

Université de Montréal

**La prévision des résultats électoraux :
application au cas canadien**

**par
Philippe Mongrain**

**Département de science politique
Faculté des arts et des sciences**

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

Juillet 2017

© Philippe Mongrain, 2017

Université de Montréal
Faculté des études supérieures et postdoctorales

Ce mémoire intitulé :
La prévision des résultats électoraux : application au cas canadien

Présenté par :
Philippe Mongrain

A été évalué par un jury composé des personnes suivantes :

Vincent Arel-Bundock
Président-rapporteur

Jean-François Godbout
Directeur de recherche

Ruth Dassonneville
Membre du jury

RÉSUMÉ

Au cours des années 1970 et 1980, quelques politologues se sont lancés dans la conception de formules prévisionnelles basées sur des indicateurs politico-économiques afin d'anticiper les résultats de courses électorales. Cette discipline s'est considérablement développée aux États-Unis où l'on compte actuellement un grand nombre de modèles ayant pour objectif de prédire l'issue des élections au Congrès ou le sort des candidats à la présidence. Bien qu'un certain nombre de modèles aient vu le jour pour la France et le Royaume-Uni au cours des dernières années, le Canada, à l'instar de la majorité des démocraties, n'a reçu jusqu'à maintenant que bien peu d'attention. Ce mémoire vise par conséquent à développer un modèle ancré dans une théorie du vote capable de prédire suffisamment à l'avance la part du vote populaire récolté par la formation ministérielle lors des scrutins fédéraux canadiens. Pour ce faire, nous avons procédé à l'élaboration d'une formule de régression par la méthode des moindres carrés ordinaire exploitant les résultats des élections qui ont pris place depuis 1953. Cette formule est composée de cinq variables, à savoir la différence entre les taux de chômage canadien et américain trois mois avant la tenue du vote, le logarithme du nombre de mois passés au pouvoir par le parti sortant, un indicateur dichotomique concernant la substitution du premier ministre à proximité d'une élection, le nombre d'années d'expérience politique du premier ministre par rapport à son (sa) principal(e) adversaire et un facteur relatif à l'origine provinciale des leaders.

Mots-clés : prévision électorale, élections fédérales canadiennes, comportement électoral, vote économique, préférences politiques

ABSTRACT

During the 1970s and 1980s, a small group of political scientists started to develop forecasting equations based on political and economic indicators to predict election results. Election forecasting is now a thriving discipline in the United States, where a large number of different models are being used to forecast the outcome of congressional elections or the fate of presidential candidates. Although forecasting models have been developed for France and the United Kingdom over the past years, Canada, like most other democracies, has received very little attention. The goal of this thesis is to develop a theoretically-driven model that can be used to predict the popular vote share of the incumbent party in Canadian federal elections with sufficient lead time. To this end, we devised an ordinary least squares regression model using the results of elections going back to 1953. This model is composed of five variables; the difference between the unemployment rates in Canada and the United States three months before the vote, the natural logarithm of the number of consecutive months the incumbent party has been in office, a dichotomous variable related to the substitution of the Prime Minister near an election, the number of years of political experience gained by the Prime Minister in relation to his/her main opponent, and a factor related to the province of origin of party leaders.

Keywords : election forecasting, Canadian federal elections, voting behaviour, economic voting, political preferences

TABLE DES MATIERES

RÉSUMÉ	i
ABSTRACT	ii
LISTE DES TABLEAUX	v
LISTE DES ÉQUATIONS	ix
LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS	x
REMERCIEMENTS	xi
CHAPITRE 1 : INTRODUCTION	1
CHAPITRE 2 : LES MODÈLES AMÉRICAINS	9
2.1 Les premiers efforts.....	13
2.2 Les modèles américains en 2016.....	60
CHAPITRE 3 : LES MODÈLES CANADIENS	116
3.1 Un modèle pour le Parti libéral du Canada.....	117
3.2 Un modèle pour le parti sortant.....	131
CHAPITRE 4 : CADRE THÉORIQUE DU MODÈLE ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE	154
4.1 L'économie.....	155
4.2 L'origine provinciale des chefs.....	173
4.3 L'expérience politique des chefs.....	182
4.4 L'usure du pouvoir.....	195
CHAPITRE 5 : CRÉATION DU MODÈLE	200
CHAPITRE 6 : RÉSULTATS ET QUALITÉ DES MODÈLES	213
6.1 Performance des modèles et effets des variables.....	214
6.2 Comparaison par rapport aux sondages.....	227
6.3 Conversion des voix en sièges.....	231
CHAPITRE 7 : CONCLUSION	239
7.1 Contributions.....	241
7.2 Limites de la recherche et types de connaissances produites.....	243

7.3 Avenues de recherches futures	247
BIBLIOGRAPHIE	251
ANNEXE I : DONNÉES UTILISÉES POUR LES MODÈLES DE NADEAU ET BLAIS (1993) ET DE BÉLANGER ET GODBOUT (2010)	305
ANNEXE II : SOMMAIRE DES MODÈLES	307
ANNEXE III : DONNÉES	312

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1 : Prédications État par État du modèle de Rosenstone (1983) et résultats pour l'élection présidentielle américaine de 1980	58
Tableau 2.2 : Prédications des modèles du <i>Politics Symposium</i> de la revue <i>PS: Political Science and Politics</i> pour l'élection présidentielle américaine de 2016	63
Tableau 2.3 : Évolution du modèle présidentiel d'Abramowitz, 1988-2016.....	67
Tableau 2.4 : Évolution du premier modèle présidentiel de Campbell (<i>trial-heat and economy model</i>), 1992-2016	71
Tableau 2.5 : Évolution du second modèle présidentiel de Campbell (<i>convention bump and economy model</i>), 2004-2016	73
Tableau 2.6 : Performance lors de la primaire du New Hampshire des candidats démocrate et républicain, 2008	80
Tableau 2.7 : Performance lors de la primaire du New Hampshire des candidats démocrate et républicain, 2012	81
Tableau 2.8 : Évolution du modèle présidentiel de Norpoth, 1996-2016.....	86
Tableau 2.9 : Évolution du modèle présidentiel d'Erikson et Wlezien, 1996-2016	89
Tableau 2.10 : Évolution du modèle présidentiel d'Holbrook, 1996-2016	93
Tableau 2.11 : Prédications État par État du modèle de Jérôme et Jérôme-Speziari (2016) et résultats pour l'élection présidentielle américaine de 2016	98
Tableau 2.12 : Évolution du modèle présidentiel de Lockerbie, 2000-2016.....	108
Tableau 3.1 : Prédications intra-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988	123
Tableau 3.2 : Prédications hors-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988.....	123
Tableau 3.3 : Prédications intra-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980.....	124
Tableau 3.4 : Prédications hors-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980.....	124
Tableau 3.5 : Stabilité des paramètres du modèle de Nadeau et Blais (1993) lorsque des observations sont exclues, 1953-1988	125
Tableau 3.6 : Stabilité des paramètres du modèle de Nadeau et Blais (1993) lorsque des observations sont exclues, 1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980	126
Tableau 3.7 : Prédications avant-coup du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1974-1988 (excluant 1980).....	127
Tableau 3.8 : Stabilité des paramètres du modèle de Nadeau et Blais (1993) sur différentes tailles d'échantillon (excluant 1958 et 1980).....	127

