 472-480.

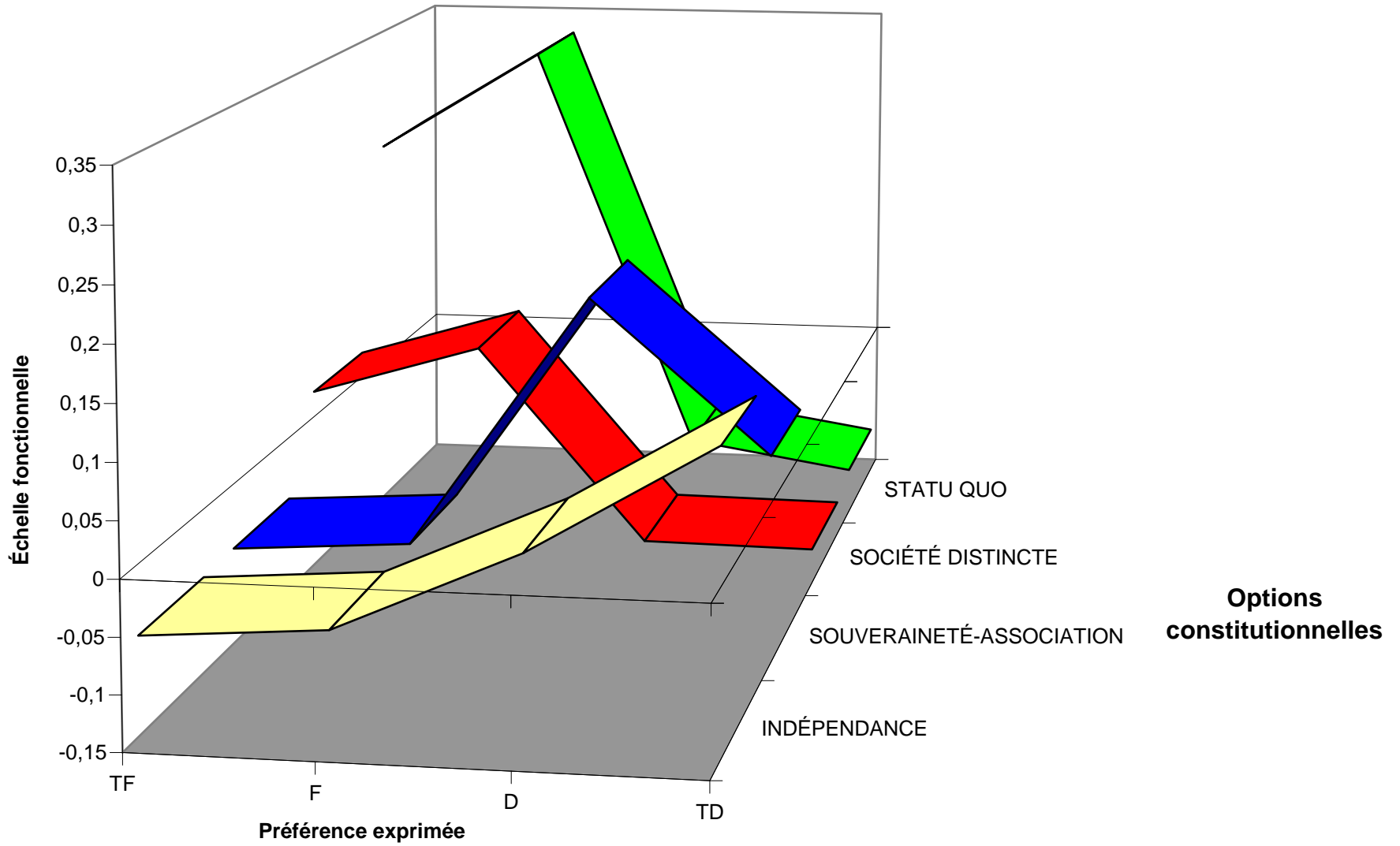
RUSSELL, D. & CUTRONA, C. E., 1988, *Development and evolution of the UCLA Loneliness Scale*, inédit, Université de l'Iowa.

¹² DE GRÂCE, Gaston-René, JOSHI, Purushottam & PELLETIER, René, 1993, L'Échelle de solitude de l'Université Laval (ÉSUL): validation canadienne-française du UCLA Loneliness Scale, *Revue canadienne des sciences du comportement*, vol. 25, no. 1, pp. 12-27

