

2m11.2745.3

11309996
V.001

Université de Montréal

**Les chercheurs devraient-ils se méfier
des questions probabilistes de forme numérique?**

Par

Antoine Bilodeau

Département de science politique
Faculté des Arts et Sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention de
Maître ès sciences (M. Sc.)

Août 1999

©Antoine Bilodeau



8.2455.11m8

JA
39
U54
2000
V.001

Informations de Montréal

Les chercheurs devraient-ils se méfier
des questions psychométriques de format numérique?

434

Antoine Bégin

Département de psychologie
Université des Arts et Sciences

Mémoire présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention de
Maîtrise en sciences (M.Sc.)

juin 1993

DAVID'S LIBRARY



Université de Montréal
Faculté des études supérieures

Ce mémoire intitulé :

**Les chercheurs devraient-ils se méfier
des questions probabilistes de forme numérique?**

présenté par :

Antoine Bilodeau

a été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Richard Nadeau, Département de science politique, Université de Montréal
Claire Durand, Département de sociologie, Université de Montréal
André Blais, Département de science politique, Université de Montréal

Mémoire accepté le : 2000-01-05

SOMMAIRE

Les perceptions des électeurs quant aux chances des partis de remporter les élections sont un déterminant du vote dont on reconnaît de plus en plus l'influence. Depuis quelques années, les chercheurs en sciences sociales ont élaboré une nouvelle question de sondage pour mesurer ces perceptions. Alors que la question était traditionnellement de type nominal, la nouvelle formulation est à la fois de type probabiliste et numérique.

Les réponses des individus à ces questions sont déroutantes : elles ne correspondent pas à la forme attendue. Alors qu'on devrait s'attendre à ce que la somme des chances de tous les partis égale 100, on remarque qu'en moyenne elle égale plutôt 155. Lors de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997, seulement 25% des individus ont donné une réponse adéquate. Une source majeure d'erreur semble être liée au nombre de partis présents lors des élections. On remarque que plus un participant évalue les chances d'un grand nombre de partis, plus il donne un score total élevé. Cette étude cherche à déterminer si les participants qui ont répondu aux questions probabilistes de forme numérique dans la cadre de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 les ont bien comprises et si, malgré les erreurs commises, leurs réponses ont un sens.

On doit conclure que les réponses des participants ont un sens, bien que celles de la grande majorité soient inadéquates. Tous les individus, aussi bien ceux dont les

réponses apparaissent inadéquates que les autres, ajustent leurs évaluations en fonction de l'évolution des intentions de vote dans les sondages. Plus encore, les perceptions des deux groupes de répondants ont un impact sur leur vote. Comme les réponses sont corrélées aux résultats des sondages et au vote, elles n'ont pas été exprimées au hasard; conséquemment, nous devons supposer qu'elles ont un sens pour les individus qui les donnent. Ces deux constats portent à croire que les participants ont compris les questions malgré le fait que la forme de leur réponse est inadéquate. Si les réponses ont un sens, quel est-il? L'hypothèse la plus plausible est qu'un individu donne un score total élevé parce qu'il perçoit la course comme étant serrée. On remarque en effet que plus un individu donne un score élevé, plus il perçoit des écarts faibles entre les chances des partis.

Tout indique que les questions probabilistes de forme numérique mesurent correctement les perceptions. Cela ne veut pas nécessairement dire que cette formulation soit la forme de question idéale à utiliser dans la recherche sociale. Compte tenu des difficultés des individus à évaluer les probabilités, une question de type ordinal serait recommandée pour les recherches à venir. Un type de question à la fois probabiliste et ordinal serait un bon compromis entre la simplicité de la question nominale et l'information raffinée que permet de recueillir les questions probabilistes de forme numérique.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier André Blais qui est à l'origine de ce projet et sans qui ce texte et beaucoup d'autres choses n'auraient pu être possibles ces dernières années. Sincères remerciements aussi à André-J Bélanger. Tous deux ont su contribuer de manière exemplaire au meilleur de ma formation autant académique que personnelle.

L'auteur tient aussi à remercier les Fonds FCAR et la Fondation Berthelet-Aubin pour leur soutien financier.

Antoine Bilodeau

Les chercheurs devraient-ils se méfier des questions probabilistes de forme numérique?

TABLE DES MATIÈRES

Introduction.....	1
D'un type nominal de question à un type numérique.....	3
Des réponses surprenantes fort répandues.....	7
Les individus et les probabilités : des erreurs aux sources multiples.....	12
Qui se trompe et pourquoi?.....	16
- Caractéristiques socio-économiques et processus d'ancrage et d'ajustement.....	16
- La multiplication des partis augmente-t-elle le score total?.....	22
- Surestimation des chances des partis défavorisés.....	26
Les perceptions des répondants varient-elles en fonction de leur score total?.....	27
L'origine des perceptions : les répondants réagissent-ils aux sondages?.....	42
Les conséquences des perceptions : influencent-elles le vote des répondants?.....	48
Conclusion.....	53
Bibliographie.....	59
Appendice : figure, tableaux et description des variables.....	61
Appendice II : Information méthodologique et libellé des questions.....	75

LISTE DES TABLEAUX

Tableau I. Des difficultés qui se répètent.....	10
Tableau II : Déterminants d'un score total élevé.....	20
Tableau III. Score total et nombre de partis.....	23
Tableau IV. Perceptions des chances des partis de gagner les élections (scores bruts)	26
Tableau V. Variations des perceptions en fonction du score total (scores bruts).....	33 (A62) ¹
Tableau VI. Variations des perceptions en fonction du score total (scores bruts) - Effet du score total.....	36 (A64)
Tableau VII. Perceptions standardisées.....	39
Tableau VIII. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total.....	39 (A65)
Tableau IX. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total - Effet du score total.....	39 (A66)
Tableau X. Perceptions standardisées – méthode de Bartels.....	40
Tableau XI. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total (Méthode de Bartels).....	40 (A67)
Tableau XII. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total (Méthode de Bartels) Effet du score total.....	40 (A68)
Tableau XIII. Variations des perceptions en fonction des sondages (scores bruts)...	46 (A69)
Tableau XIV. Variations des perceptions standardisées en fonction des sondages...	48 (A70)
Tableau XV. Variations des perceptions standardisées en fonction des sondages (Méthode de Bartels).....	48 (A71)
Tableau XVI. L'impact des perceptions sur le vote (scores bruts).....	50 (A72)
Tableau XVII. L'impact des perceptions standardisées sur le vote.....	52 (A73)
Tableau XVIII. L'impact des perceptions standardisées sur le vote (Méthode de Bartels).....	52 (A74)

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Distribution des scores totaux.....	9 (A61)
---	---------

¹ Réfère à la page en appendice où se situe le tableau.

Les chercheurs devraient-ils se méfier des questions probabilistes de forme numérique?

L'essor des méthodes quantitatives a entraîné un engouement pour l'utilisation des sondages. Les chercheurs ont manifesté l'ambition de connaître plus en profondeur les opinions des individus. Ils ont dès lors entrepris une quête pour une information toujours plus complète et raffinée. Conséquence : les questions de sondages sont devenues plus complexes et plus sophistiquées.

Certains chercheurs ont été critiques envers l'usage abusif et inconsidéré des études électorales (Wiseman 1986). D'autres ont tenté d'encadrer l'utilisation des sondages et surtout, de préciser les règles à suivre dans la formulation des questions. Dans cette foulée, Converse et Presser (1986) se sont fait les apôtres de la simplicité : les questions de sondage devraient employer un langage compréhensible, utiliser des termes familiers et fournir toute l'information nécessaire aux individus pour répondre de manière « adéquate ».

Les concepteurs de sondages et les chercheurs en sciences sociales ont-ils toujours respecté cette consigne de simplicité? Concilier à la fois la quête d'une information raffinée et la formulation simple d'une question n'est pas une tâche des plus aisées. La question mérite d'être posée : les concepteurs de sondages ont-ils toujours su formuler des questions respectant la consigne de simplicité ou leur ambition les a-t-elle poussés à outrepasser les limites de leur instrument de recherche?

Les questions de sondages faisant référence à des probabilités constituent l'un des cas qu'il convient d'examiner. Dans le cadre des études électorales canadiennes de 1988, 1993 et 1997, les participants ont été appelés à évaluer les chances des partis de remporter les élections sur une échelle de 0 à 100. À première vue, les réponses semblent « inadéquates »¹, ce qui suggère que plusieurs individus ont eu de la difficulté à répondre à ces questions. Si l'on suppose que les chances de tous les partis, une fois additionnées, devraient égaler 100, on doit constater que la grande majorité des répondants ont échoué à répondre correctement aux questions. Les individus ont-ils bien compris les questions? Leurs réponses ont-elles un sens pour eux?

Les recherches en psychologie ont depuis longtemps souligné les difficultés des individus à estimer les probabilités (Tversky et Kahneman 1973; Tversky et Kahneman 1974; Kahneman, Slovic, et Tversky 1982; Mock et Weissberg 1992; Tversky et Koehler 1994; McGlone et Reed 1998) : ils surestiment les chances de réalisation des événements peu probables et ils ajustent leurs évaluations autour d'un point de référence même si celui-ci est arbitraire.

Les psychologues ont souligné les difficultés des individus à estimer les probabilités mais ils se sont abstenus de se prononcer sur leur véritable compréhension de ce mode de raisonnement. Les individus commettent des erreurs parfois très importantes lorsqu'ils évaluent la probabilité d'un événement; mais doit-

on conclure pour autant qu'ils sont incapables d'accomplir une pareille tâche? Leurs estimations ont-elles un sens pour eux? Ces questions restent sans réponse.

Les questions probabilistes de forme numérique mesurant les perceptions des répondants quant aux chances des partis de gagner les élections sont-elles « adéquates »? Peut-on se fier aux réponses des individus et doit-on continuer à les utiliser? Afin de répondre à ces questions, il faut identifier quelles erreurs commettent les participants en répondant aux questions, il faut comprendre pourquoi ils commettent ces erreurs mais surtout, il faut faire le point sur la compréhension des questions par les répondants; il s'agit de déterminer si les individus donnent des réponses qui ont un sens pour eux.

L'enjeu d'une telle démarche est double. C'est d'abord la validité de ces questions qui est mise en cause. Il faudra au terme de cette recherche porter un jugement sur l'utilisation des questions probabilistes de forme numérique dans la recherche sociale. Dans cette foulée, ce sont les résultats des recherches qui ont employé ces questions qu'il faudra soit cautionner ou remettre en cause. Dans une perspective plus large, cette étude vise à ouvrir un débat sur l'utilisation ambitieuse des sondages dans la recherche sociale.

D'un type nominal de question à un type numérique

Les perceptions des individus quant aux chances des partis de remporter les élections sont un déterminant du vote dont on reconnaît de plus en plus l'influence.

L'origine des recherches portant sur ce déterminant remonte à Duverger et sa théorie sur les effets mécaniques et psychologiques des modes de scrutin. Suite aux travaux de Duverger, les chercheurs se sont interrogés sur la forme que pourraient prendre les effets psychologiques. Le cadre théorique s'est raffiné avec le temps (voir Blais et Carty 1991) et les recherches tentant de mesurer l'impact de ces effets se sont multipliées (Bartels 1985, Bartels 1987, Skalaban 1988; Lewis-Beck et Skalaban 1989; Niemi, Whitten et Franklin 1992, Abramson, Aldrich, Paolino et Rohde 1992; Nadeau, Niemi et Amato 1994; Blais et Nadeau 1996; Gimpel et Hollern Harvey 1997; Cox 1997; Yawn, Ellsworth, Beatty and Kahn 1998; Kriesi 1998; Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999).

Principalement, c'est autour des concepts de vote stratégique et d'effet de contagion (ou bandwagon) qu'ont évolué les recherches sur les perceptions des électeurs quant aux chances des partis de remporter les élections. Blais et Nadeau (1996), Cox (1997) et Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) ont tenté d'établir une définition formelle du vote stratégique. Voici comment Blais et Nadeau (1996 : 40) l'ont défini sous un scrutin de type uninominal à un tour : « *a vote for a second-preferred party (candidate) rather than for the first-preferred one, motivated by the perception that the former has a better chance of winning the election* ». Cox (1997), quant à lui, a cerné la manifestation du vote stratégique sous plusieurs modes de scrutin. Outre le vote stratégique, les chercheurs ont utilisé les perceptions de la joute électorale pour tenter de mesurer la présence d'un effet de contagion (Marsh 1985; Bartels 1988; Skalaban 1988; Nadeau, Cloutier et Guay 1993; Nadeau, Niemi et

Amato 1994). Marsh (1985 : 53) a ainsi défini l'effet de contagion : « *a situation when information about majority opinion itself causes some people to adopt the majority view* ».

À mesure que la théorie s'est raffinée et les recherches multipliées, les chercheurs ont manifesté l'ambition de perfectionner leur instrument de mesure. La formulation de la question a traditionnellement été de type nominal. Aux États-Unis, on demande aux répondants d'identifier le candidat favori pour remporter l'élection. Par exemple, en 1996, la question était la suivante : « *Who do you think will be elected President : Clinton, Dole or Perot?* ». Au Royaume-Uni, les participants doivent identifier quel parti va former le gouvernement. Plusieurs études sur les élections primaires aux États-Unis ont aussi utilisé ce type de question. Dans les années quatre-vingt, une nouvelle pratique fait son apparition. En remplacement de la question nominale, certains chercheurs utilisent dorénavant une question probabiliste de type numérique. Bartels a initié cette pratique en 1984 et les chercheurs en charge des études électorales canadiennes de 1988 ont emboîté le pas. Ce type de question a été aussi utilisé dans les études électorales canadiennes de 1993 et 1997. Les répondants ne sont plus appelés à identifier le candidat (ou parti) favori; ils sont dorénavant appelés à évaluer les chances de chacun des partis de remporter les élections sur une échelle de 0 à 100. La question qu'on leur a posée dans le cadre des études électorales canadiennes est la suivante : « *Quelles sont les chances de gagner des partis sur une échelle de 0 à 100, où 0 veut dire qu'un parti*

n'a aucune chance de gagner, 50 veut dire qu'il a une chance sur deux de gagner et 100 qu'il est certain de gagner? ».

Les avantages de cette nouvelle formulation sont évidents. L'information recueillie par la question de type nominal est limitée; on ne connaît que l'identité du candidat, ou du parti, perçu favori aux yeux des électeurs. La question probabiliste de forme numérique permet de connaître l'ensemble des perceptions des répondants. On est en mesure de savoir qui est perçu favori mais aussi qui est deuxième et troisième. De plus, cette question permet de savoir si les électeurs perçoivent la course comme étant plus ou moins serrée. La détention d'une information plus complète permet ainsi de procéder à des recherches plus raffinées. Blais et Nadeau (1996) ont d'ailleurs utilisé les écarts entre les chances des partis pour mesurer l'ampleur du vote stratégique au Canada lors des élections de 1988. Plus l'écart était grand entre les chances des premier et deuxième choix et plus l'écart était petit entre les chances des deuxième et troisième choix, plus l'incitation était alors grande pour un électeur, selon eux, d'adopter un comportement stratégique.

À mesure que les chercheurs ont multiplié leurs travaux portant sur l'influence des anticipations sur le vote ils ont raffiné leur théorie. En utilisant aujourd'hui des questions probabilistes de forme numérique, ils disposent d'un outil à la hauteur de leurs attentes théoriques. Ils sont dorénavant en mesure d'obtenir toute l'information nécessaire à leurs recherches. Mais cet instrument est-il vraiment

à la hauteur? Il y a lieu de s'interroger sur la validité des réponses fournies par les individus?

Des réponses surprenantes et fort répandues

Converse et Presser (1986) ont recommandé la simplicité dans la formulation des questions de sondage. Selon eux, les individus interrogés lors d'un sondage devraient être confrontés à une tâche facile à comprendre et à accomplir. Ceux qui ont élaboré les questions probabilistes de forme numérique demandant aux répondants d'évaluer les chances des partis de remporter les élections semblent avoir enfreint cette consigne. En effet, les réponses données par les individus suggèrent à première vue qu'ils n'ont pas compris les questions ou, à tout le moins, qu'il leur était difficile d'y répondre. Les individus comprennent-ils vraiment les questions probabilistes de forme numérique? Sont-ils capables d'y répondre « adéquatement »? Voyons ce qu'il en est².

Posons d'abord les termes d'une réponse « adéquate ». Les questions posées aux répondants leur demandaient d'évaluer sur une échelle de 0 à 100 les chances des partis de gagner les élections dans l'ensemble du pays, où 100 signifiait une victoire certaine. Ainsi, on peut croire que le score total donné par les participants, c'est-à-dire la somme des chances des tous les partis, aurait dû évaluer 100 ou s'en approcher. Comme 100 signifiait qu'un parti est certain de gagner, on peut croire que le total, soit l'addition des diverses possibilités, aurait peut-être dû évaluer 100.

Certes, on peut objecter que dans la formulation de la question il n'est pas fait mention de la notion de probabilité, on parle de « chances ». De plus, les répondants ne sont pas informés du fait que la somme des chances doit égaler 100. De ce point de vue, la question ne respecte pas l'une des recommandations de Converse et Presser : toute l'information relative à la question n'est pas fournie aux participants. Voilà qu'un problème relatif aux conseils de Converse et Presser fait surface³. L'information fournie aux répondants aurait été certes plus complète si cette condition avait été spécifiée durant l'entrevue mais la simplicité de la question n'y aurait rien gagné. On peut croire que l'ajout d'une telle condition n'aurait que compliquer la tâche des répondants qui auraient eu à s'assurer que leur total arrive bel et bien à 100.