Tableau 3.9 : Comparaison des intentions de vote pour le parti ministériel et du taux de satisfaction envers le gouvernement au Royaume-Uni trois mois avant l'élection, 1950-2017	133
Tableau 3.10 : Prédictions intra-échantillon du modèle de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015.....	136
Tableau 3.11 : Prédictions hors-échantillon du modèle de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015	137
Tableau 3.12 : Stabilité des paramètres du modèle de Bélanger et Godbout (2010) lorsque des observations sont exclues, 1953-2015	139
Tableau 3.13 : Prédictions avant-coup du modèle de Bélanger et Godbout (2010), 1965-2015	141
Tableau 3.14 : Stabilité des paramètres du modèle de Bélanger et Godbout (2010) sur différentes tailles d'échantillon.....	142
Tableau 3.15 : Prédictions intra-échantillon du modèle alternatif de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015 ..	145
Tableau 3.16 : Prédictions hors-échantillon du modèle alternatif de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015...	146
Tableau 3.17 : Stabilité des paramètres du modèle alternatif de Bélanger et Godbout (2010) lorsque des observations sont exclues, 1953-2015	147
Tableau 3.18 : Prédictions intra-échantillon de la formule de conversion des votes en sièges de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015	150
Tableau 3.19 : Prédictions hors-échantillon de la formule de conversion des votes en sièges de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015	151
Tableau 3.20 : Stabilité des paramètres de la formule de conversion des votes en sièges de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015.....	152
Tableau 4.1 : Durée (en années) des mandats des premiers ministres originaire du Québec depuis 1948	174
Tableau 4.2 : Maîtrise des deux langues officielles par les candidats des principaux partis, 1949-2015.....	179
Tableau 5.1 : Corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux de chômage, 1953-2015	204
Tableau 5.2 : Corrélation entre les résultats électoraux et l'évolution du taux de chômage depuis l'élection précédente (avec différents décalages), 1953-2015.....	205
Tableau 5.3 : Corrélation entre les résultats électoraux et la différence entre le taux de chômage au Canada et le taux de chômage aux États-Unis (avec différents décalages), 1953-2015.....	206
Tableau 5.4 : Corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux d'inflation, 1953-2015	207
Tableau 5.5 : Corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux de change USD/CAD, 1953-2015	208
Tableau 6.1 : Différentes propositions de modèles	214
Tableau 6.2 : Prédictions intra-échantillon du modèle II-A, 1953-2015	217
Tableau 6.3 : Prédictions hors-échantillon du modèle II-A, 1953-2015	218

Tableau 6.4 : Prédiction avant-coup du modèle II-A, 1972-2015.....	219
Tableau 6.5 : Prédiction intra-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980	221
Tableau 6.6 : Prédiction hors-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980.....	222
Tableau 6.7 : Prédiction avant-coup du modèle II-B, 1974-2015 à l'exception de 1980.....	223
Tableau 6.8 : Stabilité des paramètres du modèle II-A lorsque des observations sont exclues, 1953-2015.....	224
Tableau 6.9 : Stabilité des paramètres du modèle II-B lorsque des observations sont exclues, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980	225
Tableau 6.10 : Stabilité des paramètres du modèle II-A sur différentes tailles d'échantillon	226
Tableau 6.11 : Stabilité des paramètres du modèle II-B sur différentes tailles d'échantillon	226
Tableau 6.12 : Estimations des derniers sondages d'intention de vote, 1953-2015	228
Tableau 6.13 : Prédiction intra-échantillon réalisées à partir des derniers sondages d'intention de vote, 1953-2015.....	230
Tableau 6.14 : Prédiction hors-échantillon réalisées à partir des derniers sondages d'intention de vote, 1953-2015.....	231
Tableau 6.15 : Prédiction de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations intra-échantillon du modèle II-A, 1953-2015	235
Tableau 6.16 : Prédiction de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations hors-échantillon du modèle II-A, 1953-2015	236
Tableau 6.17 : Prédiction de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations intra-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980	237
Tableau 6.18 : Prédiction de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations hors-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980	238
Tableau 7.1 : Comparaison des modèles II-A et II-B avec les modèles de Bélanger et Godbout (2010) et le modèle des sondages	241
Tableau-A I-1 : Données utilisées pour les formules de Nadeau et Blais (1993).....	305
Tableau-A I-2 : Données utilisées pour les formules de Bélanger et Godbout (2010).....	306
Tableau-A II-1 : Variables employées dans la conception des modèles américains et canadiens.....	307
Tableau-A III-1 : Taux de chômage mensuel au Canada à différents moments avant l'élection, 1953-2015.....	312
Tableau-A III-2 : Taux de chômage mensuel aux États-Unis à différents moments avant l'élection (au Canada), 1953-2015	313
Tableau-A III-3 : Différence entre les taux de chômage mensuel au Canada et aux États-Unis à différents moments avant l'élection, 1953-2015	314