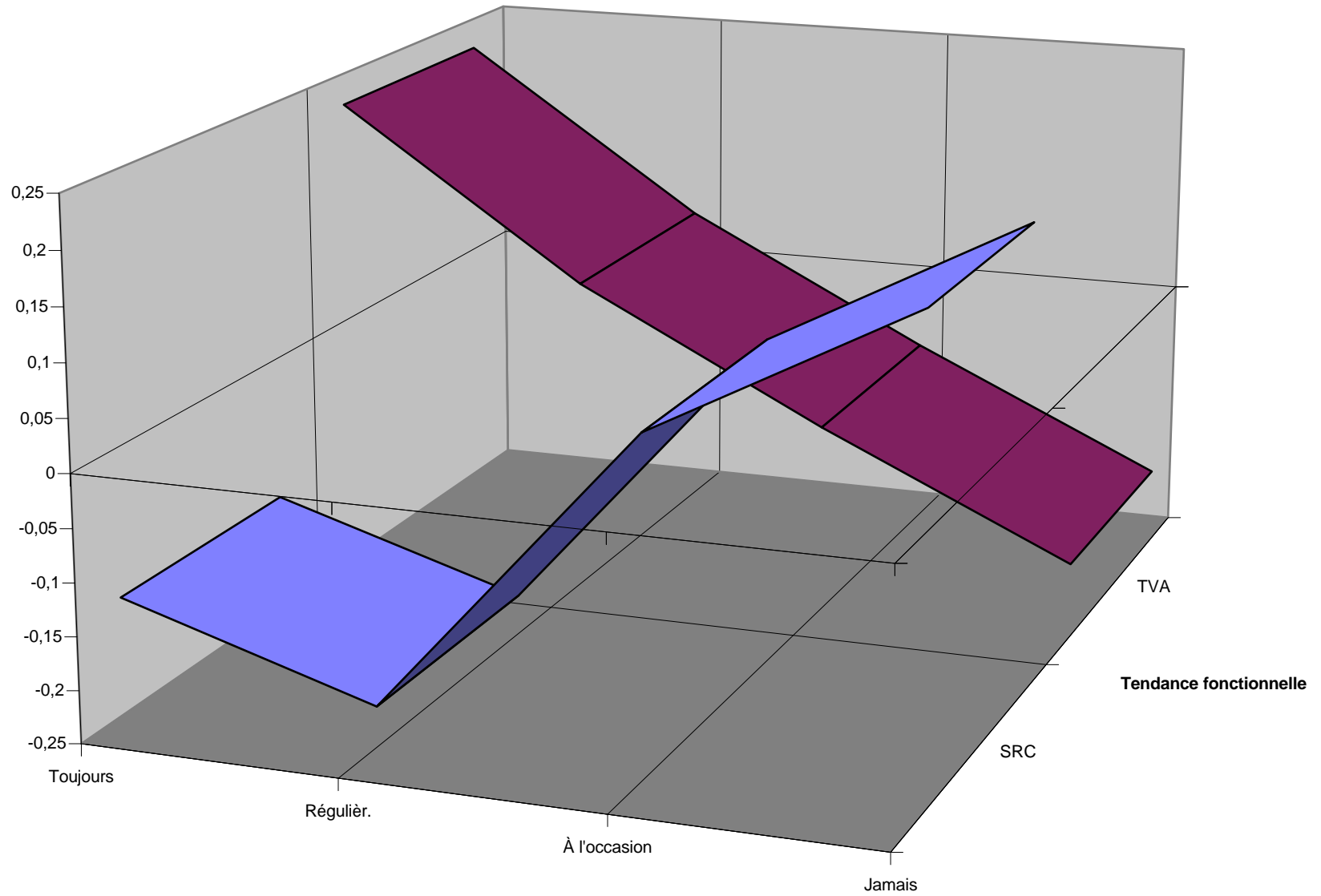
¹³ LUHTANEN, Riia & CROCKER, J., 1992, A Collective Self-Esteem Scale: Self-Evaluation of Ones's Social Identity, *Personality and Social Psychology Bulletin*, vol. 18, no. 3, pp. 302-318