Dans le cadre de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997, les participants ont été appelés à évaluer sur échelle de 0 à 100 les chances des partis libéral, conservateur, NPD et réformiste de gagner les élections⁴. Seulement 10% des répondants ont réussi à donner un score total égal à 100. Certains peuvent argumenter que le critère est trop strict. Ils ont raison : on peut formuler l'hypothèse que plusieurs individus ont commis des erreurs en additionnant les chances des quatre partis. Un répondant pourrait ne pas se rappeler exactement les scores donnés aux partis précédents de sorte que son score total n'égal pas tout à fait 100. Révisons le critère d'évaluation d'une réponse « adéquate ». Si l'on élargit les limites d'une score total « adéquat » les résultats sont meilleurs mais la situation n'est guère plus satisfaisante : moins de 25% des répondants sont parvenus à attribuer un score

total entre 80 et 120. Une grande majorité des participants ne parviennent donc pas à fournir une réponse qui respecte la condition de base. Quelles erreurs commettent-ils?

De toute évidence, si l'on observe la figure 1, les individus donnent plus fréquemment un score total supérieur à 100. En moyenne, celui-ci est égal à 155. Moins de 4% d'entre eux ont donné un score total inférieur à 80.

Non seulement les participants ne parviennent pas à donner une réponse « adéquate » mais ils ne s'améliorent pas avec la répétition de l'exercice. Deux questions mesurant les chances des partis de remporter les élections ont été posées aux participants de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997. L'une d'elle demandait d'évaluer les chances des partis de gagner les élections dans l'ensemble du pays; l'autre demandait plutôt d'évaluer les chances des partis de remporter l'élection dans leur circonscription. Les questions ont été posées l'une après l'autre⁵. Grâce à un certain apprentissage du répondant, on peut présumer que son score total soit quelque peu inférieur lors de la seconde question. Bien que certains répondants se soient améliorés, d'autres ont fait pire. En fait, les participants donnent en moyenne un score total de même valeur pour les deux questions. Les scores moyens de la première et de la seconde question sont respectivement de 156 et 157.

Les participants au sondage de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 ne sont pas les seuls à éprouver certains problèmes à répondre aux questions

probabilistes de forme numérique. Comme on peut le constater dans le tableau I, les participants des études électorales canadiennes de 1988 et 1993 ainsi que ceux de l'étude des primaires démocrates de 1984 éprouvent les mêmes difficultés. Dans les trois cas, très peu de répondants ont donné un score total égal à 100 et, pour la grande majorité, lorsqu'ils ne parvenaient pas à donner un score total « adéquat », celui-ci était supérieur à 100. Les scores totaux moyens en 1988, 1993 et lors des primaires démocrates sont respectivement de 138, 158 et 200. De plus, les individus n'éprouvent pas uniquement de la difficulté à répondre aux questions mesurant les chances des partis dans l'ensemble du pays. Nous l'avons vu, on retrouve aussi en 1997 une question qui demande aux répondants d'évaluer les chances des partis de gagner l'élection dans leur circonscription. On retrouve les mêmes tendances dans les réponses à ces questions que dans celles sur les résultats nationaux. Les participants donnent en moyenne un score total égal à 158 à la question de l'élection dans leur circonscription (contre 155 au niveau national). Environ 24% des répondants donnent un score total se situant entre 80 et 120 (environ 25% y parviennent à l'échelle nationale).

Tableau I. Des difficultés qui se répètent

ELECTIONS – ANNEES	SCORE TOTAL MOYEN
Primaires démocrates – 1984	200
Élections générales canadiennes – 1988	138
Élections générales canadiennes – 1993	152
Élections générales canadiennes – 1997	155
Élections générales canadiennes (circonscription) – 1997	158

La difficulté à répondre à ces questions découle-t-elle de l'utilisation des probabilités? Certains pourraient penser que non. On pourrait croire que les individus

sont incapables de faire une bonne prédiction quant à l'identité du vainqueur. En fait, il semble que l'on doive rejeter cette hypothèse. Dans un court article, Lewis-Beck et Skalaban (1989) ont abordé cette question. Ils ont examiné les taux de succès des prédictions des participants quant à l'identité du vainqueur aux études électorales américaines depuis 1956. Si les répondants sont incapables de se former une opinion sur l'identité du vainqueur, ils devraient répondre au hasard à la question de type nominal « *Who do you think will be elected president?* ». En moyenne, depuis 1956, un peu moins de 70% des répondants ont fait une prédiction qui s'est avérée juste. On retrouve une situation analogue en 1997 au Canada : près de 80% des répondants ont attribué les meilleures chances au Parti libéral qui a finalement obtenu une majorité de sièges. Les individus éprouvent certains problèmes à répondre aux questions probabilistes de forme numérique mais cela ne semble pas refléter une difficulté à se faire une idée quant au résultat final de la consultation. Le problème ne semble donc pas relever de la substance de la question mais plutôt de sa forme.

Il n'y a pas de doute à cet effet, les individus ne répondent pas « adéquatement » aux questions mesurant les chances des partis de remporter les élections, que celles-ci se rapportent aux résultats dans l'ensemble du pays ou dans leur circonscription. Ils ne parviennent pas à donner des réponses qui, une fois additionnées, égalent 100. La grande majorité d'entre eux commettent des erreurs et celles-ci sont parfois très importantes. Doit-on s'en surprendre? Les recherches en psychologie ont pourtant montré que les individus ont de la difficulté à évaluer correctement les probabilités.

Les individus et les probabilités : des erreurs aux sources multiples

Les travaux soulignant les difficultés des individus à estimer les probabilités pullulent. Il n'y a pas de quoi se surprendre si la majorité des participants éprouvent certains problèmes à répondre « adéquatement » aux questions probabilistes de forme numérique.

L'une des difficultés est associée à ce qui est couramment appelé le « processus d'ancrage et d'ajustement » (anchoring and adjustment process). Un individu, lorsqu'il est appelé à estimer la probabilité d'un événement, utilise une valeur initiale comme point de référence pour évaluer les probabilités des événements suivants. L'ajustement est généralement insuffisant et conduit à un biais qui se répercute sur ses estimations subséquentes. Tversky et Kahneman (1974) ont souligné ce problème. Ils ont monté une expérience dans laquelle les participants étaient appelés à évaluer la proportion de noirs aux États-Unis. On tournait d'abord une « roue de fortune » composée des nombres de 0 à 100 sous les yeux de chacun des participants. Ceux-ci devaient alors évaluer si la proportion de noirs était inférieure ou supérieure au nombre arbitrairement déterminé par la roue. Enfin, on leur demandait d'évaluer la proportion exacte de noirs aux États-Unis, toujours sur une échelle de 0 à 100. Les résultats sont probants. Par exemple, ceux qui ont eu 10 comme point de départ sur la roue ont estimé à 25% la proportion de noirs alors que ceux qui ont eu 65 l'ont estimée à 45%. On le voit bien, une valeur initiale imposée aux répondants influence leurs évaluations et ce même lorsqu'elle est arbitraire et

que les répondants ont connaissance de son caractère arbitraire. McGlone et Reed (1998) ont récemment répété cette expérience avec des probabilités, et non des proportions, et ont obtenu des résultats similaires à ceux de Tversky et Kahneman. Quattrone et al. (1984) ont aussi mené leurs expériences en utilisant cette fois des valeurs extrêmes comme points de référence. Ils demandaient aux participants d'estimer à l'œil le nombre de pages d'un dictionnaire. Même en utilisant des valeurs de référence extrêmes ils ont obtenu des résultats analogues. Plusieurs autres travaux (Wright 1989; Plous 1989) ont souligné les problèmes associés au processus d'ancrage et d'ajustement. Les répondants des études électorales canadiennes pourraient avoir commis ce type d'erreur.

Les recherches en psychologie ont aussi montré que les individus sont influencés par la disponibilité de l'information associée à l'événement dont ils sont appelés à évaluer la probabilité. Tversky et Kahneman (1973, 1974, 1982) ont affirmé que les individus évaluent la probabilité d'un événement par la facilité avec laquelle cet événement leur vient à l'esprit : *« a person could estimate the numerosity of a class, the likelihood of an event (...) by assessing the ease with which the relevant mental operation of retrieval, construction, or association can be carried out. »* (Tversky et Kahneman 1982 : 164). Plus un individu est capable d'associer différentes causes à l'événement dont il doit évaluer la probabilité ou plus il est capable d'imaginer des scénarios dans lesquels cet événement pourrait se réaliser, plus il estime élevées ses chances de réalisation. Tversky et Kahneman soulèvent l'exemple du politicien : un individu évalue la probabilité qu'un politicien perde une

élection par la facilité avec laquelle il imagine les scénarios dans lesquels celui-ci verrait ses appuis se volatiliser. La différence entre les répondants qui ont donné un score total ne se situant pas entre 80 et 120 et les autres serait-elle que les premiers ont plus d'imagination que les seconds? Imaginant plus facilement des scénarios dans lesquels les partis pourraient gagner les élections, ils donneraient en moyenne des chances plus élevées aux partis et leurs évaluations seraient ainsi supérieures à 100.

Outre la capacité des individus à imaginer des scénarios dans lesquels les partis gagnent et perdent les élections, ce sont les multiples résultats possibles des élections qui pourraient influencer la valeur du score total des répondants. Dans la même lignée que la théorie de la disponibilité, Tversky et Koehler (1994) ont affirmé que le fait de mentionner diverses possibilités associées à un événement entraînait une surestimation des chances de réalisation de cet événement. Plus un individu est confronté aux diverses possibilités d'un événement, plus il estime élevées les chances que cet événement se réalise. À l'inverse, moins un individu a connaissance des diverses possibilités d'un événement, moins il estime élevées ses chances de réalisation. Par exemple, les chances de mourir d'un accident d'auto sont estimées moins grandes que les chances additionnées d'une série de scénarios dans lesquels on meurt d'un accident d'auto. Plus on mentionne de scénarios associés à un événement, plus les individus attribuent des chances élevées à cet événement. De la même manière, on pourrait croire que plus le nombre de partis augmente lors des élections, plus les répondants donnent en moyenne un score total élevé.

En résumé, la littérature en psychologie nous apprend que les individus pourraient commettre une erreur lorsqu'ils évaluent les chances du premier parti à propos duquel on les interroge, ce qui aurait des répercussions sur l'ensemble de leurs estimations; ils pourraient aussi estimer plus ou moins grandes les chances des partis selon qu'ils sont capables d'imaginer des scénarios dans lesquels les partis gagnent ou perdent les élections; enfin, la valeur du score total pourrait varier en fonction du nombre de partis participant à la campagne électorale. Ces trois possibilités pourraient expliquer les erreurs commises par les participants. Une quatrième possibilité, plus simple, mérite toutefois d'être examinée. Et si les répondants ne faisaient tout simplement que surestimer les chances des partis défavorisés lors de ce suffrage?

Voilà ce qu'on peut retenir des données présentées par Nadeau, Niemi et Levine (1993). On a demandé aux participants d'un sondage aux États-Unis d'évaluer la proportion des populations noire, hispanique et juive dans le pays. Ils ont en moyenne estimé la proportion de ces groupes à 32, 21 et 18%. Nadeau, Niemi et Levine rapportent que les proportions de noirs, d'hispaniques et de juifs ne sont en réalité que de 12.1, 9 et 2.4%, soit 23.5% de la population. Les participants commettent une erreur énorme; ils surestiment par un facteur de trois la proportion de ces groupes. Ces réponses se comparent-elles à celles des questions probabilistes de forme numérique qui mesurent les perceptions quant aux chances des partis de gagner les élections? On peut formuler l'hypothèse que les individus commettent la

même erreur dans les deux situations : ils pourraient surestimer la proportion des groupes peu nombreux comme les chances des partis qui n'étaient pas favoris lors de ce scrutin.

Les répondants pourraient avoir commis une ou plusieurs de ces erreurs. Il convient d'identifier quels sont les individus qui donnent un score total élevé et si effectivement les participants ont commis les erreurs décrites plus haut.

Qui se trompe et pourquoi?

De toute évidence, comme la figure 1 le montre, certains répondants parviennent à donner un score total égal à 100 et beaucoup d'autres, la grande majorité, n'y parviennent pas. Quels sont les individus qui y parviennent plus facilement? Ont-ils certaines caractéristiques qui les distinguent des autres? Nous avons vu dans la section précédente que les individus commettent fréquemment des erreurs lorsqu'ils sont confrontés aux probabilités. Il s'agit, à travers la présente section, de déterminer quelles erreurs commettent les répondants de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 mais aussi d'identifier les caractéristiques de ceux qui donnent un score total « inadéquat ».

Caractéristiques socio-économiques et processus d'ancrage et d'ajustement

Pourquoi un répondant plus qu'un autre devrait-il avoir plus de facilité à donner un score total égal à 100? D'abord, comme les individus se familiarisent pour

la plupart du temps avec les probabilités à l'école, on peut s'attendre à ce que les plus éduqués parviennent plus facilement à donner des scores totaux se rapprochant de 100. Ainsi, ils devraient comprendre plus facilement et plus rapidement de quoi retourne la question. Lewis-Beck et Skalaban (1989) ont d'ailleurs remarqué que les individus dont le niveau d'éducation est plus élevé faisaient plus souvent une prédiction juste quant à l'identité du candidat gagnant lors des campagnes présidentielles aux États-Unis. De la même manière, ils pourraient répondre « adéquatement » à la question dans une plus grande proportion que les autres individus. Tversky et Kahneman (1974) ont toutefois relevé que même les individus familiers avec ce type de raisonnement commettaient des erreurs fréquentes et importantes dans leurs évaluations des probabilités.

Il n'y a pas que l'éducation qui pourrait faciliter la prédiction. Les questions demandent aux participants d'évaluer les chances des partis de remporter les élections. Ainsi, afin de répondre avec facilité aux questions, l'individu doit être familier non seulement avec les probabilités mais aussi avec la politique. On peut donc s'attendre à ce que les répondants ayant un niveau de connaissance de la politique plus élevé parviennent plus facilement à donner un score total se rapprochant de 100 que ceux qui ont un faible niveau. Le raisonnement qui sous-tend cette hypothèse est le suivant : ceux qui connaissent bien la politique ont plus de chances d'avoir une meilleure perception de la dynamique de la campagne électorale et des chances de chacun des partis de remporter les élections. Pour cette raison, il serait plus aisé à ceux qui ont confiance dans leurs évaluations de donner des scores

qui une fois additionnés donnent 100. De même en est-il des personnes plus âgées, du moins en ce qui a trait aux partis plus traditionnels (c'est-à-dire présents depuis bon nombre d'années). Leur expérience de multiples campagnes électorales pourrait leur fournir quelques indices sur le succès (ou l'insuccès) général d'un parti et ainsi les inciter à défavoriser un ou des partis qui n'ont jamais remporté les élections. Ceci pourrait avoir l'effet de légèrement abaisser leur score total. Les personnes qui regardent les sondages pourraient aussi avoir plus facilité à se former une opinion et à donner une réponse « adéquate ».

Outre les habiletés, les connaissances ou l'âge, c'est le caractère régional de la course qui pourrait influencer les perceptions des participants et ainsi déterminer la valeur de leur score total. Tels que le montrent les résultats des élections, les partis n'étaient pas tous aussi populaires dans chacune des régions. Par exemple, lors des dernières élections, le Parti réformiste était pratiquement absent au Québec et dans les provinces de l'Atlantique et le Parti conservateur, quant à lui, avait très peu d'appuis à l'ouest de l'Ontario. Le nombre de partis qui pouvaient faire élire des candidats variait donc d'une région à l'autre. Ainsi, il est possible que les répondants des régions où le nombre de partis est moins élevé aient plus de facilité à donner un score total se rapprochant de 100. Cette hypothèse est en accord avec celle du nombre de possibilités associées à un événement examinée plus haut.

Nous avons vu aussi que les individus pouvaient être influencés par une valeur initiale qu'ils utilisent comme point de référence (Tversky et Kahneman 1974;

McGlone et Reed 1998); c'est le processus d'ancrage et d'ajustement. Les participants des études électorales canadiennes peuvent-ils avoir commis le type d'erreur associé à un tel processus? Certes, il y a une différence importante entre les expériences menées par Tversky et Kahneman (1974) et McGlone et Reed (1998) et les questions employées dans le cadre des études électorales : lors de ces expériences, la valeur initiale est imposée aux répondants alors que dans le cadre des entrevues de sondages des études électorales, les répondants ne se voient pas imposer de telles valeurs de référence. Cependant, l'ordre dans lequel les répondants sont appelés à évaluer les chances des partis varie; il est aléatoire pour chacun des répondants. Ainsi, on peut formuler l'hypothèse que la valeur des chances données au premier parti influence celles données aux autres partis et détermine ainsi la valeur du score total. Un répondant qui attribue un score élevé au premier parti pourrait systématiquement donner des scores plus élevés aux autres partis et être ainsi plus enclin à donner un score total dépassant 100. Comme le Parti libéral était celui qui avait le plus chances de remporter les élections, on peut penser que les répondants qui ont eu à évaluer ses chances en premier ont donné un score total plus élevé que celui des autres participants.

Tous les facteurs énumérés plus haut ont été insérés dans une régression de type OLS de même que certaines autres variables socio-économiques reconnues comme déterminantes au Canada (appartenance à la religion catholique, membre d'un syndicat et le sexe). La variable dépendante est le score total. Le tableau II présente les résultats.