Tableau-A III-4 : Différence entre le taux de chômage avant l'élection et le taux de chômage au moment de l'élection précédente (avec différents décalages), 1953-2015.....	315
Tableau-A III-5 : Taux d'inflation mensuel au Canada à différents moments avant l'élection, 1953-2015	316
Tableau-A III-6 : Taux de change mensuel USD/CAD (cours au comptant à midi, moyenne) à différents moments avant l'élection, 1953-2015.....	317
Tableau-A III-7 : Temps passé au pouvoir par le parti sortant, 1953-2015.....	318
Tableau-A III-8 : Origine provinciale des chefs lors des élections fédérales, 1953-2015.....	319
Tableau-A III-9 : Différence entre l'expérience politique du premier ministre et celle du chef de l'opposition officielle, 1953-2015	320
Tableau-A III-10 : Différence entre l'expérience politique du premier ministre et celle de son adversaire libéral/(progressiste-)conservateur, 1953-2015	321
Tableau-A III-11 : Substitution du premier ministre peu de temps avant une élection, 1953-2015.....	322

LISTE DES ÉQUATIONS

Équation 2.1).....	17
Équation 2.2).....	17
Équation 2.3).....	20
Équation 2.4).....	21
Équation 2.5).....	23
Équation 2.6).....	25
Équation 2.7).....	28
Équation 2.8).....	32
Équation 2.9).....	33
Équation 2.10).....	34
Équation 2.11).....	37
Équation 2.12).....	40
Équation 2.13).....	43
Équation 2.14).....	44
Équation 2.15).....	65
Équation 2.16).....	69
Équation 2.17).....	72
Équation 2.18).....	76
Équation 2.19).....	77
Équation 2.20).....	83
Équation 2.21).....	88
Équation 2.22).....	89
Équation 2.23).....	92
Équation 2.24).....	106
Équation 2.25).....	107
Équation 3.1).....	121
Équation 3.2).....	121
Équation 3.3).....	130
Équation 3.4).....	134
Équation 3.5).....	143
Équation 3.6).....	148
Équation 6.1).....	229
Équation 6.2).....	233
Équation 6.3).....	233

LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS

Adj. R^2	R^2 -ajusté
ANES	American National Election Studies
BDTE	Base de données sur le travail dans l'Entre-deux-guerres
CEA	Council of Economic Advisers
DMA	Différence moyenne absolue
DW	Durbin-Watson
ÉÉC	Études électorales canadiennes
EPA	Enquête sur la population active
GLS	Generalized least squares
GOP	Grand Old Party
ICOP	Institut canadien d'opinion publique
LEI	Leading Economic Index
Lib/Con	Libéral / Conservateur
LISPOP	Laurier Institute for the Study of Public Opinion and Policy
LPPI	Local partisan pattern index
MAE	Mean absolute error
Min/Maj	Minorité / Majorité
ML	Maximum likelihood
N	Nombre d'observations
NBI	National Business Index
NPD	Nouveau Parti démocratique
OE	Outcome error
OLS	Ordinary least squares
PIB	Produit intérieur brut
PNB	Produit national brut
PRESS	Predicted residual error sum of squares
RMSE	Root mean squared error
SEE	Standard error of estimate
SPSS	Statistical Package for the Social Sciences
SS_T	Somme des carrés totale
Trim.	Trimestre
USD/CAD	Dollar américain / Dollar canadien

REMERCIEMENTS

Mes premiers remerciements vont à mes parents qui ont toujours été et seront toujours là pour m'appuyer et m'encourager dans tout ce que j'entreprends. Maman, papa, je vous suis éternellement reconnaissant. Merci ensuite à mon directeur de recherche, monsieur Jean-François Godbout, pour l'aide précieuse et les judicieux conseils qu'il m'a prodigué tout au long de ma maîtrise. J'ai apprécié votre grande disponibilité et votre franchise de même que l'intérêt palpable que vous entretenez pour l'enseignement et la recherche. Je tiens aussi à remercier madame Ruth Dassonneville pour son appui, mais par-dessus tout parce que c'est son cours sur les élections qui m'a donné envie de travailler sur le thème de la prédiction électorale, un domaine que je connaissais alors à peine! Un grand merci également à monsieur André Blais qui, tout comme Jean-François Godbout et Ruth Dassonneville, m'a supporté dans mes demandes de bourses. Enfin, j'exprime ma gratitude envers le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada (CRSH) et le Fonds de recherche du Québec - Société et culture (FRQSC) pour leur soutien financier.

[...] predicting that dinosaurs would continue to preside at the top of the food chain was a safe bet for tens of millions of years – until an asteroid set off a cataclysm that opened up ecological niches for a tiny mammal that eventually evolved into a species that tries to predict the future.

– Philippe Tetlock et Dan Gardner 2015

There is truth to the saying that you cannot predict the future if the standard is perfection.

– Matthew Lebo et Helmut Norpoth 2007

CHAPITRE 1 : INTRODUCTION

L'histoire de la prédiction électorale a certainement de profondes racines¹, mais, en tant qu'entreprise scientifique, il s'agit d'un domaine d'étude relativement nouveau². En science politique, les premiers modèles prévisionnels fondés sur des indicateurs politico-économiques ne sont apparus qu'entre le milieu des années 1970 et 1980 avec les travaux d'Edward Tufte (1974; 1975; 1978), Lee Sigelman (1979; révisé par Brody et Sigelman 1983), Douglas Hibbs (1982), Michael Lewis-Beck et Paolo Bellucci (1982), Michael Lewis-Beck et Tom Rice (1982; 1984a; 1984b; 1985), Steven Rosenstone (1983; 1985) ainsi que Michael Lewis-Beck (1985)³. L'élaboration de tels modèles offre notamment aux chercheurs en sciences sociales l'occasion de mettre à l'épreuve leurs théories et d'en ajuster le contenu (Lewis-Beck 2005, 145; Sides 2014). Si la prédiction comme fin en soi possède sans aucun doute certains mérites puisqu'elle rend possible l'assouvissement d'une curiosité naturelle, ce