¹⁴ PHINNEY, Jean S., 1992, The Multigroup Ethnic Identity Measure: A New Scale for Use With Diverse Groups, *Journal of Adolescent Research*, vol. 7, no. 2, pp. 156-176

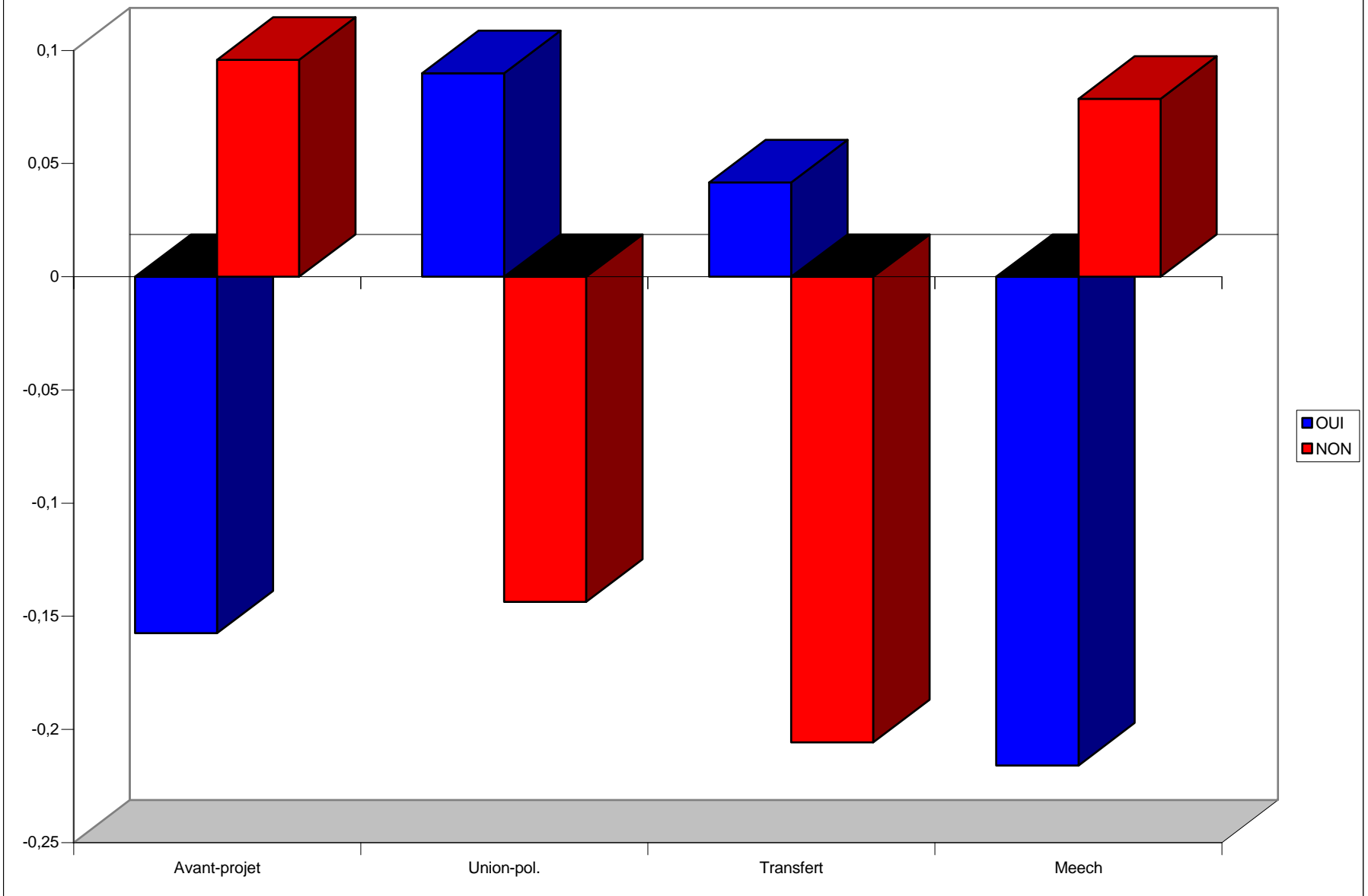
Clivage constitutionnel selon la dimension fonctionnelle - avril 1995