Tableau II : Déterminants d'un score total élevé

VARIABLE DEPENDANTE :	COEFFICIENT B	ÉCART TYPE
Score total (0-400)		
Parti libéral en premier	4.16 ^b	0.05
Âge	-0.35 ^a	0.05
Atlantique	-7.04 ^b	2.87
Québec	-24.23 ^a	2.11
Ouest	-1.61	1.82
Universitaire	-7.02 ^a	1.82
Niveau de connaissance politique	-23.82 ^a	2.78
Connaissance des sondages	0.62	1.56
Catholique	-0.33	1.70
Membre d'un syndicat	1.72	1.55
Femme	11.08 ^a	1.50
Constante	186.84 ^a	3.32
N = 3379		
R carré ajusté = 0.09		

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Présentation des résultats

Les participants plus éduqués ont-ils plus de facilité à fournir des réponses « adéquates »? Oui, il semble que ceux qui ont obtenu un diplôme universitaire donnent un score total inférieur à celui des autres répondants. Toutefois, tel que Tversky et Kahneman (1974) l'ont affirmé, il semble que même les plus éduqués commettent des erreurs. En effet, ceux qui ont obtenu un diplôme de l'université donnent en moyenne un score total inférieur de seulement 7 points à celui des autres répondants. Même lorsqu'on observe uniquement les individus qui ont un diplôme de doctorat ou un statut professionnel, on remarque que seulement 31% d'entre eux donnent un score total se situant entre 80 et 120 (contre 24% pour les autres).

Les individus plus politisés sont-ils plus aptes à donner un score total se rapprochant de 100? De toute évidence, oui. Il y a une relation entre le niveau de

connaissance politique et le score total. Plus élevé est le niveau de connaissance d'un répondant, plus bas est son score total. Toutes choses étant égales par ailleurs, un individu avec un très faible niveau de connaissance (0 sur l'échelle) donne un score total supérieur de près de 24 points à celui d'un individu qui a un très haut niveau de connaissance (1 sur l'échelle). Qu'en est-il des plus âgés? Les individus les plus âgés donnent les scores totaux les plus bas. La relation semble linéaire. Pour chaque gain d'une décennie, les répondants donnent des scores inférieurs d'un peu plus de 3 points.

On note aussi une relation entre la région et le score total. Ce sont les Québécois qui donnent les scores totaux les plus bas. Toutes choses étant égales par ailleurs, un participant du Québec donne un score total de 24 points inférieur à celui d'un répondant de l'Ontario⁶. La relation est aussi significative pour l'Atlantique : les participants de cette région donnent des scores totaux inférieurs de 7 points à ceux des répondants de l'Ontario.

Finalement, les individus ne semblent avoir été que légèrement influencés par l'identité du premier parti dont ils ont été appelés à évaluer les chances. Les répondants qui ont évalué les chances du Parti libéral en premier donnent des scores totaux supérieurs d'un peu plus de 4 points à ceux des autres répondants. La relation est significative mais ne permet pas d'expliquer la totalité de l'erreur commise par les individus; rappelons que le score total moyen est égal à 155⁷.

La plupart des relations anticipées ont été observées. Cependant, les relations sont moins fortes que ce qui était attendu; par exemple, même les plus scolarisés et les plus éduqués se trompent. Des recherches supplémentaires seraient intéressantes. Il semble que d'autres facteurs non considérés ici aient un impact sur le score total donné par les répondants.

La multiplication des partis augmente-t-elle le score total?

Est-ce que le nombre de partis présents lors des élections influence la valeur du score total? L'hypothèse défendue soutient que plus le nombre de partis augmente, plus la valeur du score total est grande. Le raisonnement s'inspire de l'affirmation de Tversky et Koehler (1994) selon qui les estimations des individus quant à la probabilité d'un événement seraient inférieures à la somme de leurs estimations quant aux probabilités des diverses possibilités du même événement. Par exemple, les individus estiment plus faible la probabilité de mourir d'un accident d'auto que la somme des probabilités associées à divers scénarios dans lesquels on meurt d'un accident d'auto.

Un test très simple permet de répondre à cette question. Nous avons à notre disposition les données des quatre études électorales répertoriées qui ont posé ces questions : soit les études électorales canadiennes de 1988, 1993 et 1997 ainsi que l'étude de Bartels des primaires démocrates de 1984. Il s'agit de voir si la valeur du score total augmente ou diminue d'une élection à l'autre en fonction du nombre de

partis ou candidats pour lesquels les répondants ont dû évaluer les chances de gagner.

Le tableau III présente les résultats.

Tableau III. Score total et nombre de partis

ELECTIONS – ANNEES	SCORE TOTAL MOYEN	NOMBRE DE PARTIS (OU CANDIDATS)
Primaires démocrates – 1984	200	6
Elections générales canadiennes – 1988	138	3
Elections générales canadiennes – 1993	152	4
Elections générales canadiennes – 1997	155	4

En 1988, les répondants ont été appelés à évaluer les chances de trois partis; en 1993 et 1997, ils ont dû estimer les chances de succès de quatre formations politiques; enfin, le nombre de candidats était de six lors des primaires démocrates de 1984. On devrait s'attendre à ce que les répondants de 1988 présentent les scores totaux en moyenne les plus bas et, à l'opposé, ceux de 1984 devraient afficher les scores les plus élevés. Cette hypothèse est soutenue : plus le nombre de partis, ou candidats, est élevé, plus le score total donné par les répondants est élevé en moyenne. Il est d'environ 138 lors de l'Étude de l'Élection canadienne de 1988, grimpe au-dessus de 150 en 1993 et 1997, et approche 200 en 1984.

Cette hypothèse est aussi supportée lorsqu'on observe la variation des scores à l'intérieur d'une même élection. Nous avons vu que la région dans laquelle le répondant vit a une influence sur la valeur de son score total. Les répondants du Québec donnent les scores totaux les plus bas (de 24 points inférieurs à ceux des répondants de l'Ontario). Le nombre de partis dans chacune des régions pourrait permettre de comprendre pourquoi il en est ainsi. Au Québec, seulement trois partis

se faisaient la lutte lors de la campagne électorale de 1997 (en comparaison de quatre en Ontario)⁸. Dans les provinces de l'Atlantique, où les scores totaux sont en moyenne inférieurs de 7 points à ceux de l'Ontario, le Parti réformiste a obtenu une part relativement faible du vote⁹.

L'hypothèse semble donc fondée. Quand les répondants sont appelés à évaluer les chances des partis dans un contexte où il y a de multiples formations politiques, ils donnent des scores totaux élevés. À l'inverse, quand il n'y a que peu de concurrents, ils donnent des scores totaux plus faibles¹⁰. Pourquoi en est-il ainsi?

On peut soulever l'hypothèse que plus le nombre de possibilités associées à un événement augmente, plus les individus ont de la difficulté à bien estimer la probabilité de chacune de ses possibilités. Le raisonnement sous-jacent à cette hypothèse est le suivant : lorsque deux concurrents (A et B) se font la lutte lors d'une campagne électorale, celui qui fait des gains les réalise au détriment de l'autre joueur. C'est une formule simple d'un jeu à somme nulle. Ce que A gagne, B le perd. Par contre, si l'on ajoute un joueur la situation se complique. Lorsque A fait des gains (en terme d'avance dans les sondages par exemple), les fait-il au détriment de B ou de C? A et B peuvent aussi tous deux faire des gains; ce que A et B gagnent doit être enlevé à C. Déjà, le nombre de possibilités augmente. Lorsque quatre concurrents se font la lutte comme en 1993 et 1997 la situation devient alors très compliquée : A et B peuvent faire des gains alors que C et D perdent des points. Il faut alors calculer un gain pour A, un gain pour B, une perte pour C et une perte pour

D. Ainsi, lorsqu'on demande aux répondants d'évaluer les chances des partis, c'est un peu cet exercice qu'on leur demande de faire. Les participants doivent évaluer que, ce que l'un a comme probabilités, l'autre ne l'a pas. Plus grand est le nombre de partis, plus ils doivent prévoir ce que l'un aura et donc ce que les autres auront et n'auront pas. Ils doivent ainsi s'adonner à des calculs (souvent mentaux) qui sont interdépendants les uns aux autres. Il apparaît plausible que plus le nombre de variables à valeur inconnue augmente, plus la complexité des calculs augmente, et, en conséquence, plus le score total s'éloigne de 100.

La tâche est d'autant plus difficile que les répondants ne sont pas invités à calculer d'abord (avant le début des questions) les chances de chacun des partis. La liste des partis n'est pas spécifiée aux répondants et les chances des partis sont demandées à la chaîne, ce qui peut donner l'impression que les scores sont indépendants les uns des autres. Le répondant est pris dans un processus déjà compliqué à cause du nombre de possibilités interdépendantes qu'il doit calculer et le processus d'interview lui donne l'impression que ces possibilités sont plutôt indépendantes les unes des autres. Enfin, ceci n'est qu'une hypothèse, il serait tout d'abord intéressant de vérifier si les répondants parviennent à fournir un score total égal à 100 lorsque seulement deux partis se font la lutte. Ceci devrait faire l'objet de recherches plus approfondies qu'il est difficile de réaliser ici. Examinons maintenant une dernière piste.

Surestimation des chances des partis défavorisés

Nous avons vu que les répondants d'un sondage aux États-Unis surestimaient la proportion des minorités ethniques dans le pays. Nous avons soulevé l'hypothèse que les individus surestiment l'importance des petites proportions et des faibles probabilités. Les données relatives à l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 permettent-elles de supporter une telle hypothèse? Tout porte à croire que oui.

Deux constatations doivent être faites en ce qui concerne les estimations des participants de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997. D'abord, on remarque que les répondants des deux groupes attribuent des chances presque analogues au Parti libéral (formation favorite pour remporter les élections), soit 65 contre 68. Par contre, les répondants qui ont donné un score total « inadéquat » accordent des chances supérieures à tous les autres partis en comparaison de ceux qui ont donné un score total « adéquat » (voir tableau IV). C'est donc pour les partis dont les chances sont faibles que les réponses diffèrent entre les participants des deux groupes. Une des erreurs commises par les répondants pourrait donc tout simplement être qu'ils ont surestimé les chances des partis qui n'étaient pas favoris pour remporter les élections.

Tableau IV. Perceptions des chances des partis de gagner les élections (scores bruts)

ELECTIONS DE 1997 (N = 3511)	LIBÉRAL	PC	NPD	REFORMISTE
Répondants avec un score total « adéquat » ¹ (N = 872)	65.7	21.2	7.0	9.3
Répondants avec un score total « inadéquat » (N = 2639)	68.8	44.9	27.4	31.8

¹ Entre 80 et 120.

Nous savons que les individus donnent un score total plus élevé s'ils connaissent peu la politique, s'ils n'ont pas obtenu un diplôme universitaire, s'ils sont plus jeunes et s'ils ne sont pas du Québec. Nous savons aussi que les gens semblent surestimer les chances des partis qui n'avaient que peu de chances de remporter les élections et que plus le nombre de partis est élevé, plus les scores totaux sont élevés. Quant à l'impact de la disponibilité de l'information sur les estimations des répondants, il apparaît difficile d'en jauger la portée.

Les individus commettent donc de multiples erreurs et de tous les types. Ils ont bel et bien de la difficulté à répondre aux questions probabilistes de forme numérique. Savons-nous pour autant si ceux qui ne répondent pas « adéquatement » aux questions fournissent des réponses qui ont un sens pour eux? La difficulté qu'éprouvent de nombreux participants à répondre aux questions ne signifie pas nécessairement qu'ils ne les comprennent pas. Malgré leurs erreurs, on ne peut pas conclure que leurs réponses n'ont pas un sens pour eux. Aussi fausses, « inadéquates » et erronées que sont les estimations des répondants, ces derniers peuvent croire à leur bien fondé.

Les perceptions des répondants varient-elles en fonction de leur score total?

En quoi ou comment une réponse a-t-elle un sens? On considère qu'un individu donne une réponse « adéquate » lorsque son score total est approximativement égal à 100. Dans ce cas, on ne devrait pas douter de la validité de

la réponse. Suivant ce raisonnement, on peut présumer que les réponses des individus dont le score total ne se situe pas entre 80 et 120 ont un sens si elles sont semblables à celles des autres répondants. Au moins deux tests permettent de comparer les réponses. Premièrement, on peut vérifier si les participants des deux groupes ont la même perception quant au parti favori pour gagner les élections. Deuxièmement, on peut vérifier si pour un même parti, les répondants des deux groupes lui attribuent des chances similaires; on peut répéter ce test pour les quatre partis.

En ce qui concerne le premier test, on peut affirmer que le Parti libéral était à peu près assuré de remporter les élections de 1997 : il menait par 17 points, en moyenne, sur tous les partis dans les sondages publiés durant la campagne électorale. Si les répondants avaient une perception juste, ils devaient lui attribuer les meilleures chances.

Une grande majorité des participants, qu'ils aient donné un score total se situant entre 80 et 120 ou pas, ont attribué les meilleures chances au Parti libéral. La proportion de répondants qui ont placé le PLC seul premier, c'est-à-dire avec de meilleures chances que tous les autres partis, est de 78% dans le premier groupe et de 73% dans le second. Les répondants qui ne donnent pas un score total se situant entre 80 et 120 font donc à peine moins bien que les autres. Bien que les réponses de certains participants paraissent « inadéquates », la grande majorité d'entre eux ont perçu le Parti libéral comme étant le favori lors de la campagne électorale de 1997 et l'on sait que cette perception était juste. La portée d'un tel constat est toutefois

limitée : on savait déjà que les répondants des deux groupes attribuaient sensiblement les mêmes chances au Parti libéral (65 contre 68) et que c'est en ce qui a trait à celles des autres partis que les perceptions sont différentes. La question à laquelle il convient de répondre est donc la suivante : les participants des deux groupes attribuent-ils des chances similaires à tous les partis?

Nous connaissons déjà les résultats du second test : le tableau IV montre que les réponses brutes, telles qu'exprimées par les participants, sont très différentes pour trois des quatre partis. Comme il a été mentionné, en ce qui a trait au Parti libéral, les répondants lui attribuent en moyenne des chances similaires. Pour les trois autres partis, les individus qui n'ont pas donné un score total « adéquat » leur attribuent de meilleures chances que les autres répondants. On devait s'attendre à de tels résultats. Comme les répondants attribuent les mêmes chances au Parti libéral mais que certains donnent un score total plus élevé, ils devaient donner des chances plus élevées aux autres formations politiques. Notre examen ne doit pas pour autant s'arrêter ici.

Nous l'avons vu, certaines caractéristiques permettent d'expliquer une partie de la variation du score total. Par exemple, les répondants plus éduqués et connaissant mieux la politique donnent des scores totaux inférieurs à ceux des autres individus. Suivant le même raisonnement, il est permis de croire que ces caractéristiques influencent la qualité de la prédiction. Il convient donc de comparer

les chances attribuées aux partis par les répondants deux groupes en contrôlant pour ces caractéristiques.

On peut formuler l'hypothèse que le niveau d'éducation et le niveau de connaissance de la politique influencent les perceptions. Les individus ayant un niveau de connaissance de la politique plus élevé ainsi qu'un plus haut niveau d'éducation pourraient avoir une meilleure connaissance de la course qui se déroule et avoir ainsi plus de facilité à évaluer les chances des partis.

Comme il a été mentionné, les formations politiques n'ont pas toutes la même visibilité dans les régions au Canada : le Bloc québécois n'est présent qu'au Québec et le Parti réformiste est pratiquement absent de cette province et celles de l'Atlantique. Les répondants pourraient avoir des perceptions différentes suivant le rapport de force entre les partis dans leur région. Le même raisonnement pourrait s'appliquer pour les circonscriptions. Lorsque le parti est présent et fort dans la circonscription du répondant, ce dernier pourrait estimer bonnes les chances du parti dans l'ensemble du pays. À l'inverse, lorsque les chances du parti sont perçues comme étant faibles dans la circonscription, le répondant pourrait les percevoir comme étant faibles dans l'ensemble du pays. Ce raisonnement est conforme à l'hypothèse voulant que les individus généralisent à partir de leur environnement immédiat et leur expérience personnelle. McCauley et Durham (1985) ont d'ailleurs montré que les patients dont la transplantation d'organe a réussi estiment plus

élevées le taux de succès de ce type d'opération que les patients dont la transplantation a échoué.

Outre le niveau d'éducation, le niveau de connaissance de la politique et la région, l'identification partisane pourrait déterminer en partie les perceptions des participants. Plusieurs recherches ont montré l'existence de l'effet de projection (voir Bartels 1985, Bartels 1987, Lewis-Beck et Skalaban 1989, Gimpel et Harvey 1997 et Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999). Les répondants qui ont une identification partisane estiment plus élevées les chances de leur formation politique. L'effet de projection pourrait ne pas être circonscrit aux individus qui ont une identification partisane; dans la même foulée, les individus pourraient être influencés par leurs évaluations du parti et de son leader. Une évaluation favorable d'un parti ou d'un leader conduirait à une estimation à la hausse de ses chances de victoire.

Les perceptions ne viennent toutefois pas que des préférences des participants. Au-delà des leurs préférences, c'est l'information acquise par les répondants qui peut influencer leurs perceptions. Le participant est influencé par les événements de la campagne qui affectent ses perceptions. On dit alors que ces variables sont exogènes. Les sondages sont l'un de ces facteurs exogènes. Skalaban (1988), Blais, Nadeau, Gidengil, Nevitte et Turcotte (1996) et Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) ont montré que les sondages pouvaient affecter le vote des électeurs ainsi que leurs perceptions quant aux chances des partis de remporter les élections. On peut penser que les sondages pourraient ici avoir un impact sur les

participants. Comme les répondants n'ont pas tous été interrogés au même moment, les résultats du sondage le plus récent publié avant l'entrevue pourraient influencer leurs perceptions. Il est aussi possible que seuls ceux qui ont pris connaissance des sondages soient influencés par leurs résultats. En conséquence, deux variables mesurant l'impact des sondages ont été incluses au modèle; l'une d'entre elle mesure l'effet des sondages pour tous les répondants et la seconde ne mesure l'effet que pour ceux qui disent avoir pris connaissance des sondages (environ 44% des participants).