¹ Ces racines se trouvent dans la réalisation des premiers « sondages de paille » (*straw polls*) lors du scrutin présidentiel de 1824 aux États-Unis. Ces consultations populaires, dont le nom renvoie à une pratique rurale autrefois commune qui consistait à lancer en l'air une brindille de paille pour déterminer dans quelle direction soufflait le vent (Oskamp et Schultz 2014, 113; Simon 2011, 37), s'appuyaient sur les intentions de vote et les sentiments de quelques centaines ou milliers d'individus recueillis lors de rassemblements publics, d'assemblées locales et dans divers endroits publics y compris des tavernes, théâtres, trains et navires fluviaux (à ce sujet, on peut notamment consulter Delli Carpini 2011, 285-86; Herbst 1993, chapitre 4; Smith 1990; Tankard 1972). Il arrivait aussi que des livres (*poll books*) soient mis à la disposition des citoyens à l'Hôtel de Ville ou dans d'autres lieux publics pendant un certain nombre de jours pour qu'ils puissent y inscrire leur candidat favori (Blondiaux 1998, 162; Frankovic 2012, 113; Smith 1990, 26-27). Adopté par plusieurs journaux, le sondage de paille gagna en popularité tout au long du 19^e siècle et culmina avec la conduite d'enquêtes massives par des publications avides de publicité – les sondages postaux du *Literary Digest*, magazine à grand tirage fondé en 1890, sont probablement les plus connus (voir Bryson 1976; Converse 1987, 117 à 121; Moon 1999, 8; Robinson 1932; 1937; Squire 1988). Cette méthode qui, notons-le, ne s'embarrassait guère de questions de représentativité, a toutefois perdu en importance avec l'ascension du sondage scientifique par quota puis par échantillonnage aléatoire à partir des années 1930 (Herbst 1993, 143; Rosenstone 1983, 26).

² Pour une définition de la prévision comme entreprise scientifique, voir Land et Schneider 1987, 8.

³ Gerald Kramer (1971; révisé par Goodman et Kramer 1975) peut également être considéré comme l'un des précurseurs de cette branche d'étude. En fait, selon Lynn Vavreck, « [e]arly work by Kramer (1971) and Tufte (1978) sparked a cottage industry in predicting elections, and subsequent work produced highly accurate forecasting models [...] based on fundamental political and economic variables that could mainly be known before the political conventions were held » (Vavreck 2009, 36; voir aussi Holbrook 1996, 506). Notons en outre que d'autres auteurs (parmi lesquels plusieurs économistes – notamment Ray Fair) pourraient être ajoutés à cette liste non-exhaustive : nous croyons cependant avoir identifié les principaux articles et ouvrages qui ont fait faire ses premiers pas à la prédiction électorale en science politique.

qui lui accorde néanmoins toute son importance, c'est le *processus réflexif* qui en découle : prédire exige la mise en place d'un cadre théorique généralisable à l'ensemble des compétitions électorales dans un espace-temps donné. Ainsi que l'affirme Rosenstone, « [t]he answer [about who will win] is not nearly as important as what the answering process leads us to think about » (Rosenstone 1983, 5; voir aussi Noel 2011). La prédiction n'a ainsi de pertinence scientifique que dans la mesure où elle améliore la compréhension des facteurs qui influencent le vote (Campbell, Converse, Miller et Stokes 1960, 19; voir aussi Kaplan 1940, 492). Comme le soulignent Michael Lewis-Beck et Éric Bélanger,

[...] election forecasting allows political scientists to better understand the structure at work behind individual and aggregate vote choices in democracies. Furthermore, it also enhances an appreciation of the impact of dynamic or uncertain factors, such as campaign characteristics and seemingly random events, which can explain why an outcome deviates from an otherwise well-grounded forecast (Lewis-Beck et Bélanger 2012, 767; voir aussi Campbell et Garand 2000a, 11).

Les modèles politico-économiques possèdent donc un avantage majeur par rapport aux sondages d'intention de vote qui constituent toujours l'approche prévisionnelle dominante au sein des États démocratiques (Lewis-Beck et Tien 2011, 658; Turcotte 2011, 196). En effet, la plupart des sondages électoraux ne font qu'enregistrer les intentions de vote et non les raisons qui sous-tendent ces intentions (Fair 2012, 7; Lewis-Beck 2005, 148). En outre, bien que les sondages soient parfois classés parmi les modèles de prédiction scientifique, il ne s'agit pas véritablement d'un outil prévisionnel dans la mesure où un sondage ne fait qu'indiquer où se situent les préférences des électeurs *au moment où ceux-ci sont sondés*⁴ (Graefe 2014, 205;

⁴ Contrairement au sondage d'intention de vote traditionnel, le sondage d'anticipation questionne les électeurs sur ce que sera selon eux, et *nonobstant leur préférence personnelle*, l'issue de l'élection. Or, ce type d'enquête partage le principal défaut des sondages d'intention de vote puisqu'il reste muet sur les raisons qui poussent les répondants à identifier un parti (ou un candidat) plutôt qu'un autre comme ayant le plus de chances de remporter l'élection.

Lafay, Facchini et Auberger 2007, 155; Rosenstone 1983, 27). Comme l'indique Louis Bean, « [t]he pollster does not, as a rule, predict an election result. He reports on what would happen on the day the poll is taken » (Bean 1969, 91). Par ailleurs, que les résultats d'un sondage réalisé la veille ou dans les jours qui précèdent immédiatement un scrutin révèlent, avec un degré de précision relativement élevé, le score réel des candidats ou des partis concurrents n'a rien de bien extraordinaire puisque, pour l'essentiel, la campagne est terminée (Rosenstone 1983, 27; voir l'analogie du jeu de dards de Lewis-Beck et Tien 2011, 659).

Depuis les quarante dernières années, le champ de la prédiction électorale s'est considérablement enrichi, mais la plupart des modèles qui se sont accumulés au fil du temps ont été élaborés pour les élections au Congrès ou à la présidence des États-Unis⁵ (par exemple, pour les seules élections américaines de 2012, on peut se référer à Abramowitz 2012; Berry et Bickers 2012; Campbell 2012; Cuzán 2012; Erikson et Wlezien 2012; Hibbs 2012; Holbrook 2012; Jérôme et Jérôme-Speziari 2012a; Klarner 2012; Lewis-Beck et Tien 2012a; Lockerbie 2012; Norpoth et Bednarczuk 2012). Le Canada, à l'instar de la majorité des démocraties, n'a reçu jusqu'à maintenant que bien peu d'attention : on ne compte qu'un seul modèle visant à prédire les résultats du parti sortant aux élections fédérales canadiennes et, de l'avis même de ses concepteurs, ce dernier est loin d'atteindre le niveau de précision obtenu pour d'autres États (Bélanger et Godbout 2010, 696). En outre, comme le note Daniel Walther, la prééminence des modèles américains pose la question de la transférabilité des techniques et des méthodes vers les démocraties multipartites dont la dynamique électorale diffère de la