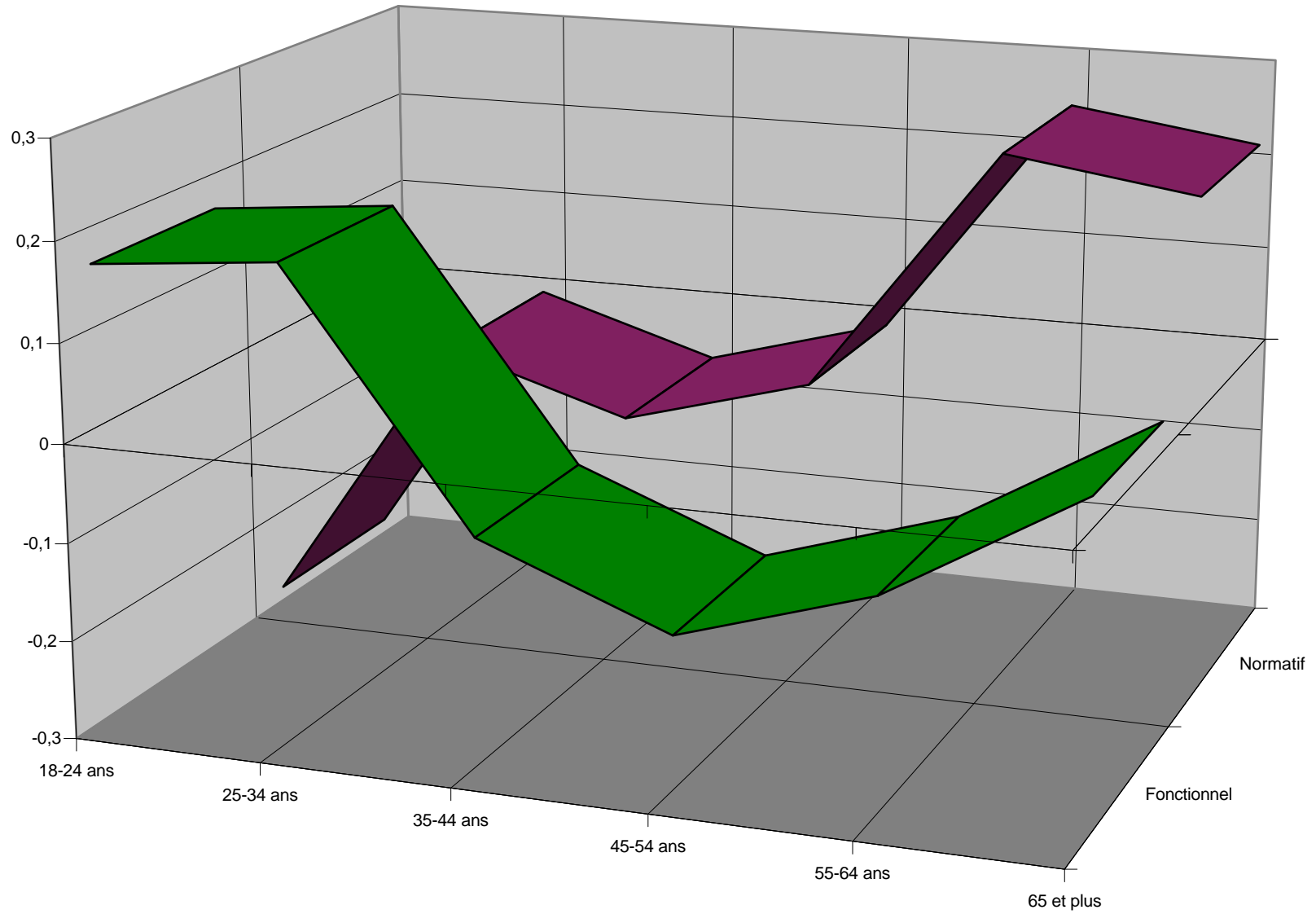
Comparaison SRC/TVA nouvelles



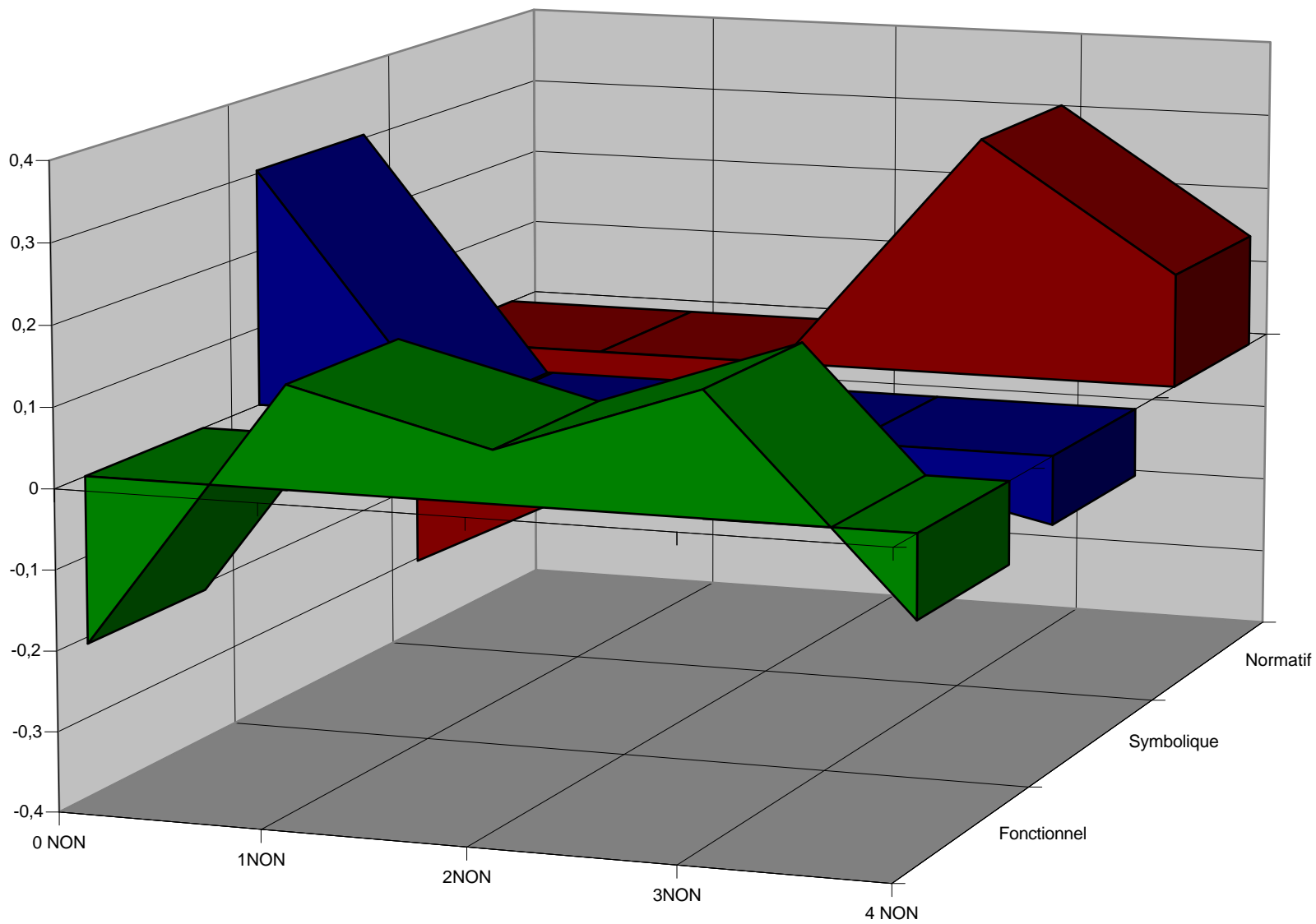
Appui aux alternatives référendaires en fonction de la dimension fonctionnelle