De la même manière, on peut penser que la journée de l'entrevue peut être corrélée aux perceptions. Les intentions de votes fluctuent au cours d'une campagne électorale. On a d'ailleurs montré l'effet de certains événements sur les intentions de vote, tels que les débats des chefs et les publicités (Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999; Blais et Bloyer 1996). Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) ont montré que c'était le cas en 1997 : beaucoup d'électeurs ont modifié leur intention de vote suite aux débats de chefs. Les perceptions pourraient aussi varier en fonction de ces événements.

Tout autant que les sondages ou les événements d'une campagne, le simple passage du temps pourrait affecter les perceptions. Lewis-Beck et Skalaban (1989) et Gimpel et Harvey (1997) ont montré qu'à mesure qu'on se rapprochait du jour du vote, la prédiction des répondants quant à l'issue de la consultation gagnait en justesse.

Toutes les variables décrites précédemment ainsi que des variables indiquant le sexe du répondant ainsi que son appartenance à la religion catholique ou à un syndicat ont été incluses dans quatre régressions de type OLS. Les variables dépendantes sont les chances attribuées par les participants aux quatre partis. La variable indépendante principale indique si le répondant a donné un score total « inadéquat », c'est-à-dire inférieur à 80 ou supérieur à 120¹¹. Le tableau V présente les résultats (voir appendice).

Tel qu'attendu, il existe un effet de projection. Les partisans surestiment les chances de leur formation politique. Les différences ne sont toutefois pas énormes : environ 4 à 6 points. L'effet de projection n'est pas non plus propre aux partisans; les évaluations des partis et des leaders créent aussi un effet de projection. Plus l'évaluation d'un répondant pour un parti est favorable en comparaison de celle pour les autres partis, plus il estime élevées les chances de ce parti. On remarque la même relation avec évaluations des leaders.

Nos hypothèses quant à l'influence du moment de l'entrevue sont aussi confirmées. Il semble que le débat ait eu une influence sur les perceptions des répondants quant aux chances du Parti libéral et du Parti conservateur. Le débat a produit dans un premier temps un effet négatif sur les chances du Parti libéral, effet qui s'est cependant résorbé à la fin de la campagne. À l'inverse, le débat a produit un effet positif sur les chances du Parti conservateur, effet qui s'est lui aussi résorbé à la fin de la campagne. Ces résultats sont conformes à ceux de Blais, Nadeau, Gidengil

et Nevitte (1999) qui ont montré des tendances similaires en ce qui a trait à l'effet du débat sur les intentions de vote en 1997.

Les résultats sont aussi en partie conformes à ceux de Lewis-Beck et Skalaban (1989) et Gimpel et Harvey (1997) qui ont montré que les prédictions gagnent en justesse à mesure qu'on se rapproche du jour du vote. En 1997, les répondants ont attribué de meilleures chances au Parti libéral à mesure que le jour du vote approchait. Toutes choses étant égales par ailleurs, un répondant interrogé le premier jour de la campagne électorale attribuait un score de 54 au Parti libéral tandis qu'un répondant interrogé la journée précédant le vote lui attribuait un score de 64. La relation n'est pas significative pour les trois autres partis.

Comme d'autres l'ont montré, les sondages affectent les perceptions mais il semble qu'ils affectent uniquement les perceptions de ceux qui en ont pris connaissance. Les résultats du tableau V montrent que plus grande est l'avance d'un parti sur les autres dans les sondages, plus grandes apparaissent ses chances aux yeux des répondants (pour ceux qui ont pris connaissance des sondages). La relation est significative pour le Parti libéral et le Parti conservateur.

Les répondants ne sont pas non plus indifférents à la course dans leur circonscription. Ils transposent en partie les chances des partis de gagner l'élection dans leur circonscription à l'ensemble du pays. La relation, bien que significative, est toutefois faible. Par exemple, toutes choses étant égales par ailleurs, lorsqu'un

répondant perçoit que le Parti libéral est certain de gagner dans sa circonscription (100 pour le PLC et 0 pour les autres), il attribue des chances de 7 points plus élevées au Parti libéral dans l'ensemble du pays en comparaison d'un répondant qui perçoit le Parti libéral nez à nez avec un autre parti dans sa circonscription. Pour les autres partis, la relation est plus forte; les différences varient de 13 à 17 points¹².

La région dans laquelle vit le répondant affecte aussi ses estimations : en comparaison des répondants de l'Ontario, ceux de l'Ouest sous-estiment les chances du Parti conservateur tandis que ceux des maritimes sous-estiment les chances du Parti réformiste. L'environnement des individus, qu'il s'agisse de la région ou de la circonscription, influence donc leurs perceptions.

Tel qu'attendu, le niveau d'éducation et de connaissance de la politique est corrélé aux perceptions. Ceux qui ont un niveau d'éducation ou de connaissance de la politique plus élevé estiment plus élevées que les autres répondants les chances du Parti libéral.

Les variables de contrôle incluses au modèle sont donc pertinentes. Elles sont presque toutes corrélées aux perceptions. Sur le plan théorique, elles nous apprennent que les perceptions ont une origine à la fois endogène (effet de projection) et exogène (effet des événements de la campagne). L'individu semble construire ses perceptions à partir de la réalité mais aussi à partir de ses souhaits et de ses préférences.

Malgré toutes ces variables de contrôle, il existe des écarts importants entre les perceptions des deux groupes de répondants. Ceux qui ont donné un score total « inadéquat » surestiment les chances des quatre partis en comparaison des autres individus. La différence est de près de 5 points pour le Parti libéral et jusqu'à 20 points pour le Parti réformiste. De toute évidence, les individus qui ne répondent pas « adéquatement » à la question n'ont pas les mêmes perceptions que les autres répondants¹³.

Tel que le montre la figure 1, les scores totaux donnés par les répondants ne se subdivisent pas naturellement en deux groupes, soient ceux qui ont un score total entre 80 et 120 et les autres. Comme la valeur des scores totaux varie beaucoup, on peut formuler l'hypothèse que les perceptions des répondants varient selon la valeur de leur score total. Pour s'en assurer, il convient de répéter le test précédent en substituant la variable indépendante dichotomique par une variable mesurant cette fois le score total. Cela permet de mesurer s'il existe une relation linéaire entre le score total et les perceptions. Le tableau VI présente les résultats (voir appendice).

Le score total semble corrélé aux perceptions des répondants de manière linéaire. Ce résultat était prévisible. Si un individu donne un score total égal à 200, il est certain que, pour au moins certains partis, ses estimations sont plus élevées que celles d'un répondant qui a donné un score total égal à 100. C'est sans doute pour cette raison que les chercheurs qui ont utilisé ces données ont supposé que les

réponses des individus dont le score total n'était pas égal à 100 devaient être transformées avant de pouvoir être comparées. Ils ont ramené sur un total égal à 100 les réponses de tous les individus. En procédant ainsi, les chercheurs ont réglé le problème, du moins en apparence.

L'objectif de ceux qui ont utilisé cette procédure était sans doute de régler le problème de la forme inattendue des réponses. La transformation doit rendre les réponses intelligibles et comparables. Elle doit leur fournir une forme plus facilement compréhensible. L'interprétation de celles-ci en devient alors plus simple.

Est-ce justifié de procéder ainsi? Ceux qui ont adopté cette pratique n'ont pas juger nécessaire de se justifier outre mesure. La standardisation doit toutefois avoir ses fondements. L'hypothèse sous-jacente à une telle procédure doit être que les répondants évaluent les chances des partis de manière comparative. Chaque score prendrait un sens par rapport aux chances de l'ensemble des partis. Voilà l'explication la plus plausible qui justifie la démarche des chercheurs qui ont employé ces questions.

Mais cette procédure peut-elle permettre de transformer complètement les réponses des individus? La réponse est non. La standardisation ne change que la forme des réponses. Le rapport (proportionné) d'un score à l'autre est préservé. La standardisation ne fait que ramener l'ensemble des réponses sur une base comparable (ici une base 100). En conséquence, nos attentes quant à la comparaison des réponses

une fois standardisées sont limitées. Des différences significatives devraient persister puisque le rapport (proportionné) des chances est préservé mais les tendances observées précédemment devraient être reproduites; seule l'ampleur des relations devrait être modifiée. Une telle procédure pourra toutefois peut-être aider à expliciter le sens des réponses dont le score total n'égale pas 100.

Cette transformation permet-elle de rendre semblables les réponses des individus des deux groupes? Une fois standardisées, les réponses des individus dont le score total ne se situe pas entre 80 et 120 sont-elles similaires à celles des autres participants? Afin de répondre à cette question, il faut transformer les réponses des participants de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 suivant la méthode employée par les chercheurs. La plupart d'entre eux (Blais et Nadeau 1996, Brady, Johnston, Blais et Crête 1991; Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999) ont divisé les chances de chacun des partis par le score total du répondant.

De toute évidence, la standardisation des réponses selon cette méthode ne permet pas de les rendre semblables (voir tableau VII). Les évaluations standardisées des répondants dont le score total ne se situe pas entre 80 et 120 ne sont pas semblables à celles des autres individus; des écarts considérables persistent.

Tableau VII. Perceptions standardisées

N = 3511		LIBERAL	PC	NPD	REFORMISTE
Répondants avec un score total « adéquat »	Scores bruts	65.7	21.2	7.0	9.3
Répondants avec un score total « inadéquat »	Scores bruts	68.8	44.9	27.4	31.8
	Standardisation simple	42.1	25.6	14.7	17.6

Comme nous l'avons fait précédemment, il convient de s'assurer que ces différences ne sont pas le fruit de certaines autres variables. Des différences significatives persistent entre les perceptions des répondants qui ont un score « adéquat » et les autres même lorsqu'on contrôle pour la série de variables présentées plus tôt. De même, on note une relation entre le score total et les perceptions standardisées. Les tableaux VIII et IX présentent les résultats (voir appendice I). Il est toutefois trop tôt pour conclure que les réponses ne sont pas semblables. Bartels, dans le cadre d'une étude sur les primaires démocrates, a procédé à un autre type de standardisation.

Bartels a exprimé un doute quant à la formulation de la question qui spécifie qu'un score égal à 50 signifie « *an even chance* ». Il soupçonne que plusieurs répondants ont pu comprendre que si tous les partis avaient une chance égale de remporter les élections, ils devaient avoir un score de 50. Dans le cas des primaires démocrates, chacun des six candidats aurait donc eu 50, soit un total de 300. Pour contrer ce problème, Bartels (1988 : 320-323) a corrigé les réponses des participants de sorte qu'un score de 50 signifie 17.6, soit près du sixième des chances; les

réponses, mises sur une échelle de 0 à 1, ont été élevées à la puissance 2.5. Une fois cette transformation réalisée, Bartels a procédé à la standardisation décrite plus haut.

Cette seconde forme de standardisation n'a pu être accomplie exactement de la même manière. Certes, la même question a été posée durant le sondage de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 et donc, le même problème se présente : l'expression « *an even chance* » a été utilisée. La différence relève du fait qu'il y avait quatre partis et non six. Pour combler cette différence, c'est à la puissance 2 qu'ont été élevées les chances des partis (mises sur une échelle de 0 à 1) : 0.5 à la puissance 2 prend une valeur de 0.25, soit le quart des chances. Cette correction n'a été apportée qu'aux répondants qui ont été interrogés en anglais : la question en français utilisait plutôt l'expression « une chance sur deux » ce qui, il est permis de croire, ne pose pas les mêmes problèmes que la formulation anglaise.

Tel que le montre le tableau X, la méthode de Bartels ne permet pas non plus de rendre les réponses semblables. Des écarts importants persistent entre les perceptions des participants des deux groupes et ce même en contrôlant pour les variables décrites plus tôt (voir appendice, tableaux XI et XII).

Tableau X. Perceptions standardisées – méthode de Bartels

N = 3511		Liberal	PC	NPD	REFORMISTE
Répondants avec un score total « adéquat »	Scores bruts	65.7	21.2	7.0	9.3
Répondants avec un score total « inadéquat »	Scores bruts	68.8	44.9	27.4	31.8
	Standardisation de Bartels	50.2	23.9	11.6	14.4

Ces résultats ne nous aident pas beaucoup à porter un jugement sur la validité des réponses. Il demeure difficile de déterminer si oui ou non les individus qui ne répondent pas « adéquatement » aux questions probabilistes de forme numérique les comprennent bien. Bien que les perceptions sont différentes, elles pourraient toutes avoir un sens. D'ailleurs, les résultats que l'on vient d'examiner permettent de formuler une hypothèse quant à la signification des réponses des individus qui donnent un score total « inadéquat ». On remarque qu'il y a une relation entre le score total et les perceptions standardisées. Plus les répondants donnent des scores totaux élevés, plus ils estiment faibles les chances du Parti libéral et plus ils estiment élevées les chances des autres partis. Dans la mesure où les réponses « inadéquates » ont un sens, on peut croire que les répondants qui donnent un score total élevé perçoivent la course comme étant serrée. Parce qu'ils perçoivent que la course est serrée, ils entrevoient toutes sortes de scénarios possibles et parce qu'ils entrevoient un grand nombre de possibilités, ils sont portés à attribuer des scores relativement élevés à plusieurs partis. Les réponses « inadéquates » pourraient donc avoir un sens mais celui-ci ne serait perceptible que lorsque les réponses sont standardisées. Ce qu'auraient voulu exprimer les participants en donnant des scores élevés à tous les partis est qu'ils perçoivent la course comme étant serrée.

À la question, « les réponses sont-elles semblables? », il faut répondre non. Les perceptions des chances des partis de remporter les élections sont corrélées au score total donné par les répondants et ce même en contrôlant pour une série de variables (la tendance est la même lorsque les réponses sont standardisées). Un

bémol doit compléter cette affirmation : certes, les perceptions varient en fonction du score total mais on remarque aussi que la grande majorité des répondants, qu'ils aient donné un score total se situant entre 80 et 120 ou non, attribuent les meilleures chances au Parti libéral. Quand vient le moment de quantifier les chances des partis, les répondants semblent éprouver de la difficulté, mais la grande majorité des répondants comprenaient que le Parti libéral était favori pour remporter les élections. Cette dernière constatation porte à croire que les individus qui ne répondent pas « adéquatement » à la question donnent des réponses qui ont un sens. Ils ont eu de la difficulté à quantifier les chances des partis mais ils ont perçu l'essentiel, soit que le Parti libéral était le favori dans la course. De plus, il est permis de croire, à la lumière des résultats des tableaux IX et XII, que les répondants qui donnent un score total élevé comprennent les questions et qu'ils donnent des scores élevés à tous les partis parce qu'ils perçoivent les élections comme étant serrées. Leurs réponses auraient un sens qu'il nous serait plus facile à saisir une fois les scores standardisés. Le fait que les réponses « inadéquates » soient différentes des autres ne signifierait donc pas qu'elles n'ont pas de sens mais plutôt qu'elles ont un sens différent. Tout ceci n'est bien sûr qu'une hypothèse qu'il reste à vérifier. C'est le propos des deux prochaines sections.

L'origine des perceptions : les répondants réagissent-ils aux sondages?

D'où viennent les perceptions des répondants? L'une des sources est sans aucun doute les sondages publiés durant la campagne électorale. De nombreuses recherches ont montré l'influence des sondages sur le vote et sur les perceptions des

électeurs (Slakaban 1988; McAllister et Studlar 1991; Blais, Nadeau, Gidengil, Nevitte et Turcotte 1996; Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999). Les nombreux sondages publiés durant la campagne indiquent l'évolution des intentions de vote et permettent aux individus d'avoir une meilleure idée de la course qui se déroule. Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) ont montré que les sondages avaient une influence sur les perceptions des participants, même en contrôlant pour une série de variables socio-économiques. Ils ont montré que lorsque l'écart grandissait dans les sondages entre deux partis, l'écart grandissait aussi dans les perceptions des répondants quant aux chances de ces partis de remporter les élections. Nous avons nous même vu que cela était le cas plus tôt dans cette étude.

La question centrale qui nous préoccupe est la suivante : est-ce que tous les individus donnent des réponses qui ont un sens pour eux? Dans l'hypothèse où les individus qui donnent un score total « inadéquat » comprennent bien les questions, ils devraient, tout comme les répondants qui donnent un score total « adéquat », ajuster leurs perceptions aux résultats des sondages. Les individus qui ne répondent pas « adéquatement » aux questions ne devraient pas réagir différemment des autres. Si, par contre, ces répondants ne comprennent pas les questions, on peut supposer que leurs réponses ont été exprimées de manière aléatoire. Dans ce cas, elles ne devraient pas être corrélées aux variations dans les sondages et seules les réponses des individus qui ont donné un score total « adéquat » devraient y être corrélées. Qu'en est-il?

La méthode à employer pour vérifier cette hypothèse est celle développée par Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999). La variable dépendante est l'écart entre les perceptions des répondants quant aux chances d'un parti A et d'un parti B de remporter les élections (six paires étaient possibles : Libéral-Conservateur, Libéral-Réformiste, Libéral-NPD, Conservateur-Réformiste, Conservateur-NPD et Réformiste-NPD).

La variable indépendante principale (SONDAGE) mesure l'écart dans les intentions de vote dans le dernier sondage publié avant l'entrevue pour les mêmes six paires de partis décrites plus haut. Cette variable mesure l'effet des sondages sur les perceptions des répondants. Plus l'écart augmente dans les sondages, plus l'écart dans les perceptions des répondants devrait être important.