⁵ Seulement une poignée d'ouvrages sur le sujet (et très majoritairement axés sur les États-Unis) ont été publiés, les principaux étant *Forecasting Presidential Elections* de Steven Rosenstone (1983), *Forecasting Elections* de Michael Lewis-Beck et Tom Rice (1992), *Before the Vote: Forecasting American National Elections* sous la direction de James Campbell et James Garand (2000b), *Who Will Be in the White House?: Predicting Presidential Elections* de Randall Jones (2002) et enfin *Predicting Presidential Elections and Other Things* de Ray Fair (2012 [2002]).

compétition que se livre le duopole démocrate-républicain⁶ (Walther 2015, 1). Si l'on prend le Canada pour exemple, depuis 1921, malgré l'alternance ininterrompue au pouvoir entre les partis libéral et conservateur, la Chambre des communes a toujours compté des représentants de trois à cinq formations politiques différentes (Bickerton 2014, 257).

Par ailleurs, selon Cees van der Eijk, la littérature sur les modèles prévisionnels s'est révélée plutôt décevante jusqu'à présent. D'une part, la structure de base des fonctions de vote peut difficilement être considérée comme reposant sur des propositions théoriques « robustes » : nombreux sont les modèles à proposer une mesure de popularité du parti (ou du candidat) sortant combinée à une variable économique particulière pour expliquer les fortunes changeantes de la formation gouvernementale. Or, il n'est pas déraisonnable de soutenir que la popularité est en fait une notion fourre-tout dont la valeur explicative est relativement mince : « [it] is more a container that encapsulates all kinds of other phenomena than a theoretically explicated independent variable in its own right » (van der Eijk 2005, 211). Pour Lockerbie, l'emploi d'une mesure de popularité revient *grosso modo* à mettre du côté droit de l'équation une variable à peu près équivalente à celle que l'on cherche à estimer : il ne s'agit que d'une version décalée (*lagged*) de la variable dépendante (Lockerbie 2016, 674). Quant à l'impact de l'économie sur le comportement électoral, son instabilité à travers le temps et l'espace a été décrite par certains auteurs comme l'un des plus grands casse-têtes de la littérature sur le vote économique : c'est donc dire que l'influence continue des fluctuations de l'économie sur le vote resterait à démontrer (pour un avis contraire auquel nous souscrivons, voir Lewis-Beck et

⁶ Ainsi que le mentionne Anthony Mughan, « [a] pastime [i.e. election forecasting] that originated in the United States, where national elections at least are usually a choice between two well-known and clearly identifiable candidates or parties, has spread to parliamentary systems of government where elections are not so rigidly timetabled, multiple parties are the norm and coalition government makes for less direct governmental accountability » (Mughan 2004, 291).

Stegmaier 2007). On peut aussi douter que ces fluctuations engendrent des effets symétriques parmi les différents segments de l'électorat (comme le suppose l'usage répandu de la régression linéaire) : en effet, certains individus ne voteront *jamais* pour le parti en place quoi qu'il arrive, alors que d'autres lui accorderont, au contraire, un support indéfectible. Seuls les électeurs sensibles à la compétition entre les partis sont donc susceptibles d'être influencés par les mouvements de l'économie. « As a consequence, the share of the vote the incumbent can conceivably obtain is constrained by a maximum that is smaller than the size of the entire electorate » (van der Eijk 2005, 212). Par ailleurs, dans la mesure où les modèles font usage de données agrégées, le risque de réification (et de sophisme écologique) est fort : d'après van der Eijk, cette caractéristique des modèles leur permet d'ignorer une grande quantité de facteurs liés à l'explication du comportement électoral au niveau *individuel* sans que cela n'ait de conséquence globale sur les résultats prédits. Du point de vue de la sophistication théorique, il s'agit d'un problème embarrassant pour les prévisionnistes (van der Eijk 2005, 210-11).

En dépit de ces obstacles, est-il possible de construire un modèle permettant de prédire, plusieurs mois à l'avance, les résultats du vote pour un parti sortant aux élections fédérales canadiennes⁷? C'est la question à laquelle tentera de répondre ce mémoire. Face aux critiques mises de l'avant par van der Eijk, l'idée d'un énième modèle politico-économique semble difficile à défendre : l'usage d'indicateurs moins « conventionnels » (mais théoriquement pertinents) devrait répondre au moins en partie à cet obstacle – bien que cela ne signifie pas pour autant que l'on renonce ici à tester l'effet de certaines mesures économiques sur le vote.

⁷ En somme, nous nous posons la même question que Tom Rice : « In short, is it possible to specify the influences on the [...] vote weeks or months in advance, and to base accurate predictions of winners and losers on this information » (Rice 1985, 675)?

Michael Lewis-Beck et Mary Stegmaier identifient trois profils de chercheurs⁸ dans le domaine de la prédiction électorale, à savoir les structuralistes (*structuralists*), les agrégateurs (*aggregators*) et les synthétiseurs (*synthesizers*)⁹. Les structuralistes (par exemple Abramowitz 2016) utilisent des techniques de régression simple afin de produire des formules reposant sur une théorie du vote. Ces formules incluent généralement un faible nombre de variables économiques et politiques appliquées aux scrutins nationaux et offrent une prédiction unique (fixe) avec quelques mois d'avance. C'est l'approche que nous adoptons ici, à l'instar de la majorité des prévisionnistes. Pour leur part, les agrégateurs rassemblent des données de sondages d'opinion provenant de diverses sources. Plusieurs sites web procèdent aujourd'hui à l'agrégation des sondages réalisés par différentes firmes et différents médias : c'est notamment le cas de FiveThirtyEight et de ThreeHundredEight ainsi que de RealClearPolitics, du HuffPost Pollster et du PollyVote¹⁰. L'agrégation permet de réduire l'erreur par l'annulation mutuelle des biais associés à chaque sondage pris séparément (Graefe 2014, 206; Graefe, Armstrong, Jones et Cuzán 2014a, 44; Rothschild 2009, 896). Contrairement aux structuralistes, les agrégateurs ne proposent pas de théories du comportement électoral. En revanche, leurs prévisions sont dynamiques : des mises à jour sont possibles au fur et à mesure

⁸ En réalité, Lewis-Beck et Stegmaier en identifient quatre. Ceux-ci regroupent certains chercheurs dans la catégorie des « experts ». Les experts agissent à titre de « juges » en évaluant les résultats des diverses méthodes de prédiction et en les soupesant sur la base leurs propres analyses qualitatives de la situation politique et du contexte électoral.