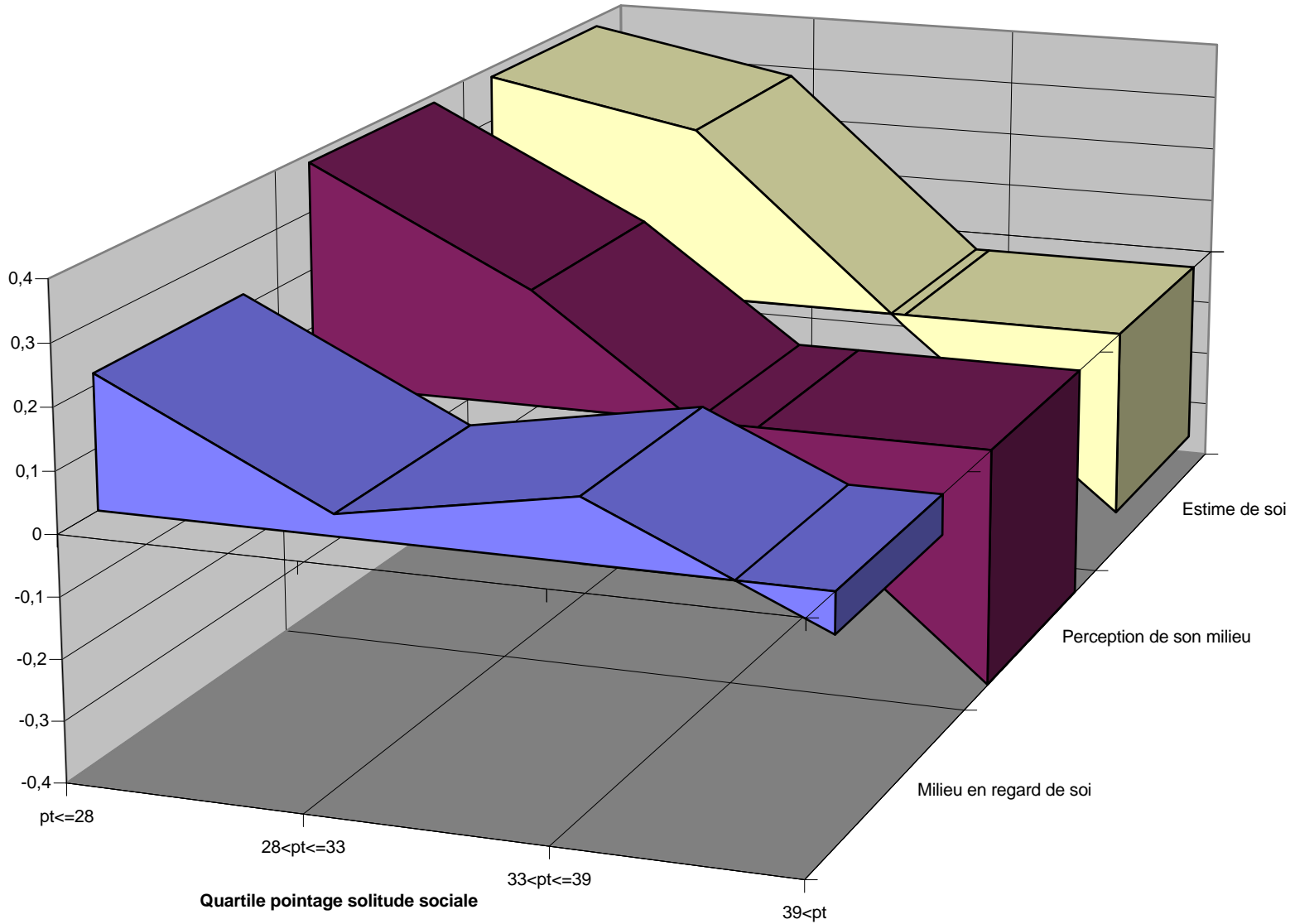
Comparaison cohorte d'âge



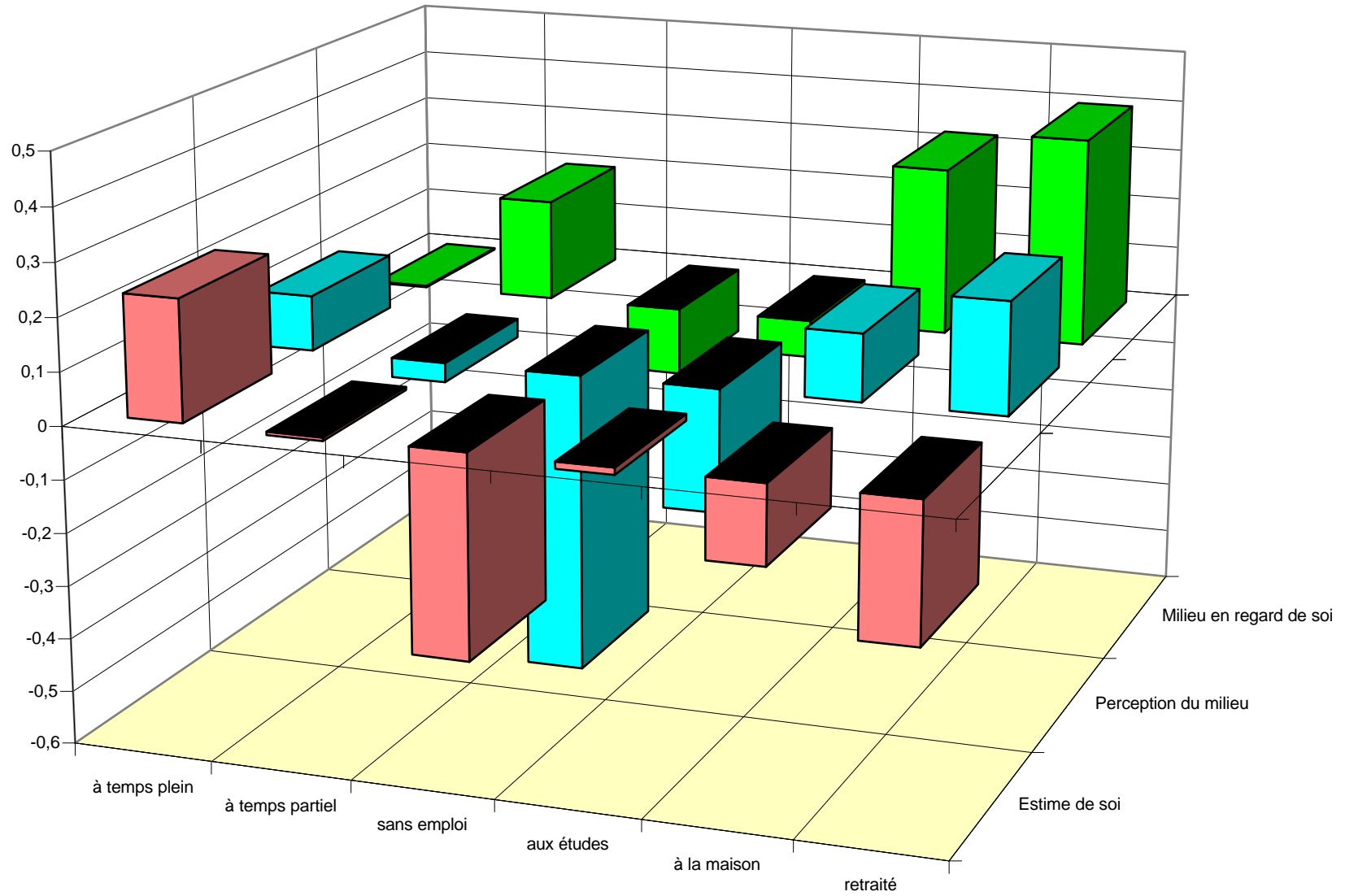
L'échelle d'appartenance