Une variable additionnelle est incluse au modèle. Ici, la méthodologie se distingue de celle développée par Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999). La variable $\text{SONDAGE} \times \text{SCORE TOTAL} \ll \text{INADÉQUAT} \gg$ indique l'effet additionnel des sondages sur les perceptions des répondants qui ont donné un score total qui *ne se situe pas* entre 80 et 120. Dans l'hypothèse où ces individus donnent des réponses qui n'ont pas de sens pour eux, cette variable devrait être négative et la valeur du coefficient associé à cette variable devrait neutraliser l'effet de la variable SONDAGE. Par exemple, si le coefficient de la variable SONDAGE prenait la valeur 0.8, le coefficient de la variable $\text{SONDAGE} \times \text{SCORE TOTAL} \ll \text{INADÉQUAT} \gg$ devrait évaluer -0.8 . Ainsi, une augmentation de 10 points de

l'écart entre les partis A et B dans les sondages donnerait lieu à une augmentation de 8 points de l'écart entre ces deux partis au niveau des perceptions quant à leurs chances de gagner les élections. L'addition de la variable $\text{SONDAGE} \times \text{SCORE TOTAL}$ « INADÉQUAT » rendrait nul cet effet pour les répondants dont le score total ne se situe pas entre 80 et 120. Si une telle situation devait se présenter, cela inciterait à croire que les individus qui ne fournissent pas une réponse « adéquate » aux questions sur les anticipations ne comprennent pas les questions et donnent des réponses qui n'ont pas de sens, même pour eux.

Le modèle inclut également une variable dichotomique indiquant si le répondant a donné un score total ne se situant pas entre 80 et 120. On sait que ces répondants ont eu tendance à donner des scores plus élevés aux formations politiques autres que le Parti libéral et on peut donc s'attendre à ce qu'ils perçoivent en général les écarts entre les partis comme étant plus faibles. À ces variables, on a ajouté toutes les autres variables qui ont servi de contrôle lors des tests précédents.

Afin d'obtenir un résultat global quant à l'effet des sondages chez les deux groupes de répondants, on a regroupé les données. Il s'agit de multiplier le nombre de cas par six (car il y a six paires de partis). Ainsi, chaque répondant compte pour six répondants; la seule différence entre ces six répondants étant la paire de partis considérée. Par exemple, le participant X_0 devient les participants X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 , et X_6 . Chacun de ces six participants possède les mêmes caractéristiques socio-économiques. Les seules différences qui les distinguent sont les variables ÉCART

ENTRE LES CHANCES DES PARTIS et SONDAGE. Pour X_1 , par exemple, ces dernières variables ont une valeur qui correspond à la paire Libéral-Conservateur, alors que pour X_2 , ces variables ont une valeur qui correspond à la paire Libéral-NPD. L'avantage est double : obtenir davantage de cas et avoir dans une seule régression l'effet global pour l'ensemble des paires de partis. Le tableau XIII présente les résultats (voir appendice).

Première constatation intéressante, on note encore une fois la présence d'un effet de projection. Les partisans estiment meilleures que les autres répondants les chances de leur formation politique. Comme nous l'avons vu plus tôt, l'effet de projection n'est pas le propre des partisans; la force des préférences, que ce soit par rapport au parti en tant que tel ou par rapport au leader, est corrélée aux perceptions. Plus la préférence d'un répondant est forte pour un parti ou un leader par rapport aux autres, meilleures il perçoit les chances de ce parti par rapport aux autres.

Les individus ne sont par contre pas complètement aveuglés par leurs préférences. On remarque, une fois de plus, que les plus éduqués, c'est-à-dire ceux qui ont obtenu un diplôme de l'université réagissent différemment des autres répondants. Il en est de même pour les individus qui ont une plus grande connaissance de la politique.

Comme nous l'avons montré dans une section précédente du texte, les perceptions des répondants ont aussi des sources exogènes. Les événements de la

campagne influencent les perceptions. Ainsi, le débat, la région, les chances des partis de remporter l'élection dans leur circonscription, de même que le jour de l'entrevue, sont corrélées aux perceptions. De même en est-il pour les sondages.

Tel que Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) l'ont souligné, les sondages influencent les perceptions des individus quant aux chances des partis de gagner les élections. En moyenne, lorsque l'écart dans les sondages augmente de 10 points entre deux partis, les individus qui ont répondu « adéquatement » modifient l'écart perçu de 16 points. Les sondages ont donc un impact très important sur les perceptions des individus qui ont répondu « adéquatement » aux questions.

On ne peut pas en dire autant des individus qui ont donné un score total inférieur à 80 ou supérieur à 120. La seconde variable mesurant l'effet additionnel des sondages sur les perceptions de ces répondants (Sondage x Score total « inadéquat ») indique que les sondages ont un impact presque deux fois moins important chez les individus qui n'ont pas donné un score total « adéquat ». Par exemple, si l'écart entre deux partis s'agrandit de dix points dans les sondages, nous avons vu que les répondants qui donnent un score total « adéquat » modifient l'écart perçu de 16 points; pour leur part, les répondants qui ne donnent pas un score total « adéquat » ne modifient l'écart que de 9 points. Il y a donc une différence dans l'ampleur des modifications des perceptions mais les individus des deux groupes ajustent leurs perceptions. Si les participants avaient donné des réponses qui n'ont pas de sens, ils n'auraient pas dû modifier leurs réponses. Ces résultats amènent

conclure que les réponses apparemment « inadéquates » (score total inférieur à 80 et supérieur à 120) ont un sens pour les individus puisque ceux-ci ajustent leurs réponses aux nouvelles informations provenant des sondages.

Nous avons refait le test en utilisant les perceptions standardisées et les résultats sont similaires (voir les tableaux XIV et XV). Nous avons aussi essayé d'autres spécifications de la variable sondage mais là aussi les résultats sont analogues. Les individus qui donnent une réponse « inadéquate » réagissent aux sondages mais apportent des ajustements d'une moins grande ampleur que les autres répondants. Nous avons aussi refait le test en modifiant la définition d'un score total « inadéquat »; les mêmes tendances ont été observées (les résultats ne sont pas présentés).

Outre l'examen de l'origine des perceptions, une autre analyse mérite notre attention. Nous savons que les perceptions quant aux chances des partis de gagner les élections ont des conséquences sur le vote des répondants. Il s'agit maintenant de vérifier la présence de ces conséquences chez les individus qui n'ont pas donné une réponse « adéquate ».

Les conséquences des perceptions : influencent-elles le vote des répondants?

Les perceptions quant au résultat des élections sont de plus en reconnues comme étant un facteur déterminant le vote des électeurs. Comme il a été mentionné,

ces perceptions peuvent influencer le vote des répondants sous la forme d'un effet de contagion (Marsh 1985; Bartels 1988; Skalaban 1988; Nadeau, Cloutier et Guay 1993; Nadeau, Niemi et Amato 1994) ou d'un vote stratégique (Blais et Nadeau 1996; Cox 1997; Kriesi 1998; Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999). Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) ont montré l'impact des perceptions sur le vote même en contrôlant pour une série de variables mesurant les préférences des électeurs. Leurs travaux montrent que plus les répondants perçoivent les chances d'un parti comme étant élevées, plus leur propension à voter pour ce parti est forte.

Le raisonnement adopté lors du test précédent peut être reproduit ici. Si tous les répondants comprennent les questions, on devrait s'attendre à ce que les perceptions aient un impact sur le vote de tous les répondants, quel que soit le score total qu'ils ont fourni. À l'inverse, si certains individus ne comprennent pas les questions et que leurs réponses n'ont pas de sens, celles-ci devraient avoir été exprimées de manière aléatoire et de ce fait, elles ne devraient pas être corrélées au vote, une fois leurs préférences prises en compte. Dans ce cas, seules les réponses des individus qui ont donné un score total se situant entre 80 et 120 devraient être corrélées au vote.

Il est plus approprié ici d'utiliser les chances des partis de remporter la victoire dans la circonscription. Blais et Nadeau (1996) et Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999) ont utilisé les perceptions de la course au niveau local pour vérifier l'impact des perceptions sur le vote. Il semble d'ailleurs justifié d'utiliser la course

locale comme point de référence : c'est au niveau local que l'on peut espérer que son vote puisse faire la différence et non au niveau national. Il n'y a pas non plus de problème à utiliser les questions de la course locale puisque, nous l'avons vu, les individus éprouvent autant de difficultés à répondre à la question locale que nationale.

La variable indépendante principale (chances dans le comté) mesure donc les perceptions des individus quant aux chances des partis de remporter la victoire dans leur circonscription. Il s'agit en fait de l'écart entre les chances du parti concerné et celles du parti parmi les autres qui est perçu comme ayant les meilleures chances. Tout comme c'était le cas plus tôt, d'autres facteurs peuvent influencer le vote. Il faut donc mesurer l'effet des perceptions sur le vote en contrôlant pour ces autres variables. La littérature a montré qu'au Canada l'identification partisane, la région, l'appartenance à la religion catholique, l'appartenance à un syndicat, l'âge, l'éducation et le sexe ont une influence sur le vote. De même en est-il des évaluations des leaders et des partis (voir Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte 1999). Nous pouvons donc nous attendre à ce que tous ces facteurs soient corrélés au vote. Toutes ces variables ont été incluses dans quatre régressions de type OLS. La variable dépendante est le vote. Nous utilisons ici uniquement l'échantillon excluant le Québec, compte tenu du fait que le Parti réformiste ne présentait pas, sauf exception, de candidats dans cette province en 1997. Le tableau XVI présente les résultats (voir appendice).

Tel qu'attendu, la plupart des facteurs énumérés plus haut sont corrélés au vote. Les partisans votent pour leur formation politique, les catholiques appuient davantage pour le Parti libéral et les femmes sont plus enclines à voter pour le NPD; les répondants des provinces de l'Atlantique ont voté davantage pour le NPD et le Parti conservateur que ceux de l'Ontario; enfin, plus un répondant a une opinion favorable d'un leader ou d'un parti en comparaison des autres, plus sa propension à voter pour ce parti est forte.

Les perceptions quant aux chances des partis de remporter les élections sont aussi corrélées au vote pour le Parti libéral et le Parti réformiste. Plus un répondant a l'impression qu'un parti a des chances de gagner dans son comté, plus sa propension à voter pour ce parti est grande. Ces résultats peuvent souligner la présence de deux phénomènes distincts. Le premier est un vote stratégique. Certains répondants pourraient être incités à appuyer un parti politique (Parti libéral ou Parti réformiste) car ils évaluent que ce parti a plus de chances de remporter l'élection qu'un autre parti (voir Blais et Nadeau 1996). Le second est un effet de contagion. Certains répondants pourraient avoir décidé de voter pour l'un de ces deux partis pour se conformer à la volonté de la majorité (Marsh 1985). L'objectif de la recherche n'est cependant pas de déterminer dans quelle mesure l'un ou les deux phénomènes mentionnés ont été observés. Nous savons au minimum que les répondants qui ont voté pour Parti libéral et le Parti réformiste ont été influencés par leurs perceptions quant à leurs chances de remporter l'élection dans leur circonscription.

La variable « chances dans le comté x un score inadéquat » mesure l'effet additionnel des perceptions des répondants qui n'ont pas donné un score total se situant entre 80 et 120. Si les perceptions de ces individus n'étaient pas corrélées au vote, la variable devrait être significative et négative de sorte qu'elle neutralise l'effet de la variable « chances dans le comté ». Par exemple, si la variable « chances dans le comté » prenait la valeur de 0.25, la variable « chances dans le comté x score inadéquat » devrait prendre la valeur -0.25 . Ainsi, l'effet des perceptions pour les individus qui ne répondent pas « adéquatement » aux questions serait nul. Il semble toutefois que les perceptions des répondants qui ont donné un score total « inadéquat » sont au moins tout autant corrélées au vote. Jamais la variable interactive est à la fois significative et négative¹⁴.

Encore une fois, nous avons vérifié si les mêmes tendances étaient observées lorsqu'on utilisait les chances standardisées (voir les tableaux XVII et XVIII) ou lorsqu'on modifiait la spécification d'un score total « inadéquat ». Les mêmes tendances ont été observées.

De même qu'il était possible de conclure que les réponses « inadéquates » avaient un sens suite à l'examen de l'origine des perceptions, il nous est permis de porter un tel jugement à la lumière du dernier test. Les perceptions de tous les répondants, qu'ils aient ou pas donné un score total « adéquat », influencent leur vote.

Conclusion

Quel jugement doit-on porter quant à la valeur des réponses aux questions probabilistes de forme numérique mesurant les perceptions des chances des partis de remporter les élections? Doit-on continuer à utiliser ce type de question? À la lumière des résultats obtenus dans cette recherche, rien ne permet de conclure que les participants au sondage de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 ne comprennent pas les questions. Nous pouvons affirmer que les réponses des individus ont un sens pour eux.

Certes, beaucoup de personnes ont de la difficulté à estimer les probabilités. Elles commettent de nombreuses erreurs et celles-ci sont parfois très importantes. Nous l'avons vu, la grande majorité des individus n'ont pas réussi à donner une réponse dont le score total égalait ou même s'approchait de 100. Il semble d'ailleurs que la difficulté augmente à mesure qu'augmente le nombre de partis dont le répondant doit évaluer les chances : plus le nombre de partis est élevé lors d'une élection, plus les répondants donnent un score total élevé. De nombreuses recherches en psychologie ont souligné les problèmes des individus face aux probabilités; mais le fait que les individus aient de la difficulté à estimer les probabilités ne signifie pas qu'ils ne comprennent pas les questions probabilistes de forme numérique et surtout, cela ne signifie pas que les estimations qu'ils font n'ont pas de sens pour eux. Nous l'avons vu, tous les interviewés, autant ceux qui répondent « adéquatement » que les autres, réagissent et ajustent leurs estimations aux variations dans les sondages. Ceux qui ont plus de difficulté à répondre « adéquatement » aux questions ajustent moins

leurs estimations; il n'en demeure pas moins qu'ils modifient leurs estimations en fonction des nouvelles informations fournies par les sondages, et ce de façon cohérente. Quand un parti monte dans les sondages, les probabilités de victoire imputées à ce parti montent également.

Les résultats sont encore plus probants quand on examine l'impact des perceptions sur le vote. Les perceptions ont un impact sur le vote de tous les participants, qu'ils aient répondu « adéquatement » ou non aux questions. Là aussi les réponses ne semblent pas avoir été données au hasard puisqu'elles sont corrélées au vote même en contrôlant pour les préférences des individus.

Les réponses aux questions probabilistes de forme numérique qui mesurent les chances des partis de gagner les élections semblent donc avoir un sens pour les individus qui les donnent. Plus encore, il semble qu'elles soient en partie exactes. Nous l'avons souligné, la grande majorité des participants ont attribué les meilleures chances au Parti libéral qui était de toute évidence le favori lors de ces élections. Les individus ont commis des erreurs mais ils ont en majorité saisi l'essentiel, soit que le Parti libéral allait remporter les élections.

De toute évidence, les difficultés que les individus ont rencontrées et les erreurs qu'ils ont commises ne les ont pas empêché de donner des réponses qui ont malgré tout un sens. Cela ne nous éclaire pas pour autant sur le sens exact de ces réponses. L'hypothèse la plus plausible serait qu'un répondant donne un score total

élevé lorsqu'il perçoit la course comme étant serrée. Comme le répondant perçoit la course comme étant serrée, il s'imagine que tous les partis ont de bonnes chances de remporter les élections et donc, il attribue des scores élevés à tous les partis. Il ne s'agit toutefois que d'une hypothèse sérieusement envisageable du fait que nous avons maintenant que les réponses ont un sens. Quelque soit le sens des réponses, ce qui semble certain, c'est que les individus ne les ont pas données au hasard. Doit-on pour autant cautionner la formulation de la question?

Nous avons souligné les difficultés générales des individus quant à l'estimation des probabilités. Converse et Presser ont aussi fait quelques mises en garde générales quant au type de question à utiliser et recommandaient la simplicité quant à leur formulation. De toute évidence, ces questions qui demandent aux répondants de quantifier les chances des partis de remporter les élections ne sont pas simples. Par conséquent, et bien que les réponses données par les individus aient un sens, on doit se demander si la formulation de ces questions est la meilleure qui soit.

L'aspect de la tâche qui est le plus exigeant et le plus ardu par rapport à ces questions est sans doute la quantification des chances des partis. Pour s'en rendre compte, il suffit de faire l'exercice soi-même. L'issue des élections peut être aisée à prédire; nous avons tous une idée de qui va gagner. Ce qui est plus difficile cependant, c'est quantifier les chances des partis. Lors des élections de 1997, le Parti libéral était favori mais quelles étaient ses chances exactes? La majorité des répondants ont donné les meilleures chances au Parti libéral mais leurs estimations

varient beaucoup. L'évaluation est encore plus difficile en ce qui concerne les chances des autres partis. Les facteurs déterminant le résultat final des élections ou le succès d'un parti sont multiples, changeants et mal connus pour plusieurs individus. L'estimation des chances des partis est donc une tâche difficile à accomplir. Si la quantification des probabilités est au cœur de la difficulté, quelle est la solution?

Nous avons précisé les avantages de ce format de question en comparaison de la formulation de type nominal : les chercheurs sont désormais en mesure de connaître les perceptions quant à l'ordre de tous les partis, du favori au plus défavorisé, et de savoir si les répondants perçoivent la course comme étant serrée. Les questions probabilistes de forme numérique sont-elles les seules à pouvoir fournir cette information? Il semble que non.

Une autre formulation, beaucoup plus simple, est actuellement utilisée dans les études électorales britanniques. Il s'agit de deux questions. La première demande aux participants d'identifier le vainqueur probable (qui va former le gouvernement). La seconde demande aux répondants d'évaluer si la course est serrée ou non. Ces deux questions ont l'avantage de fournir une bonne partie de l'information fournie par la question de forme numérique : nous obtenons l'information quant au vainqueur probable et nous savons si la course est serrée ou non. La formulation a donc l'avantage d'être simple. Elle est en deux temps : on demande d'abord qui va gagner et ensuite on demande si la course est serrée. Ceci a probablement l'avantage de simplifier la tâche aux répondants qui ne doivent pas se prononcer sur ces deux

éléments de réponse en même temps. Les deux éléments sont clairement distincts. Cependant, si la course est serrée, nous ne connaissons pas qui « talonne » le favori. L'ordre des partis n'est pas spécifié. Une autre question pourrait être plus simple que la question de forme numérique et plus complète que celle des études électorales britanniques ou américaines.