⁹ Michael Lewis-Beck et Charles Tien divisent en outre l'histoire récente de la prédiction électorale en deux générations. La première génération s'est constituée au début des années 1980 et était surtout dominée par l'« affrontement » entre structuralistes et sondeurs. Le quasi-monopole des structuralistes s'est érodé avec les contributions de plus en plus fréquentes des agrégateurs et des synthétiseurs qui se sont fermement établis à l'occasion du scrutin présidentiel américain de 2012. La seconde génération renvoie à la coexistence de ces trois approches (Lewis-Beck et Tien 2014a, 782).

¹⁰ Le PollyVote combine en fait les résultats issus de différentes méthodes de prédiction, à savoir les modèles économétriques, les indices de vote, les sondages d'intention et d'anticipation ainsi que les marchés ou bourses politiques (voir notamment Cuzán, Armstrong et Jones 2005; Graefe 2015a; 2015b; Graefe, Armstrong, Jones et Cuzán 2014a; 2014b; Graefe, Jones, Armstrong et Cuzán 2016). Les chercheurs du PollyVote s'inspirent entre autres des techniques proposées par Clemen 1989 et Armstrong 2001a.

que sont conduits de nouveaux sondages. Les synthétiseurs (par exemple Erikson et Wlezien 2016; Lewis-Beck et Dassonneville 2015a; 2015b) se situent quelque part entre les structuralistes et les agrégateurs. Leurs modèles prennent racine dans une théorie politico-économique du comportement électoral et se présentent sous une forme assez semblable aux équations de type structurel, mais sont supplémentés par des résultats de sondages. La prévision initiale peut donc être révisée tout au long de la campagne (Lewis-Beck et Dassonneville 2015a, 2; Lewis-Beck et Stegmaier 2014, 284).

En ce qui nous concerne, nous avons choisi de procéder à la création d'un modèle de type structurel afin de prédire la part des voix recueillies par la formation gouvernementale lors des élections fédérales canadiennes. Cette approche est celle qui convient le mieux au but de notre recherche, soit expliquer à travers la prédiction et non prédire aux dépens de l'explication. C'est donc, en premier lieu, la valeur *théorique* du modèle qui nous préoccupe. Par conséquent, l'intégration de données de sondages d'intention de vote ou de satisfaction serait, à notre avis, hautement problématique dans la mesure où ce type d'enquêtes ne nous apprend presque rien sur les motivations des électeurs (en plus de faire dépendre en bonne partie la précision du modèle sur celle des sondages).

Les chapitres qui suivent nous mèneront graduellement à la conception du modèle et à la discussion des résultats. Tout d'abord, le chapitre 2 présente les formules politico-économiques américaines. Ce chapitre est scindé en deux parties : la première concerne la recension des formules créées pour les élections au Congrès et à la présidence au cours des années 1970 et 1980, alors que la seconde s'attaque aux modèles les plus récents élaborés dans le cadre du scrutin présidentiel de 2016. Ce premier examen de la littérature nous permet de constater que l'entreprise prévisionnelle américaine n'a pas beaucoup évolué depuis

l'introduction des toutes premières formules prédictives au tournant des années 1980 : la plupart des prévisionnistes estiment toujours le score récolté par la formation sortante (ou son candidat) à l'aide d'un indicateur macroéconomique rétrospectif et d'une mesure d'approbation du président auxquels sont parfois ajoutées des variables relatives à l'usure du pouvoir ou aux avantages qui accompagnent l'exercice du gouvernement (*incumbency*). Le chapitre 3 est pour sa part consacré à la description et à l'analyse des modèles canadiens. Au chapitre 4, à la lumière de l'ensemble des formules passées en revue, nous identifions les variables qui seront intégrées à notre propre modèle tout en exposant les fondements théoriques qui justifient nos choix. Le chapitre 5 est dédié à l'opérationnalisation des variables et le chapitre 6 à la présentation des résultats. Le modèle ou plutôt les modèles que nous présentons sont estimés à partir des scrutins fédéraux qui ont pris place depuis 1953 et comportent un total de cinq variables, soit la différence entre les taux de chômage canadien et américain trois mois avant la tenue du vote, le logarithme naturel du nombre de mois passés au pouvoir par le parti sortant, un indicateur dichotomique concernant la substitution du premier ministre à proximité d'une élection, le nombre d'années d'expérience politique du premier ministre par rapport à son principal concurrent et un facteur relatif à l'origine provinciale des leaders. La combinaison de ces variables explique plus de 84% de la variance dans le pourcentage des voix obtenues par le parti gouvernemental et est assortie d'une erreur moyenne absolue hors-échantillon (un indicateur sur lequel nous reviendrons plus loin) avoisinant les trois points de pourcentage, ce qui fait des modèles proposés des instruments de prédiction fiables et aptes à rivaliser avec les sondages d'intention de vote. Enfin, le chapitre 7 souligne les contributions de notre travail avant d'en préciser les failles potentielles et de faire une brève description des avenues de recherches futures.

CHAPITRE 2 : LES MODÈLES AMÉRICAINS

Comme bien d'autres domaines d'étude en science politique, le champ de la prédiction électorale est avant tout américain. Une part considérable de la littérature s'attache à prévoir le sort des partis au Congrès et des candidats à la présidence des États-Unis¹¹. Dans ce chapitre, nous examinerons tout d'abord les premiers modèles prédictifs conçus au tournant des années 1980 avant d'analyser et de comparer les formules américaines appliquées aux élections présidentielles et législatives de 2016. Nous ferons par ailleurs l'historique des formules les plus récentes, dans la mesure où celles-ci sont bien souvent le résultat de plusieurs modifications et mises à jour qui méritent notre attention ne serait-ce que pour suivre le processus de raffinement théorique suivi par les auteurs. En présentant les premiers modèles puis les plus récents, nous serons en mesure de suivre l'évolution de la littérature au cours des 40 dernières années.