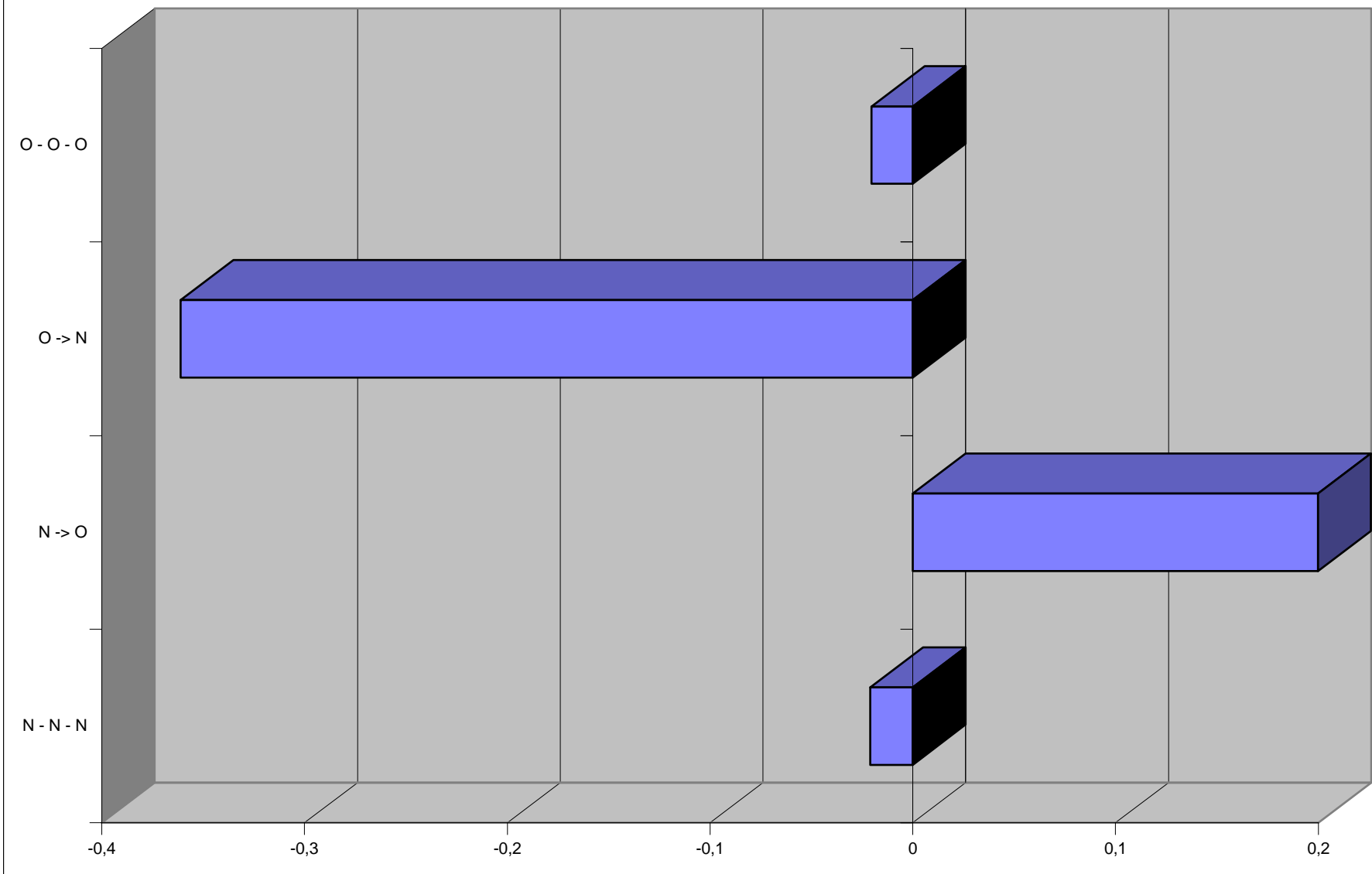
L'échelle d'estime de soi collective



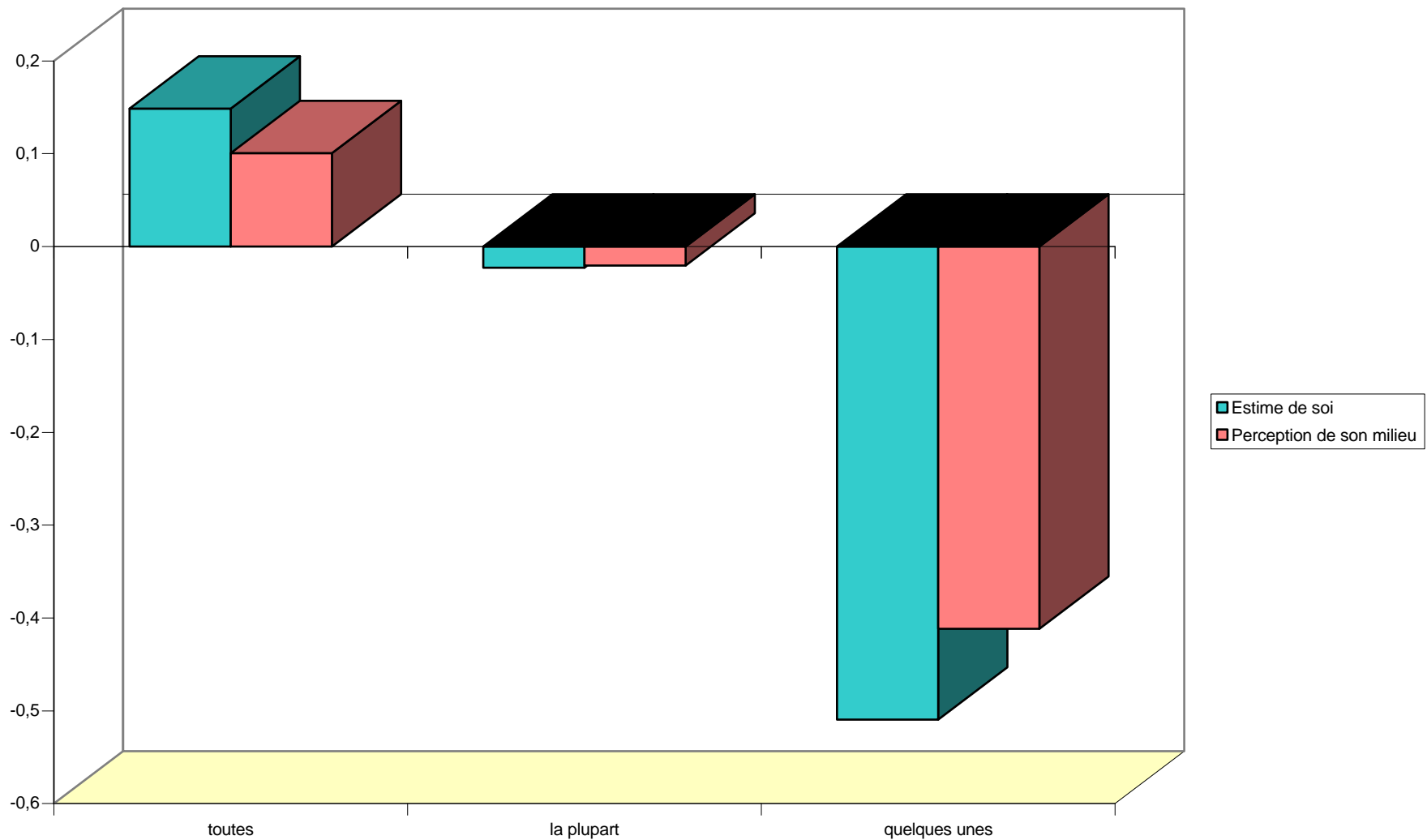
Catégories occupationnelles