Les chercheurs pourraient utiliser une autre question qui recueillerait une information presque aussi riche et raffinée que celle de type numérique, et qui en même temps n'exigerait pas de la part des répondants qu'ils quantifient les chances des partis de manière précise. Il s'agit d'une question de type ordinal. Voici la question que nous proposons : « *Croyez-vous que le parti X a de très bonnes chances de remporter les élections, d'assez bonnes chances, peu de chances ou aucune chance?* ».

Les répondants seraient toujours appelés à évaluer les chances des partis mais on leur demanderait d'indiquer l'ordre de grandeur plutôt qu'un nombre précis. Cette manière de procéder aurait l'avantage de coller davantage, selon nous, à la façon de penser des gens. Elle permettrait également de mesurer les perceptions quant à l'ordre des partis et au caractère serré de la course. Certes, l'information recueillie perdrait en raffinement mais la question gagnerait en simplicité. La question de type ordinal serait donc un compromis entre la simplicité de la question de type nominal et l'information raffinée de la question de type numérique. La question de type ordinal permettrait de préserver une bonne partie des avantages de la question

numérique tout en limitant ses inconvénients. L'idéal, pour déterminer laquelle des questions de type ordinal ou probabiliste est la meilleure, serait de procéder à une expérience dans laquelle on pourrait comparer les réponses des individus aux deux questions. Une telle expérience comporterait deux vagues de questions posées à deux moments distincts durant la campagne. Il s'agirait de séparer en quatre l'échantillon des répondants. Le premier groupe devrait répondre deux fois aux questions de type numérique et le second serait appelé à répondre deux fois aux questions de type ordinal. Quant aux troisième et quatrième groupes, ils devraient d'abord répondre respectivement aux questions numériques et ordinales et ensuite, à l'inverse, aux questions ordinales et numériques. On saurait ainsi en mesure de mieux évaluer les avantages et inconvénients des deux approches.

À la question « les réponses des individus aux questions probabilistes de forme numérique mesurant les perceptions quant aux chances des partis de remporter les élections sont-elles valides? », il faut répondre par l'affirmative. Les réponses de tous les participants, qu'ils aient répondu « adéquatement » ou non aux questions, semblent avoir un sens pour eux. Malgré les difficultés auxquelles ils sont confrontés, les individus semblent comprendre les questions. Il n'apparaît donc pas contre-indiqué d'utiliser ces questions dans la recherche sociale. Par contre, cela ne signifie pas pour autant que les questions de forme numérique soient les meilleures qu'on puisse utiliser. Une autre question, de type ordinal, pourrait s'avérer être un meilleur choix par le compromis qu'elle permet de réaliser entre la simplicité de la question et une information raffinée.

BIBLIOGRAPHIE

- Bartels, Larry M.**, *Presidential Primaries and the Dynamics of Public Choice*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1988.
- Blais, A., E. Gidengil, R. Nadeau, N. Nevitte et M. Turcotte**, « Les sondages influencent-ils le vote? », Communication présentée au Colloque « Les effets des campagnes électorales » à l'Université de Montréal, 2 octobre 1996.
- Blais, A. et R. Nadeau**, « Measuring Strategic Voting : A two-Step Procedure », *Electoral Studies*, Vol.15, No.1, 1996, pp.39-52.
- Blais, A., R. Nadeau, E. Gidengil et N. Nevitte**, « Do Polls Influence the Vote? », manuscrit non publié, Montréal, 1999(A).
- Blais, A., R. Nadeau, E. Gidengil et N. Nevitte**, « Conceptualizing and Operationalizing Strategic Voting », manuscrit non publié, Montréal, 1999(B).
- Cox, Gary W.**, *Making Votes Count, Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*, Cambridge University Press, États-Unis, 1997.
- Kahneman, D., P. Slovic, A. Tversky**, *Judgment Under Uncertainty : Heuristics and Biases*, Cambridge University Press, Cambridge, 1982.
- Kriesi, H.**, « Straightforward and Strategic Voting in the Elections for the Swiss Council of States in 1995 », *Electoral Studies*, Vol. 17, No. 1, 1998, pp.45-59.
- Lewis-Beck, M. S. et A. Skalaban**, « Citizen Forecasting : Can Voters see into the Future? », *British Journal of Political Science*, Vol.19, 1989, pp.146-153.
- Marsh, C.**, « Back on the Bandwagon : The Effect of Opinion Polls on Public Opinion », *British Journal of Political Science*, Vol. 15, 1985, pp.51-74.
- McAllister, D., D. T. Studlar**, « Bandwagon, Underdog, or Projection? Opinions Polls and Electoral Choice in Britian, 1979-1987 », *Journal of Politics*, Vol. 53, No. 3, 1991, pp.720-741.
- McGlone, M., S. et A. B. Reed**, « Anchoring in the Interpretation of Probability Expressions », *Journal of Pragmatics*, Vol. 30, 1998, pp.723-733.
- Nadeau, R., R. G. Niemi et T. Amato**, « Expectations and Preferences in British General Elections », *American Political Science Review*, Vol. 88, No. 2, June 1994, pp.371-383.

Nadeau, R., R. G. Niemi et J. Levine, « Innumeracy About Minority Populations », *Public Opinion Quarterly*, 1993.

Skalaban, A., « Do Polls Affect Elections? », *Political Behavior*, Vol. 10, No. 2, 1988, pp.136-150.

Tversky, A. et D. Kahneman, « Availability : A Heuristic for Judging Frequency and Probability », *Cognitive Psychology*, Vol. 5, 1973, pp.207-232.

Tversky, A. et D. Kahneman, « Judgment Under Uncertainty : Heuristics and Biases », *Science*, Vol. 185, 1974, pp.1124-1130.

Tversky, A., D. J. Koehler, « Support theory : A nonextensional representation of subjective probability » *Psychological Review*, Vol. 101, 1994, pp.547-567.

APPENDICE
FIGURE, TABLEAUX ET DESCRIPTION DES VARIABLES

Figure I. Distribution des scores totaux

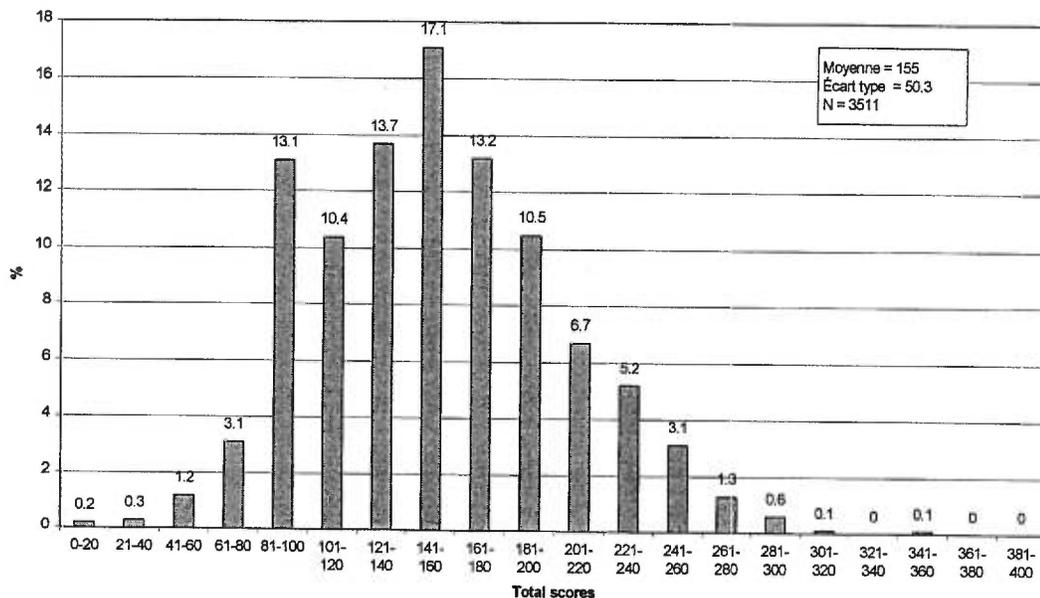


Tableau II. Déterminants d'un score total élevé

Description des variables

Score total : la variable *Score Total* est la somme des chances données par le répondant aux quatre partis. La variable est sur un intervalle de 0 à 400.

Parti libéral en premier : la variable est égale à 1 si le répondant a évalué en premier les chances du Parti libéral de remporter les élections dans le pays et 0 autrement.

Région : il s'agit de trois variables dichotomiques. Les variables prennent la valeur 1 si le répondant réside dans cette région et 0 autrement. La région témoin est l'Ontario.

Universitaire : la variable prend la valeur 1 si le répondant a obtenu un diplôme universitaire et 0 autrement.

Niveau de connaissance politique : la variable indique le nombre de bonnes réponses données par le participant à quatre questions factuelles portant sur la politique. Le répondant devait d'identifier l'actuel président américain, l'actuel ministre fédéral

des finances, l'actuel Premier ministre de sa province et la première femme à avoir été Premier ministre du Canada. La variable se compose d'une échelle de 0 à 1 où 1 signifie que le répondant a obtenu quatre bonnes réponses et 0, aucune.

Connaissance des sondages : il s'agit d'une variable dichotomique égalant 1 si le répondant a pris connaissance des sondages publiés dans la semaine précédant l'entrevue et 0 autrement.

Tableau V. Variations des perceptions en fonction du score total (scores bruts)

VARIABLES DEPENDANTES : CHANCES BRUTES DES PARTIS				
	LIBÉRAL	PC	NPD	REFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
Score total « inadéquat » (variable dichotomique)	4.77 (0.85) ^a	18.99 (0.84) ^a	16.14 (0.82) ^a	20.62 (0.80) ^a
Identification partisane	5.30 (0.95) ^a	5.40 (1.16) ^a	1.61 (1.49)	4.58 (1.51) ^a
Évaluation des leaders	4.68 (2.05) ^b	3.42 (1.93) ^c	-2.58 (1.80)	9.37 (1.94) ^a
Évaluation des partis	3.90 (2.10) ^c	6.07 (2.01) ^a	11.29 (1.82) ^a	2.70 (1.95)
Universitaire	2.92 (0.88) ^a	-2.03 (0.85) ^b	-2.40 (0.82) ^a	-2.40 (0.82) ^a
Connaissance politique	10.84 (1.41) ^a	-3.58 (1.39) ^b	-14.02 (1.37) ^a	-2.06 (1.32)
Age	-0.02 (0.03)	-0.08 (0.02) ^a	-0.08 (0.02) ^a	-0.03 (0.02)
Catholique	-0.45 (0.85)	0.59 (0.82)	1.67 (0.79) ^b	-0.24 (0.78)
Syndiqué	-0.58 (0.73)	-0.28 (0.75)	0.57 (0.73)	-0.86 (0.72)
Femme	-3.01 (0.75) ^a	5.70 (0.72) ^a	3.18 (0.71) ^a	0.49 (0.69)
Atlantique	0.14 (1.47)	-1.41 (1.33)	-1.59 (1.31)	-3.35 (1.35) ^b
Québec	-0.60 (1.09)	-0.97 (1.02)	-1.02 (1.01)	-1.09 (1.02)
Ouest	2.05 (0.98) ^b	-4.50 (0.89) ^a	-0.63 (0.85)	-0.73 (0.91)
Débat	-0.73 (0.33) ^b	1.30 (0.31) ^a	-0.10 (0.31)	-0.30 (0.30)
(Débat) ²	0.03 (0.01) ^b	-0.05 (0.01) ^a	0.00 (0.01)	0.02 (0.01)
Jour d'entrevue	0.36 (0.13) ^b	-0.13 (0.12)	0.02 (0.12)	0.01 (0.12)
Résultats de sondage	0.25 (0.16)	-0.03 (0.14)	-0.22 (0.19)	0.23 (0.15)
Résultats de sondage-2	0.18 (0.03) ^a	0.11 (0.03) ^a	0.03 (0.02)	-0.02 (0.03)
Chances dans le comté	0.07 (0.01) ^a	0.17 (0.01) ^a	0.16 (0.01) ^a	0.13 (0.01) ^a
Constante	46.44 (5.14) ^a	35.77 (5.31) ^a	32.16 (6.11) ^a	26.97 (5.35) ^a
N =	2391	2300	2047	2322
R carré ajusté =	0.15	0.41	0.39	0.39

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Pour tous les tableaux à venir, à moins d'indication contraire, la spécification des variables est la même que dans le tableau II.

Score total « inadéquat » : la variable est égale à 1 lorsque le répondant a donné un score total inférieur à 80 ou supérieur à 120 et 0 autrement.

Identification partisane : la variable est égale à 1 si le répondant a une identification partisane très forte ou assez forte envers le parti et 0 autrement.

Évaluation des leaders : la variable mesure l'écart entre l'évaluation du leader du parti concerné par le répondant sur une échelle de 0 à 100 et l'évaluation leader du parti qui, parmi les autres, obtient le score le plus élevé.

Évaluation des partis : la variable mesure l'écart entre l'évaluation du parti concerné par le répondant sur une échelle de 0 à 100 et l'évaluation du parti qui, parmi les autres, obtient le score le plus élevé.

Débat : la variable est égale à 0 pour les répondants interrogés entre le 27 avril et le 12 mai. Pour les répondants interrogés du 13 mai au 1^{er} juin, la variable prend respectivement les valeurs de 1 à 20.

(Débat)² : la variable est égale à 0 pour les répondants interrogés entre le 27 avril et le 12 mai. Pour les répondants interrogés du 13 mai au 1^{er} juin, la variable prend respectivement les valeurs de 1 à 400. La spécification est similaire à celle développée par Blais, Nadeau, Gidengil et Nevitte (1999).

Jour d'entrevue : la variable prend les valeurs de 1 à 36 pour les répondants interrogés respectivement du 27 avril au 1^{er} juin.

Résultats de sondage : la variable mesure l'écart dans les intentions de vote entre le parti concerné et le plus fort des autres partis dans le dernier sondage publié avant la journée de l'entrevue du répondant. Lorsque plusieurs sondages ont paru la même journée avant l'entrevue du répondant, la moyenne des écarts a été retenue. Mesure l'effet pour tous les répondants, qu'ils aient pris connaissance des sondages ou non.

Résultats de sondage-2 : la variable mesure l'écart dans les intentions de vote entre le parti concerné et le plus fort des autres partis dans le dernier sondage publié avant la journée de l'entrevue du répondant. Lorsque plusieurs sondages ont paru la même journée avant l'entrevue du répondant, la moyenne des écarts a été retenue. Mesure l'effet additionnel des sondages pour les répondants qui ont pris connaissance des sondages.

Chances dans le comté : la variable mesure l'écart entre l'évaluation du répondant quant aux chances du parti concerné de remporter l'élection dans sa circonscription et les chances du parti parmi les autres qui obtient le score le plus élevé.