Avant d'aller plus loin, notons que si le champ de la prédiction électorale est moins développé à l'extérieur des États-Unis, la littérature à ce sujet couvre néanmoins de nombreux pays. Toutefois, un grand nombre des modèles conçus pour d'autres systèmes politiques ne sont en fait que des « copies conformes » des formules américaines, ce qui rend leur analyse et leur description plus ou moins utiles. La France et le Royaume-Uni¹² sont, après les États-

¹¹ Depuis 1994, des numéros de revues scientifiques ont été consacrés aux modèles prédictifs, d'abord dans le *Political Methodologist* et l'*American Politics Quarterly* (actuel *American Politics Research*) et, depuis 2001, dans *PS: Political Science and Politics*.

¹² Pour des revues de la littérature sur le développement des fonctions de vote et des modèles prédictifs en France, voir Dubois 2007 ainsi que Lafay, Facchini et Auberger 2007. Une première série d'articles sur la prévision électorale au Royaume-Uni est apparue dans la revue *Electoral Studies* en 2004 (volume 23, no 2) avant que ne soient organisées des symposiums sur le sujet dans le *British Journal of Politics and International Relations* en 2005 (volume 7, no 2) puis dans *Electoral Studies* en 2011 (volume 30, no 2) et 2016 (volume 41, mars). Pour une synthèse des résultats de ces deux derniers symposiums, on peut se référer à Gibson et Lewis-Beck 2011 et à Fisher et Lewis-Beck 2016 respectivement. On notera que différentes approches ont été adoptées pour prédire les résultats des élections britanniques : la discipline ne se limite donc pas aux modèles structurels.

Unis, les pays disposant du plus grand nombre de modèles prédictifs¹³ (voir Lewis-Beck 2005). Des modèles existent également pour l’Australie (Cameron et Crosby 2000; Charnock 1995; Jackman 1995; Jackman et Marks 1994; Wolfers et Leigh 2002), l’Allemagne (Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck 2013; Kayser et Leininger 2013; 2014; 2016; Norpoth et Gschwend 2003; 2010; 2013), l’Autriche (Aichholzer et Willmann 2014), la Norvège (Arnesen 2012), la Belgique (Dassonneville et Hooghe 2012; Hooghe et Dassonneville 2014), les Pays-Bas (Dassonneville, Lewis-Beck et Mongrain 2017), l’Espagne (Magalhães, Aguiar-Conraria et Lewis-Beck 2012), le Portugal (Magalhães et Aguiar-Conraria 2009), l’Italie (Bellucci 2010), la Lituanie (Jastramskis 2012), la Turquie (Toros 2011; 2012), le Brésil (Turgeon et Rennó 2012) ainsi que le Japon (Lewis-Beck et Tien 2012b).

Soulignons que le présent chapitre s’intéresse avant tout aux variables retenus par les différents auteurs plutôt qu’aux paramètres statistiques de chacun des modèles. Tout d’abord, d’un point de vue pratique, il arrive assez souvent que les auteurs négligent d’indiquer l’ensemble des indications statistiques permettant d’évaluer la qualité globale et la précision de leurs formules. Ensuite, on peut difficilement juger les modèles qui n’ont pas été mis à jour depuis un certain temps, dans la mesure où l’ajout de nouveaux cas risquerait très certainement d’en modifier (en bien ou en mal) toute l’ossature. En outre, bien que nous ayons l’intention de donner le plus de détails possibles sur la composition des modèles, il est clair

¹³ Pour la France, on peut se référer notamment à Auberger 2008; 2010; Auberger et Dubois 2003; 2005; Bélanger, Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck 2007; Dubois 2002; Dubois et Fauvelle-Aymar 2004; Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck 1997; 2002; Foucault 2012a; 2012b; Foucault et Nadeau 2012; Jérôme et Jérôme-Speziari 2001; 2004a; 2010; 2012b; 2012c; Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck 1999; 2003; Lewis-Beck 1985; 1986; 1991; 1995; Lewis-Beck, Bélanger et Fauvelle-Aymar 2008; Lewis-Beck et Rice 1992, chapitre 8; Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger 2010. Pour le Royaume-Uni, on consultera Bélanger, Lewis-Beck et Nadeau 2005; Lebo et Norpoth 2007; 2011; 2013; 2016; Lewis-Beck, Nadeau et Bélanger 2004; 2011; 2016; Mughan 1987; Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger 2009; Norpoth 2004a.

que les subtilités de chaque formule ne peuvent être entièrement comprises qu'en se référant aux articles pertinents¹⁴.

Avant de recenser les divers modèles existants, notons qu'il existe trois principaux tests pour évaluer les capacités prédictives d'une formule, à savoir celui de la prévision intra-échantillon ou après-coup (*within/in-sample forecast* ou *after-the-fact forecast*), celui de la prévision hors-échantillon (*out-of-sample forecast*) et enfin celui de la prévision avant-coup (*before-the-fact forecast* ou *step-ahead forecast*)¹⁵. La prévision intra-échantillon constitue en quelque sorte le test le plus simple et le moins exigeant puisque l'ensemble des données sont utilisées pour faire les prédictions. On peut ainsi « prédire » (ou plutôt post-dire) le résultat du scrutin qui nous intéresse en tirant profit de la totalité des élections que nous avons sous la main. La prévision hors-échantillon consiste pour sa part à retirer de l'équation les données associées au scrutin dont nous souhaitons estimer le résultat, ce qui constitue déjà un test beaucoup plus strict (Lewis-Beck 2005, 153; voir aussi Tashman 2000).