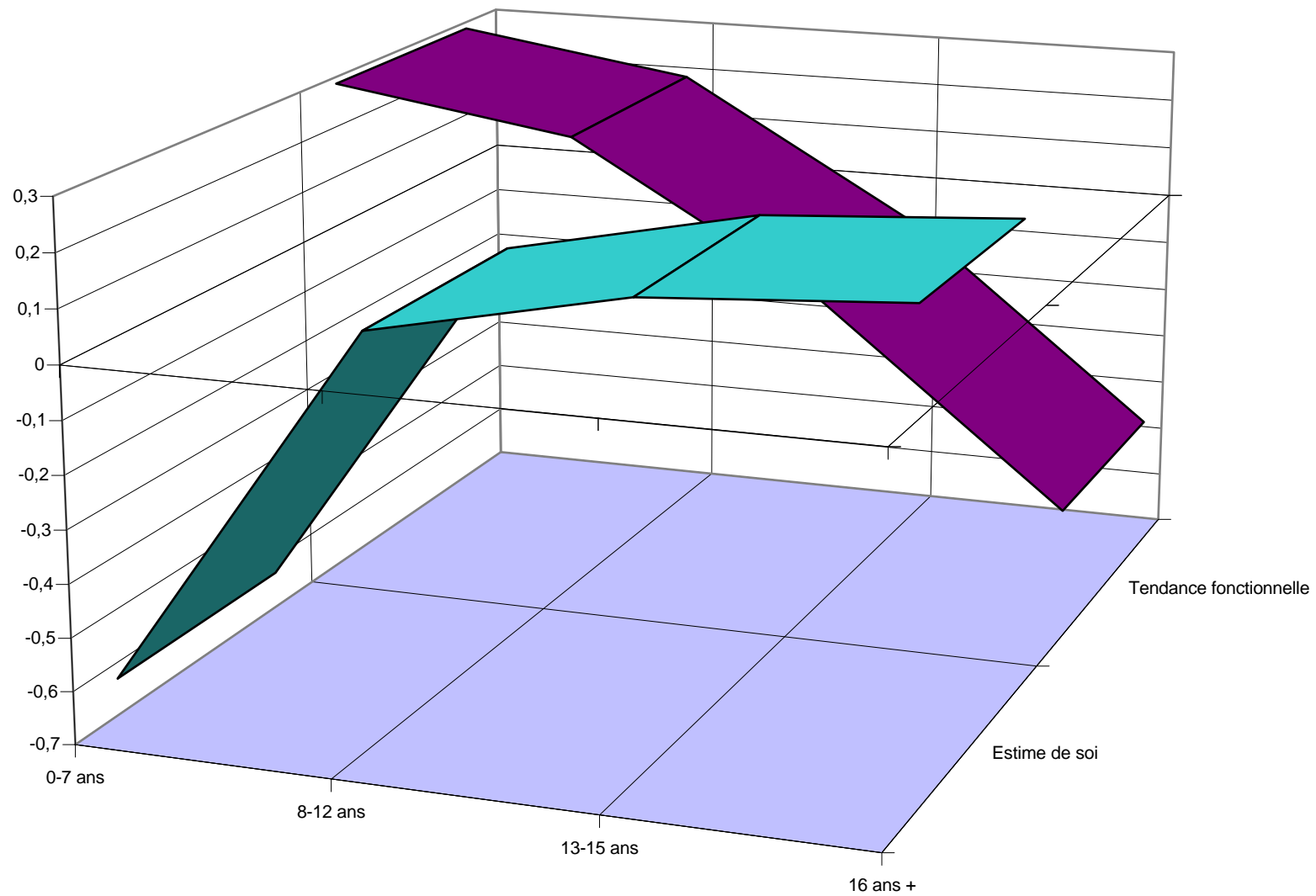
Appui à la souveraineté, à la souveraineté-association et à l'union politique selon la dimension fonctionnelle