**Tableau VI. Variations des perceptions en fonction du score total (scores bruts)
Effet du score total**

VARIABLES DEPENDANTES : CHANCES BRUTES DES PARTIS				
	LIBÉRAL	PC	NPD	RÉFORMISTE
	Coefficients B (Ecart type)			
Score total (0-400)	0.13 (0.01) ^a	0.28 (0.01) ^a	0.27 (0.01) ^a	0.28 (0.01) ^a
Identification partisane	4.67 (0.93) ^a	6.40 (0.92) ^a	1.93 (1.11) ^c	3.37 (1.17) ^a
<i>Évaluation des leaders</i>	3.33 (1.98) ^c	3.08 (1.57) ^b	0.86 (1.32)	10.12 (1.51) ^a
<i>Évaluation des partis</i>	4.48 (2.04) ^b	4.73 (1.64) ^a	7.38 (1.38) ^a	1.68 (1.51)
<i>Universitaire</i>	3.64 (0.85) ^a	-1.23 (0.68) ^c	-1.08 (0.63) ^c	-1.73 (0.64) ^a
<i>Connaissance politique</i>	13.22 (1.37) ^a	0.17 (1.11)	-10.41 (1.02) ^a	2.26 (1.06) ^b
<i>Age</i>	0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)	0.03 (0.02) ^c
<i>Catholique</i>	-0.39 (0.79)	0.15 (0.65)	1.80 (0.58) ^a	-0.55 (0.62)
<i>Syndiqué</i>	-0.66 (0.71)	-0.15 (0.61)	0.99 (0.54) ^c	-0.61 (0.56)
<i>Femme</i>	-4.29 (0.71) ^a	4.22 (0.58) ^a	1.64 (0.53) ^a	-1.65 (0.54) ^a
<i>Atlantique</i>	0.79 (1.39)	0.73 (1.14)	0.19 (0.96)	-1.65 (1.04)
<i>Québec</i>	1.80 (1.03) ^c	3.60 (0.83) ^a	-2.99 (0.77) ^a	3.49 (0.80) ^a
<i>Ouest</i>	2.22 (0.93) ^b	-4.41 (0.72) ^a	0.33 (0.63)	-0.55 (0.71)
<i>Débat</i>	-0.76 (0.31) ^b	1.39 (0.25) ^a	-0.22 (0.23)	-0.29 (0.24)
<i>(Débat)²</i>	0.03 (0.01) ^a	-0.05 (0.01) ^a	0.01 (0.01)	0.02 (0.01) ^b
<i>Jour d'entrevue</i>	0.21 (0.12) ^c	-0.24 (0.09) ^b	-0.02 (0.09)	-0.10 (0.09)
<i>Résultats de sondage</i>	0.24 (0.15)	0.02 (0.13)	-0.08 (0.14)	0.30 (0.12) ^a
<i>Résultats de sondage-2</i>	0.19 (0.03) ^a	0.12 (0.03) ^a	0.03 (0.02)	-0.03 (0.02)
<i>Chances dans le comté</i>	0.07 (0.01) ^a	0.15 (0.01) ^a	0.14 (0.01) ^a	0.14 (0.01) ^a
<i>Constante</i>	34.79 (2.45) ^a	3.31 (2.09)	-7.95 (1.95) ^b	2.52 (4.92)
<i>N =</i>	2391	2300	2047	2322
<i>R carré ajusté =</i>	0.24	0.61	0.65	0.62

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Tableau VIII.
Variations des perceptions standardisées en fonction du score total

VARIABLES DÉPENDANTES : CHANCES STANDARDISÉES DES PARTIS				
	LIBERAL	PC	NPD	REFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
Score total « inadéquat » (variable dichotomique)	-19.54 (0.80) ^a	2.57 (0.56) ^a	5.26 (0.46) ^a	7.19 (0.46) ^a
Identification partisane	2.14 (0.90) ^b	4.63 (0.76) ^a	1.48 (0.81) ^c	2.87 (0.85) ^a
Évaluation des leaders	-0.29 (1.91)	1.04 (1.28)	-0.37 (1.76)	6.24 (1.10) ^a
Évaluation des partis	4.98 (1.97) ^b	4.74 (1.32) ^a	6.82 (0.99) ^a	2.21 (1.11) ^b
Universitaire	3.64 (0.82) ^a	-1.17 (0.56) ^b	-1.59 (0.45) ^a	-1.36 (0.47) ^a
Connaissance politique	11.14 (1.32) ^a	-0.71 (1.36)	-7.86 (0.75) ^a	0.87 (0.75) ^c
Âge	-0.05 (0.02) ^b	-0.01 (0.02)	-0.03 (0.01) ^b	0.02 (0.02)
Catholique	0.11 (0.78)	-0.06 (0.54)	0.99 (0.43) ^b	-0.67 (0.45)
Syndiqué	-0.08 (0.71)	-0.11 (0.49)	0.64 (0.40)	-0.51 (0.41)
Femme	-4.73 (0.69) ^a	3.45 (0.47) ^a	1.46 (0.39) ^a	-0.67 (0.39) ^c
Atlantique	1.00 (1.35)	0.67 (0.92)	-0.11 (0.72)	-1.40 (0.76) ^c
Québec	4.69 (0.99) ^a	2.67 (0.70)	0.56 (0.56)	0.43 (0.58)
Ouest	1.83 (0.89) ^b	-3.09 (0.58) ^a	-0.02 (0.47)	-0.19 (0.51)
Débat	-0.76 (0.30) ^b	1.08 (0.21) ^a	-0.02 (0.17)	-0.19 (0.17)
(Débat) ²	0.04 (0.01) ^a	-0.04 (0.01) ^a	0.00 (0.01)	0.02 (0.01) ^c
Jour d'entrevue	0.07 (0.12)	-0.18 (0.08) ^b	0.02 (0.07)	-0.03 (0.07)
Résultats de sondage	0.08 (0.14)	0.01 (0.10)	-0.09 (0.10)	0.16 (0.08) ^b
Résultats de sondage-2	0.15 (0.03) ^a	0.10 (0.02) ^a	0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
Chances dans le comté	0.07 (0.01) ^a	0.12 (0.01) ^a	0.10 (0.01) ^a	0.10 (0.01) ^a
Constante	49.21 (5.09) ^a	27.10 (1.48) ^a	15.07 (4.38) ^a	22.08 (3.47) ^a
N =	2391	2300	2047	2322
R carré ajusté =	0.34	0.26	0.35	0.36

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Chances dans le comté : la variable mesure l'écart entre l'évaluation du répondant quant aux chances du parti concerné de remporter l'élection dans sa circonscription et les chances du parti parmi les autres qui obtient le score le plus élevé. Les chances standardisées sont utilisées.

Tableau IX. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total
Effet du score total

VARIABLES DÉPENDANTES : CHANCES STANDARDISÉES DES PARTIS				
	LIBÉRAL	PC	NPD	RÉFORMISTE
	Coefficients B (Ecart type)			
Score total (0-400)	-0.23 (0.01) ^a	0.03 (0.01) ^a	0.08 (0.01) ^a	0.08 (0.01) ^a
Identification partisane	2.95 (0.81) ^a	4.76 (0.76) ^a	1.56 (0.77) ^b	2.73 (0.84) ^a
<i>Évaluation des leaders</i>	2.17 (1.74)	1.00 (1.28)	0.60 (0.94)	6.45 (1.09) ^a
<i>Évaluation des partis</i>	3.87 (1.79) ^b	4.70 (1.32) ^a	5.96 (0.94) ^a	2.25 (1.10) ^b
<i>Universitaire</i>	3.35 (0.74) ^a	-1.14 (0.56) ^b	-1.31 (0.43) ^a	-1.30 (0.45) ^a
<i>Connaissance politique</i>	8.22 (1.21) ^a	-0.41 (0.91)	-7.00 (0.71) ^a	1.77 (0.74) ^b
<i>Âge</i>	0.03 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	0.03 (0.01) ^b
<i>Catholique</i>	0.47 (0.71)	0.10 (0.54)	0.99 (0.41) ^b	-0.81 (0.43) ^c
<i>Syndiqué</i>	-0.34 (0.65)	-0.07 (0.49)	0.78 (0.38) ^b	-0.37 (0.40)
<i>Femme</i>	-3.24 (0.63) ^a	3.33 (0.47) ^a	1.10 (0.37) ^a	-1.13 (0.39) ^a
<i>Atlantique</i>	0.07 (1.22)	0.86 (0.92)	0.34 (0.68)	-1.05 (0.76)
<i>Québec</i>	1.42 (0.91)	3.07 (0.68) ^a	1.53 (0.53) ^a	1.34 (0.57) ^b
<i>Ouest</i>	2.13 (0.81) ^a	-3.11 (0.58) ^a	0.28 (0.44)	-0.05 (0.51)
<i>Débat</i>	-0.78 (0.27) ^a	1.10 (0.21) ^a	-0.04 (0.16)	-0.18 (0.17)
<i>(Débat)²</i>	0.04 (0.01) ^a	-0.04 (0.01) ^a	0.00 (0.01)	0.02 (0.01) ^c
<i>Jour d'entrevue</i>	0.16 (0.11)	-0.19 (0.08) ^b	0.00 (0.06)	-0.06 (0.07)
<i>Résultats de sondage</i>	0.13 (0.13)	0.02 (0.10)	0.01 (0.10)	0.19 (0.09) ^a
<i>Résultats de sondage-2</i>	0.15 (0.03) ^a	0.10 (0.02) ^a	0.02 (0.01)	-0.01 (0.02)
<i>Chances dans le comté</i>	0.07 (0.01) ^a	0.12 (0.01) ^a	0.09 (0.01) ^a	0.10 (0.01) ^a
<i>Constante</i>	71.27 (4.72) ^a	24.89 (3.57)	6.94 (1.36) ^a	15.80 (3.47) ^a
<i>N =</i>	2391	2300	2047	2322
<i>R carré ajusté =</i>	0.45	0.26	0.41	0.38

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Tableau XI. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total (Méthode de Bartels)

VARIABLES DÉPENDANTES : CHANCES STANDARDISÉES DE BARTELS				
	LIBÉRAL	PC	NPD	RÉFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
Score total « inadéquat » (variable dichotomique)	-16.78 (0.90) ^a	5.88 (0.63) ^a	5.54 (0.49) ^a	8.36 (0.49) ^a
Identification partisane	4.26 (1.00) ^a	5.18 (0.86) ^a	1.46 (0.89) ^c	4.01 (0.93) ^a
Évaluation des leaders	0.34 (2.14)	2.01 (1.44)	-0.77 (1.07)	5.75 (1.18) ^a
Évaluation des partis	6.21 (2.21) ^a	4.36 (1.49) ^a	6.12 (1.06) ^a	2.07 (1.19) ^c
Universitaire	4.59 (0.92) ^a	-1.74 (0.63) ^a	-1.33 (0.49) ^a	-1.67 (0.50) ^a
Connaissance politique	15.10 (1.48) ^a	-3.03 (1.03) ^a	-8.75 (0.80) ^a	-0.81 (0.80)
Age	0.07 (0.03) ^a	-0.06 (0.02) ^a	-0.05 (0.01) ^a	0.00 (0.02)
Catholique	-0.77 (0.84)	-0.09 (0.61)	1.04 (0.46) ^b	0.33 (0.48)
Syndiqué	-0.10 (0.80)	-0.07 (0.55)	0.37 (0.43)	-0.52 (0.44)
Femme	-5.89 (0.69) ^a	3.78 (0.53) ^a	1.38 (0.42) ^a	-0.14 (0.42)
Atlantique	-0.34 (1.51)	-0.40 (1.03)	-0.12 (0.77)	-1.40 (0.82) ^c
Québec	-2.65 (1.11) ^b	4.72 (0.75) ^a	2.52 (0.59) ^a	2.56 (0.61) ^a
Ouest	2.56 (1.01) ^b	-3.18 (0.66) ^a	-0.01 (0.50)	-0.16 (0.56)
Débat	-0.68 (0.34) ^b	1.00 (0.23) ^a	-0.05 (0.18)	-0.19 (0.18)
(Débat) ²	0.03 (0.01) ^b	-0.04 (0.01) ^a	0.00 (0.01)	0.01 (0.01) ^c
Jour d'entrevue	0.07 (0.13)	-0.15 (0.09) ^c	-0.01 (0.07)	-0.03 (0.07)
Résultats de sondage	0.16 (0.16)	0.00 (0.11) ^a	0.09 (0.11)	0.18 (0.09) ^a
Résultats de sondage-2	0.20 (0.04) ^a	0.09 (0.02) ^a	0.02 (0.02)	0.00 (0.02)
Chances dans le comté	0.08 (0.01) ^a	0.14 (0.01) ^a	0.09 (0.01) ^a	0.08 (0.01) ^a
Constante	49.90 (5.70) ^a	25.94 (1.67) ^a	14.27 (1.35) ^a	18.57 (1.35) ^a
N =	2391	2300	2047	2322
R carré ajusté =	0.32	0.34	0.31	0.32

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Chances dans le comté : la variable mesure l'écart entre l'évaluation du répondant quant aux chances du parti concerné de remporter l'élection dans sa circonscription et les chances du parti parmi les autres qui obtient le score le plus élevé. Les chances standardisées selon la méthode de Bartels sont utilisées.

Tableau XII. Variations des perceptions standardisées en fonction du score total (Méthode de Bartels) Effet du score total

VARIABLES DÉPENDANTES : CHANCES STANDARDISÉES DE BARTELS				
	LIBÉRAL	PC	NPD	RÉFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
Score total (0-400)	-0.23 (0.01) ^a	0.11 (0.01) ^a	0.09 (0.01) ^a	0.11 (0.01) ^a
Identification partisane	5.23 (0.91) ^a	5.74 (0.81) ^a	1.73 (0.80) ^b	4.03 (0.85) ^a
<i>Évaluation des leaders</i>	2.93 (1.95)	1.98 (1.36)	0.52 (0.97)	6.15 (1.09) ^a
<i>Évaluation des partis</i>	5.65 (2.00) ^a	4.10 (1.41) ^a	4.85 (0.98) ^a	1.93 (1.10) ^c
<i>Universitaire</i>	4.14 (0.83) ^a	-1.38 (0.60) ^b	-0.83 (0.45) ^c	-1.38 (0.46) ^a
<i>Connaissance politique</i>	12.22 (1.35) ^a	-1.67 (0.98) ^c	-7.57 (0.74) ^a	0.82 (0.74)
<i>Âge</i>	0.03 (0.02)	-0.04 (0.02) ^b	-0.03 (0.01) ^b	0.02 (0.01) ^b
<i>Catholique</i>	-0.53 (0.80)	-0.09 (0.57)	1.15 (0.42) ^a	0.20 (0.44)
<i>Syndiqué</i>	-0.05 (0.72)	-0.06 (0.52)	0.49 (0.39)	-0.40 (0.40)
<i>Femme</i>	-4.33 (0.70) ^a	3.19 (0.51) ^a	0.82 (0.38) ^b	-0.98 (0.39) ^b
<i>Atlantique</i>	-1.40 (1.47)	0.65 (0.98)	0.53 (0.71)	-0.78 (0.75)
<i>Québec</i>	-6.34 (1.03) ^a	6.67 (0.72) ^a	4.02 (0.55) ^a	4.31 (0.57) ^a
<i>Ouest</i>	2.22 (0.92) ^b	-3.07 (0.61) ^a	0.47 (0.46)	0.33 (0.51)
<i>Débat</i>	-0.72 (0.30) ^b	1.04 (0.23) ^a	0.01 (0.16)	-0.18 (0.17)
<i>(Débat)²</i>	0.03 (0.01) ^b	-0.04 (0.01) ^a	0.00 (0.01)	0.01 (0.00) ^b
<i>Jour d'entrevue</i>	0.16 (0.12)	-0.19 (0.08) ^b	-0.03 (0.07)	-0.07 (0.07)
<i>Résultats de sondage</i>	0.19 (0.19)	0.01 (0.10)	-0.05 (0.10)	0.20 (0.08) ^a
<i>Résultats de sondage-2</i>	0.19 (0.03) ^a	0.10 (0.02) ^a	0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)
<i>Chances dans le comté</i>	0.07 (0.01) ^a	0.11 (0.01) ^a	0.08 (0.01) ^a	0.07 (0.01) ^a
<i>Constante</i>	74.40 (2.16) ^a	11.25 (1.81)	2.35 (4.37) ^a	-1.76 (1.40)
<i>N =</i>	2391	2300	2047	2322
<i>R carré ajusté =</i>	0.43	0.41	0.42	0.42

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Tableau XIII. Variations des perceptions en fonction des sondages (scores bruts)

VARIABLE DEPENDANTE : Écart entre les chances des partis (scores bruts)	COEFFICIENT B	ÉCART TYPE
Sondage	1.60 ^a	0.04
Sondage x Score « inadéquat »	-0.73 ^a	0.04
Identification partisane	3.18 ^a	0.49
Évaluation des partis	9.49 ^a	1.08
Évaluation des leaders	4.92 ^a	1.03
Universitaire	2.98 ^a	0.50
Connaissance politique	11.18 ^a	0.81
Âge	0.04 ^a	0.01
Catholique	-1.40 ^a	0.49
Syndiqué	0.18	0.44
Femme	-2.54 ^a	0.43
Atlantique	0.65 ^c	0.76
Québec	0.63	0.64
Ouest	3.00 ^a	0.53
Débat	-0.82 ^a	0.19
(Débat) ²	0.03 ^a	0.01
Jour d'entrevue	0.43 ^a	0.08
Chances dans le comté	0.27 ^a	0.01
Score total « inadéquat »	5.84 ^a	0.87
Constante	-17.4 ^a	1.49
N = 12738		
R carré ajusté = 0.44		

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Écart entre les chances des partis : il s'agit de l'écart perçu par le répondant entre les chances des partis de remporter les élections dans l'ensemble du pays pour chacune des six paires de partis. Les données sont regroupées.

Sondage : la variable mesure l'écart dans les intentions de vote dans le dernier sondage publié avant l'entrevue du répondant entre les deux partis de la paire. Lorsque plusieurs sondages ont paru une même journée, la moyenne a été retenue.

Sondage x Score « inadéquat » : la variable prend la valeur de la variable *Sondage* pour les répondants qui ont donné un score total inférieur à 80 ou supérieur à 120 et 0 pour tous les autres répondants.

Identification partisane : la variable est égale à 1 lorsque le répondant a une identification forte ou assez forte avec le premier parti de la paire, -1 s'il a une identification forte ou assez forte avec le second parti de la paire et 0 autrement.

Évaluation des leaders : la variable mesure l'écart entre l'évaluation sur une échelle de 0 à 100 du premier et second leader des partis de la paire.

Évaluation des partis : la variable mesure l'écart entre l'évaluation sur une échelle de 0 à 100 du premier et second partis de la paire.

Chances dans le comté : la variable mesure l'écart entre les chances perçues pour le premier parti de la paire de remporter l'élection dans le comté du répondant et les chances du second parti.

Score total « inadéquat » : la variable est égale à 1 si le répondant a donné un score total inférieur à 80 ou supérieur à 120 et 0 autrement.

Tableau XIV. Variations des perceptions standardisées en fonction des sondages

VARIABLE DÉPENDANTE : Écart entre les chances des partis (scores standardisés)	COEFFICIENT B	ÉCART TYPE
Sondage	1.64 ^a	0.03
Sondage x Score « inadéquat »	-1.03 ^a	0.04
Identification partisane	1.88 ^a	0.41
Évaluation des partis	7.89 ^a	0.91
Évaluation des leaders	2.20 ^b	0.87
Universitaire	2.95 ^a	0.42
Connaissance politique	8.25 ^a	0.69
Age	0.03 ^a	0.01
Catholique	-0.66	0.41
Syndiqué	0.28	0.38
Femme	-2.78 ^a	0.36
Atlantique	0.59	0.64
Québec	2.25 ^a	0.54
Ouest	2.46 ^a	0.45
Débat	-0.77 ^a	0.16
(Débat) ²	0.03 ^a	0.01
Jour d'entrevue	0.31 ^a	0.06
Chances dans le comté	0.25 ^a	0.01
Score total « inadéquat »	4.09 ^a	0.73
Constante	-13.62 ^a	1.26
N = 12732		
R carré ajusté = 0.45		

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Écart entre les chances des partis : il s'agit de l'écart perçu par le répondant entre les chances des partis de remporter les élections dans l'ensemble du pays pour chacune des six paires de partis. Les données sont regroupées. Les chances standardisées sont utilisées.