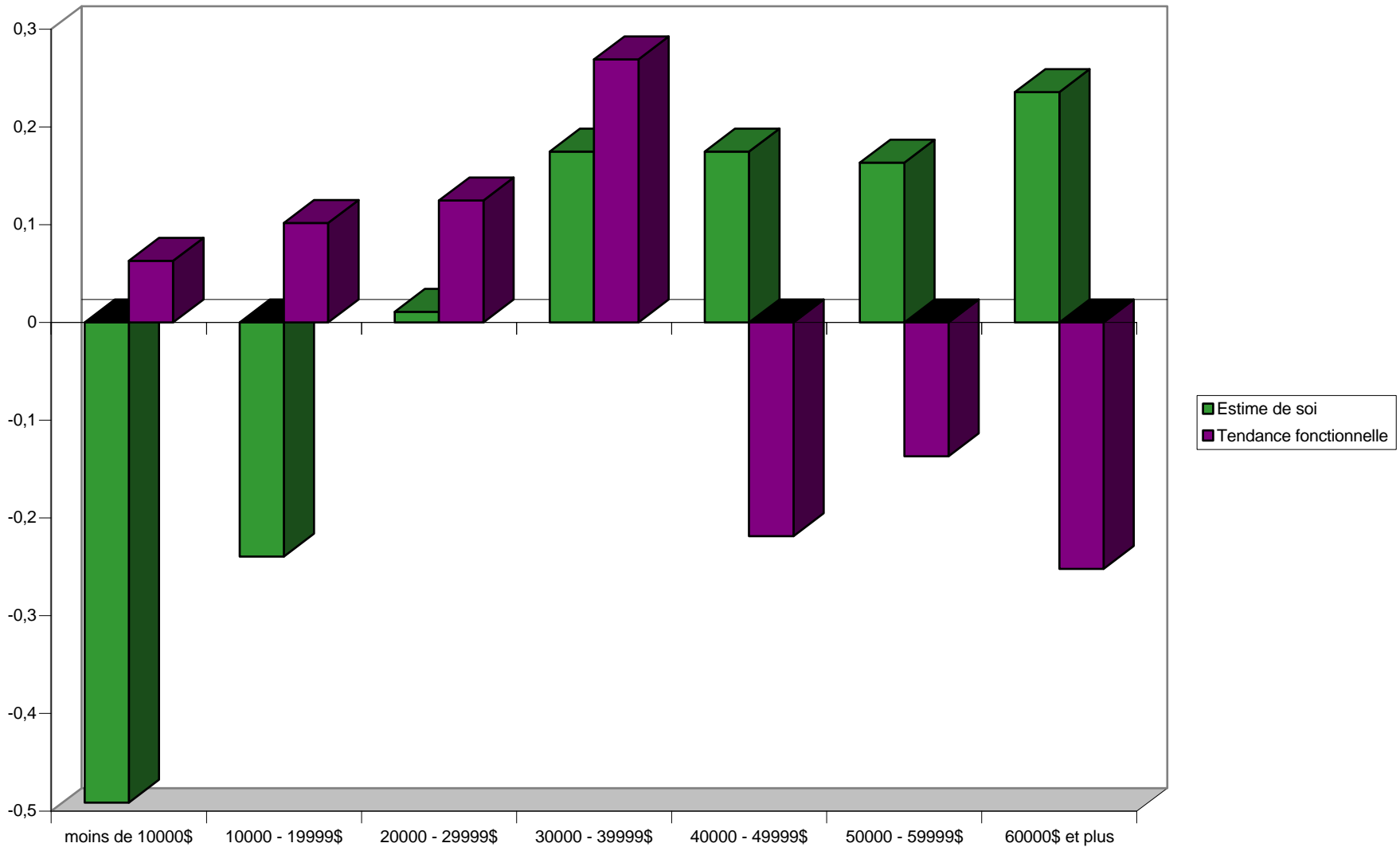
Participation aux élections québécoises



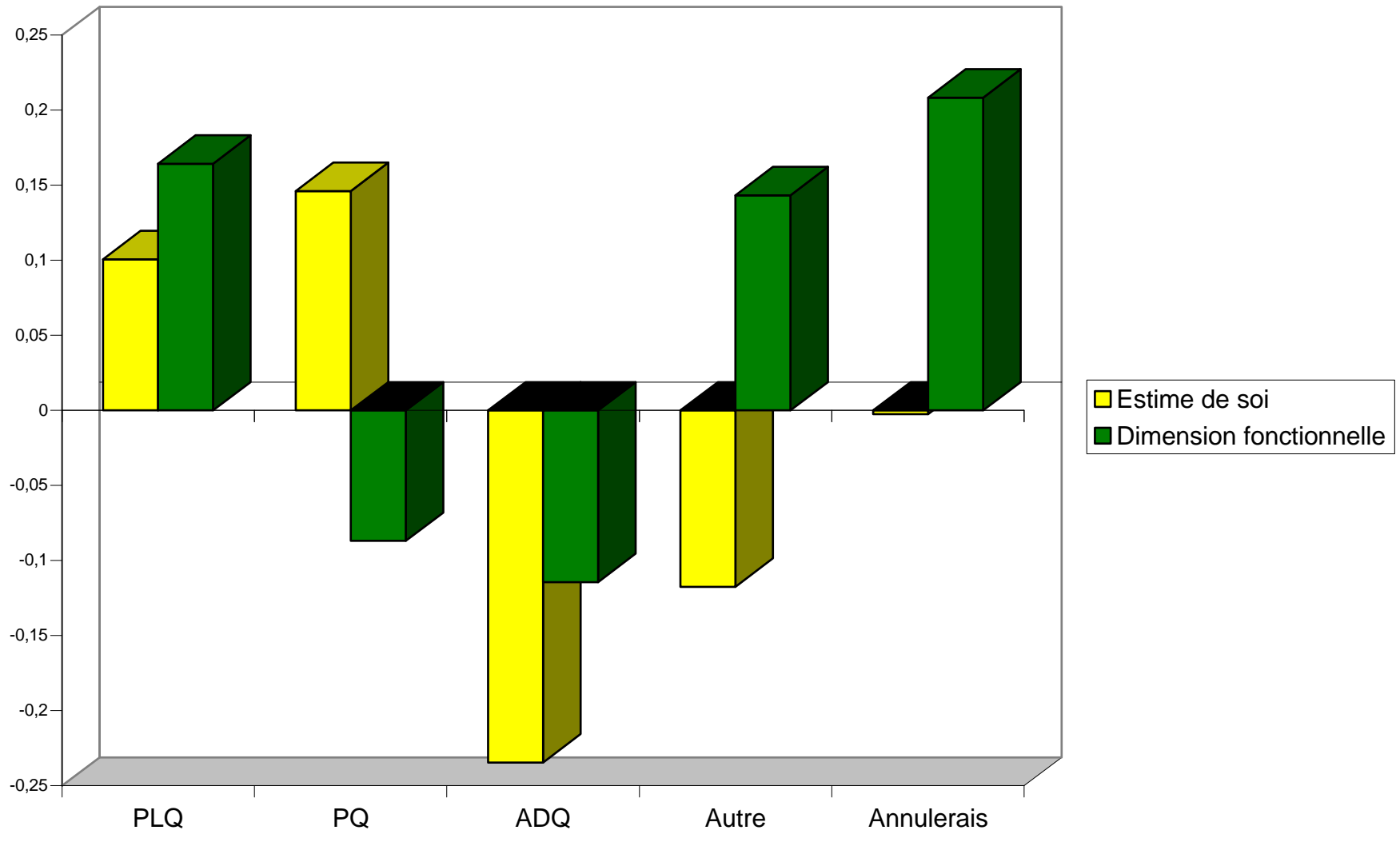
Comparaison entre l'estime de soi et la dimension fonctionnelle en fonction de la scolarisation



Comparaison entre l'estime de soi et la dimension fonctionnelle en fonction de l'échelle des revenus



Intention de vote en fonction de l'estime de soi et de la dimension fonctionnelle



Quotidiens lus en fonction de l'échelle d'appartenance