Chances dans le comté : la variable mesure l'écart entre les chances perçues pour le premier parti de la paire de remporter l'élection dans le comté du répondant et les chances du second parti. Les chances standardisées sont utilisées.

Tableau XV. Variations des perceptions standardisées en fonction des sondages (Méthode de Bartels)

VARIABLE DÉPENDANTE : Écart entre les chances des partis (scores de Bartels)	COEFFICIENT B	ÉCART TYPE
Sondage	2.07 ^a	0.04
Sondage x Score « inadéquat »	-1.06 ^a	0.04
Identification partisane	2.96 ^a	0.46
Évaluation des partis	7.92 ^a	1.02
Évaluation des leaders	2.76 ^a	0.98
Universitaire	3.42 ^a	0.47
Connaissance politique	11.10 ^a	0.77
Age	0.05 ^a	0.01
Catholique	-1.17 ^b	0.46
Syndiqué	0.64	0.42
Femme	-3.45 ^a	0.41
Atlantique	-0.25	0.72
Québec	-2.56 ^a	0.61
Ouest	2.74 ^a	0.51
Débat	-1.00 ^a	0.18
(Débat) ²	0.04 ^a	0.01
Jour d'entrevue	0.45 ^a	0.07
Chances dans le comté	0.23 ^a	0.01
Score total « inadéquat »	7.14 ^a	0.83
Constante	-20.77 ^a	1.42
N = 12735		
R carré ajusté = 0.49		

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Écart entre les chances des partis : il s'agit de l'écart perçu par le répondant entre les chances des partis de remporter les élections dans l'ensemble du pays pour chacune

des six paires de partis. Les données sont regroupées. Les chances standardisées selon la méthode de Bartels sont utilisées.

Chances dans le comté : la variable mesure l'écart entre les chances perçues pour le premier parti de la paire de remporter l'élection dans le comté du répondant et les chances du second parti. Les chances standardisées selon la méthode de Bartels sont utilisées.

Table XVI. L'impact des perceptions sur le vote (scores bruts) – Hors Québec

	VARIABLE DÉPENDANTE : VOTE			
	LIBÉRAL	PC	NPD	RÉFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
<i>Chances dans le comté</i>	0.06 (0.04) ^c	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.08 (0.03) ^b
<i>Chances dans le comté x</i> Score « inadéquat »	0.14 (0.05) ^a	0.03 (0.04)	0.01 (0.03)	0.09 (0.03) ^b
Identification partisane	30.93 (2.38) ^a	30.20 (2.50) ^a	45.61 (2.84) ^a	25.20 (3.07) ^a
<i>Évaluation des leaders</i>	7.13 (5.38)	3.58 (4.44)	6.71 (3.69) ^c	13.60 (4.46) ^a
<i>Évaluation des partis</i>	66.15 (5.47) ^a	54.29 (4.69) ^a	39.17 (3.69) ^a	56.81 (4.45) ^a
<i>Universitaire</i>	1.22 (2.16)	1.61 (1.92)	1.51 (1.68)	-3.11 (1.91)
<i>Connaissance politique</i>	-7.66 (3.46) ^b	2.54 (3.13)	2.92 (2.78)	8.44 (3.04) ^a
<i>Age</i>	-0.07 (0.06)	0.01 (0.05)	0.04 (0.05)	0.09 (0.05) ^c
<i>Catholique</i>	7.96 (2.04) ^a	-1.73 (1.81)	-3.93 (1.58) ^b	-2.88 (1.78)
<i>Syndiqué</i>	-3.41 (1.91) ^c	1.11 (1.72)	1.19 (1.51)	-2.02 (1.68)
<i>Femme</i>	-0.87 (1.85)	1.86 (1.66)	2.97 (1.46) ^b	-0.28 (1.63)
<i>Atlantique</i>	-9.93 (3.20) ^a	13.72 (2.81) ^a	6.34 (3.45) ^a	-2.39 (2.80)
<i>Ouest</i>	0.21 (2.20)	-1.22 (1.77)	2.08 (1.54)	1.50 (1.94)
Score total « inadéquat »	-4.87 (2.22) ^b	-3.12 (2.03)	-0.82 (1.82)	-0.94 (1.99)
<i>Constante</i>	48.62 (4.46) ^a	26.89 (4.10) ^a	18.12 (3.72) ^a	39.98 (4.08) ^a
<i>N</i> =	1406	1355	1265	1392
<i>R carré ajusté</i>	0.51	0.39	0.46	0.57

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Chances dans le comté : il s'agit de la différence entre les perceptions quant aux chances du parti concerné dans la circonscription et les chances du parti favori parmi les autres.

Chances dans le comté x score total « inadéquat » : il s'agit de la différence entre les perceptions quant aux chances du parti concerné dans la circonscription et les chances du parti favori parmi les autres, uniquement pour les répondants qui ont donné un score total « inadéquat ».

Évaluation des leaders : il s'agit de la différence entre l'évaluation du leader du parti concerné par le répondant sur une échelle de 0 à 100 et du leaders préféré parmi les autres.

Évaluation des partis : il s'agit de la différence entre l'évaluation du parti concerné par le répondant sur une échelle de 0 à 100 et du parti préféré parmi les autres.

Table XVII. L'impact des perceptions sur le vote (scores standardisés) – Hors Québec

	VARIABLE DEPENDANTE : VOTE			
	LIBERAL	PC	NPD	RÉFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
<i>Chances dans le comté</i>	0.06 (0.04) ^c	0.05 (0.03)	0.03 (0.03)	0.07 (0.03) ^b
<i>Chances dans le comté X</i>	0.22 (0.06) ^a	0.06 (0.04)	0.03 (0.03)	0.16 (0.03) ^a
Score total « inadéquat »				
Identification partisane	30.98 (2.38) ^a	30.30 (2.50) ^a	45.52 (2.84) ^a	25.44 (3.07) ^a
<i>Évaluation des leaders</i>	7.39 (5.38)	3.41 (4.44)	6.69 (3.69) ^c	13.94 (4.46) ^a
<i>Évaluation des partis</i>	66.13 (5.47) ^a	54.40 (4.69) ^a	39.43 (3.69) ^a	56.93 (4.45) ^a
<i>Universitaire</i>	1.24 (2.16)	1.54 (1.92)	1.49 (1.68)	-3.24 (1.91)
<i>Connaissance de la politique</i>	-7.29 (3.46) ^b	2.43 (3.13)	2.77 (2.78)	8.59 (3.04) ^a
<i>Âge</i>	-0.07 (0.06)	0.01 (0.05)	0.04 (0.05)	0.10 (0.05) ^c
<i>Catholique</i>	8.05 (2.04) ^a	-1.76 (1.81)	-3.95 (1.58) ^b	-3.12 (1.78)
<i>Syndiqué</i>	-3.46 (1.91) ^c	1.10 (1.72)	1.24 (1.51)	-2.08 (1.68)
<i>Femme</i>	-0.88 (1.85)	1.84 (1.66)	2.93 (1.46) ^b	-0.46 (1.63)
Atlantique	-10.03 (3.20) ^a	13.80 (2.81) ^a	6.39 (3.45) ^a	-2.29 (2.80)
<i>Ouest</i>	0.10 (2.20)	-1.28 (1.77)	2.19 (1.54)	2.02 (1.94)
Score total « adéquat »	-4.85 (2.22) ^b	-3.40 (2.03)	0.59 (1.82)	-1.60 (1.99)
<i>Constante</i>	48.58 (4.46) ^a	26.93 (4.10) ^a	18.06 (3.72) ^a	39.38 (4.08) ^a
N =	1406	1355	1265	1392
R carré ajusté	0.51	0.39	0.46	0.57

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Chances dans le comté : il s'agit de la différence entre les perceptions quant aux chances du parti concerné dans la circonscription et les chances du parti favori parmi les autres. Les chances standardisées sont utilisées.

Chances dans le comté x score total « inadéquat » : il s'agit de la différence entre les perceptions quant aux chances du parti concerné dans la circonscription et les chances du parti favori parmi les autres, uniquement pour les répondants qui ont donné un score total « inadéquat ». Les chances standardisées sont utilisées.

**Table XVIII. L'impact des perceptions sur le vote (scores Bartels) –
Hors Québec**

	VARIABLE DÉPENDANTE : VOTE			
	LIBERAL	PC	NPD	REFORMISTE
	Coefficients B (Écart type)			
<i>Chances dans le comté</i>	0.06 (0.04) ^b	0.06 (0.03) ^b	0.04 (0.03)	0.06 (0.03) ^b
<i>Chances dans le comté X</i> Score total « inadéquat »	0.11 (0.06) ^a	0.02 (0.04)	0.03 (0.03)	0.10 (0.03) ^a
Identification partisane	30.92 (2.38) ^a	30.03 (2.50) ^a	45.21 (2.84) ^a	24.58 (3.07) ^a
<i>Évaluation des leaders</i>	7.21 (5.38)	3.45 (4.44)	6.46 (3.69) ^c	14.22 (4.46) ^a
<i>Évaluation des partis</i>	66.04 (5.47) ^a	54.16 (4.69) ^a	39.18 (3.69) ^a	57.02 (4.45) ^a
<i>Universitaire</i>	1.26 (2.16)	1.59 (1.92)	1.40 (1.68)	-3.21 (1.91)
<i>Connaissance de la</i> <i>politique</i>	-7.62 (3.46) ^b	2.69 (3.13)	3.05 (2.78)	8.36 (3.04) ^a
<i>Âge</i>	-0.08 (0.06)	0.02 (0.05)	0.04 (0.05)	0.10 (0.05) ^c
<i>Catholique</i>	8.03 (2.04) ^a	-1.70 (1.81)	-3.98 (1.58) ^b	-3.12 (1.78) ^c
<i>Syndiqué</i>	-3.55 (1.91) ^c	1.09 (1.72)	1.24 (1.51)	-1.87 (1.68)
<i>Femme</i>	-0.68 (1.85)	1.65 (1.66)	2.92 (1.46) ^b	-0.43 (1.63)
<i>Atlantique</i>	-9.69 (3.20) ^a	13.46 (2.81) ^a	6.22 (2.45) ^a	-2.95 (2.80)
<i>Ouest</i>	0.47 (2.20)	-1.42 (1.77)	1.87 (1.54)	1.65 (1.94)
Score total « adéquat »	-4.39 (2.22) ^b	-3.71 (2.03)	0.66 (1.82)	-1.15 (1.99)
<i>Constante</i>	48.06 (4.46) ^a	27.61 (4.12) ^a	19.06 (3.72) ^a	39.83 (4.08) ^a
<i>N =</i>	1406	1355	1265	1392
<i>R carré ajusté</i>	0.51	0.39	0.46	0.57

^a : significatif à $\alpha = 0.01$

^b : significatif à $\alpha = 0.05$

^c : significatif à $\alpha = 0.10$

Description des variables

Chances dans le comté : il s'agit de la différence entre les perceptions quant aux chances du parti concerné dans la circonscription et les chances du parti favori parmi les autres. Les chances standardisées selon la méthode de Bartels sont utilisées.

Chances dans le comté x score total « inadéquat » : il s'agit de la différence entre les perceptions quant aux chances du parti concerné dans la circonscription et les chances du parti favori parmi les autres, uniquement pour les répondants qui ont donné un score total « inadéquat ». Les chances standardisées selon la méthode de Bartels sont utilisées.

APPENDICE II

INFORMATION MÉTHODOLOGIQUE ET LIBELLÉ DES QUESTIONS

Information méthodologique

Le sondage a été mené auprès de 3949 personnes interrogées entre le 27 avril et le 1^{er} juin 1997. Le sondage comprenait aussi une deuxième vague de questions après l'élection. Lors de cette deuxième vague de questions, 3170 personnes ont été interrogées entre le 4 juin et le 30 juillet 1997. Le taux de réponse durant la campagne est 59%. Pour plus d'informations, voir A. Northrup, *The 1997 Canadian Election Study: Technical Documentation* (North York: Institute for Social Research, 1998).

Libellé des questions

Évaluation des chances des partis de gagner les élections dans l'ensemble du pays

- Quelles sont les chances du {nom du parti} de gagner l'élection dans l'ensemble du pays sur une échelle de 0 à 100, où 0 signifie qu'un parti n'a aucune chance de gagner, 50 signifie qu'il a une chance sur deux de gagner, et 100 qu'il est certain de gagner. (cpsi2a – cpsi2d)

Évaluation des chances des partis de gagner l'élection dans le comté du répondant

- Quelles sont les chances du {nom du parti} de gagner l'élection dans votre circonscription sur une échelle de 0 à 100, où 0 signifie qu'un parti n'a aucune chance de gagner, 50 signifie qu'il a une chance sur deux de gagner, et 100 qu'il est certain de gagner. (cps1a – cps1e)

Questions mesurant le niveau de connaissance politique

- Pouvez-vous me dire quel est le nom du Président des États-Unis? (cps16)
- Pouvez-vous me dire quel est le nom du Ministre des finances du Canada? (cps111)
- Pouvez-vous me dire quel est le nom du Premier Ministre de {nom de la province du répondant}? (cps112)
- Pouvez-vous me dire quel est le nom de la première femme à être Premier Ministre du Canada? (cps113)

Questions mesurant l'identification partisane

- En politique, vous considérez-vous habituellement Libéral, Conservateur, N.P.D., Réformiste, Bloquiste, ou rien de cela? (cpsk1)
- Vous sentez-vous très proche du {nom du parti}, assez proche, ou pas très proche? (cpsk2)

Question indiquant si le répondant a suivi les sondages durant la campagne

- Au cours de la dernière semaine, avez-vous pris connaissance de sondages sur la popularité des partis? (cpsl3)

Questions mesurant les évaluations des leaders et des partis?

- Que pensez-vous de {nom du leader ou du parti) sur une échelle de 0 à 100 où 0 veut dire que vous ne l'aimez vraiment pas du tout, et 100 veut dire que vous l'aimez vraiment beaucoup? (pesc1a – pesc2e)

NOTES

- 1 L'expression « inadéquate » est utilisée pour souligner le fait que les réponses n'ont pas pris la forme que les concepteurs du sondage avaient anticipée. La somme des chances devait, peut-on croire, évaluer 100. L'expression « inadéquate » ne signifie rien de plus que l'écart entre les attentes des concepteurs du sondage quant aux réponses des individus et la forme des réponses de ces derniers.
- 2 Les données utilisées dans cette étude sont tirées de l'Étude de l'Élection canadienne de 1997 financée par le CRSH et dirigée par André Blais, Richard Nadeau, Elisabeth Gidengil et Neil Nevitte et l'Institute for Social Research à l'Université York. Les données sont disponibles à l'adresse Internet suivante : www.isr.yorku.ca/ISR. Pour plus de renseignements, voir A. Northrup, *The 1997 Canadian Election Study : Technical Documentation* (North York : Institute for Social Research, 1998).
- 3 Ils ont eux-mêmes reconnu la difficulté de conjuguer toutes ces recommandations.
- 4 Les répondants n'étaient pas appelés à évaluer les chances du Bloc québécois de remporter les élections. On demandait plutôt aux répondants d'évaluer ses chances d'obtenir une majorité de sièges au Québec.
- 5 L'ordre des questions était aléatoire pour chacun des répondants.
- 6 La différence entre les scores totaux des répondants québécois et ceux des autres provinces n'est pas due au fait que les répondants québécois ne devaient pas évaluer les chances du Bloc québécois bien que ce parti participait à l'élection. Même lorsqu'on effectue une analyse similaire en remplaçant le score total sur la question « nationale » par le score total sur la question locale (car les chances du Bloc ont été demandées dans le cadre de la question locale), on remarque que la différence des scores des répondants du Québec sont encore de beaucoup inférieurs à ceux des répondants des autres provinces (une différence de près de 16 points). Les résultats détaillés ne sont pas présentés.
- 7 Il n'y a aucune différence significative entre les scores totaux des répondants qui ont évalué en premier les chances du NPD, du Parti conservateur et du Parti réformiste.
- 8 Pour qu'un parti soit reconnu comme étant présent dans une région ou une province, nous avons fixé à 10% la proportion du vote qu'il doit avoir obtenue.
- 9 Le Parti réformiste a obtenu 8.9% des votes dans l'ensemble des provinces de l'Atlantique. À Terre-Neuve et à l'île-du-Prince-Édouard, les proportions de votes qu'il a obtenues sont de 2.5 et 1.5%.
- 10 Cette relation est aussi reproduite lorsqu'on utilise le score total de la course locale. On remarque que les répondants du Québec donnent des scores totaux inférieurs de près de 16 points à ceux de l'Ontario et ceux des provinces de l'Atlantique donnent des scores totaux inférieurs de 11 points à ceux de l'Ontario. Il n'y a toujours pas de différence entre les scores totaux de l'Ouest et ceux de l'Ontario.
- 11 La spécification exacte des variables est présentée avec les tableaux.
- 12 On peut penser qu'il n'est pas approprié d'inclure dans le modèle les chances du parti dans la circonscription. Les questions mesurant les chances des partis de remporter l'élection dans la circonscription soulèvent les mêmes doutes quant à leur

validité que les questions mesurant les chances des partis dans l'ensemble du pays. Pour cette raison, nous avons refait le même test en excluant cette variable. Nous observons sensiblement les mêmes tendances (les résultats ne sont pas présentés).

13 D'autres spécifications de la variable dichotomique du score total adéquat ont été testées. On observe toujours des différences entre les deux groupes.

14 Les résultats sont similaires lorsqu'on utilise la régression logistique (les résultats ne sont pas présentés).