Toutefois, ni le test intra-échantillon ni le test hors-échantillon ne permettent d'obtenir des prévisions au sens plein et entier du terme, c'est-à-dire *avant* que l'élection n'ait lieu. La prévision avant-coup, c'est-à-dire n'employant que les données antérieures au scrutin pour lequel nous souhaitons faire une prédiction, constitue donc la véritable épreuve (Holbrook 2016, 678-79). Ce test doit cependant être considéré avec prudence en raison du faible nombre

¹⁴ La variable dépendante (y) des équations présentées correspond toujours à la valeur prédite. Par conséquent, celle-ci devrait être coiffée d'un accent circonflexe (\hat{y} ou $y\text{-hat}$) afin de dénoter qu'il s'agit de valeurs estimées et non des scores réels. Nous omettons ce symbole par souci de simplicité, d'autant plus que la plupart des auteurs ne s'embarrassent pas de cette convention. On notera aussi que les formules sont reproduites telles qu'elles sont présentées par les auteurs en utilisant les mêmes labels de variables (hormis dans quelques cas). Lorsque les labels correspondaient à des expressions complètes, celles-ci ont, pour la plupart, été abrégés avec la première lettre de chaque mot. Lorsque la variable dépendante n'avait pas de label clairement identifié, nous lui en avons attribué un.

¹⁵ On notera que la prévision hors-échantillon pour la dernière observation est égale à la prévision avant-coup pour cette même observation.

de cas dont sont constitués la plupart des modèles. Lorsqu'on ne possède qu'une vingtaine ou une trentaine de cas, le retrait progressif d'observations finit rapidement par épuiser le nombre de degrés de liberté disponibles et par affecter les paramètres statistiques du modèle.

De ces trois tests, nous pouvons tirer différentes mesures de précision, notamment l'erreur moyenne absolue ou *mean absolute error* (MAE), la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne ou *root mean squared error* (RMSE) ainsi que le U_2 de Theil (à ne pas confondre avec le U_1 de Theil que déconseille Bliemel 1973) aussi appelé « coefficient d'inégalité ». L'erreur moyenne absolue « représente l'écart entre les n prévisions p , et ses n réalisations r [en d'autres mots, entre les scores prédits et réels]. La valeur absolue indique que l'on pénalise les erreurs positives autant que négatives » (Mathis et Brociner 1994, 215). Le calcul de la RMSE implique pour sa part d'extraire la racine carrée de la moyenne arithmétique des carrés des écarts entre les prévisions et les observations. Par rapport à la MAE, la RMSE a pour effet de pondérer plus fortement les erreurs importantes. Pour sa part, le U_2 de Theil (1966) permet la comparaison de la capacité prédictive de l'équation estimée avec celle d'un modèle dit « naïf » (ou *naive no-change model*) – en soi, il s'agit davantage d'une mesure de qualité que de précision. Comme le notent Alexandre Mathis et Andrew Brociner, « [l]a prévision naïve consiste simplement à utiliser un modèle de promenade aléatoire pour prévoir la variable » (Mathis et Brociner 1994, 215), le modèle naïf assumant alors que la meilleure prédiction possible au temps t (\hat{y}_t) correspond à la valeur observée au temps $t - 1$, soit $\hat{y}_t = y_{t-1}$. Le U_2 est borné entre 0 et l'infini. Si la valeur de l'indice de Theil est inférieure à 1, alors cela signifie que le modèle prédictif est plus précis que le modèle naïf. Une valeur de 0 signifie que le modèle prédictif produit des estimations parfaites, c'est-à-dire égales aux scores réels. Plus le U_2 s'approche de 0, plus nous disposons d'un modèle prédictif

de qualité. En revanche, une valeur supérieure à 1 nous indique que l'utilisation du modèle élaboré n'en vaut pas la peine (la formule naïve étant plus performante) et une valeur de 1 que les deux modèles se valent¹⁶ (voir Armstrong 2001b, 815; Bliemel 1973; Box-Steffensmeier, Freeman, Hitt et Pevehouse 2014, 199; Fair 1984, 261-62; Holden, Peel et Thompson 1990, 7 et 38; Lahiri 2011, 27-28; Kloek 2008, 246).

2.1 Les premiers efforts

Edward Tufte 1978

S'inspirant entre autres de William Nordhaus (1975), Edward Tufte a contribué au développement de la notion de cycle électoral, aussi appelée cycle politico-économique (*political business cycle*), selon laquelle le gouvernement instrumentaliserait les dépenses publiques, la fiscalité et les outils budgétaires à l'approche des élections afin de faire coïncider période électorale et stimulations économiques dans l'espoir de s'assurer le soutien de l'électorat (Tufte 1978, 3-4; voir aussi Butler et Stokes 1974, 369). La théorie des cycles électoraux traduit la croyance qu'entretiendraient les gouvernants et leur entourage par rapport aux effets de l'économie sur leurs chances de réélection : il est en effet convenu que le changement des conditions macroéconomiques dans les mois précédant la tenue d'un scrutin peut entraîner la victoire ou la défaite du gouvernement en place, l'électorat récompensant le parti au pouvoir en période de croissance et le punissant en période de récession. Dans cette optique, les gouvernements ont tout intérêt à faire preuve d'opportunisme en manipulant certains paramètres de l'économie nationale pour donner au moins l'illusion temporaire de la prospérité. Selon Tufte, l'augmentation des paiements de transfert ainsi que la réduction des

¹⁶ Les calculs du U_2 de Theil ont été faits en suivant les indications de Cook 2006.

taxes et des impôts sont des stratégies qui peuvent s'avérer payantes dans la mesure où, en plus de toucher un large public, ces mesures peuvent être adoptées relativement rapidement (Tufte 1978, 5 à 10). On pourrait donc s'attendre à une hausse du revenu disponible réel per capita peu de temps avant que les citoyens ne soient appelés aux urnes¹⁷.

Afin de quantifier l'impact des conditions économiques sur le vote aux États-Unis, Tufte élabore trois modèles, deux pour les élections à la Chambre des représentants – l'un sert à prédire les résultats des scrutins de mi-mandat (*midterm* ou *off-year elections*)¹⁸, l'autre les résultats des élections législatives concomitantes à celle du président (*on-year elections*) – et un pour les élections présidentielles.

Depuis 1870, le parti du président a toujours perdu des sièges lors des élections de mi-mandat à l'exception des scrutins de 1934, 1998 et 2002 (Ragsdale 2014, 116). Dans les années 1960, V. O. Key écrivait par conséquent des élections de mi-mandat qu'elles n'étaient guère gouvernées par un électorat sensible aux variations de l'économie :

Since the electorate cannot change administrations at midterm elections, it can only express its approval or disapproval by returning or withdrawing legislative majorities. At least such would be the rational hypothesis about what the electorate might do. In fact, no such logical explanation can completely describe what it does at midterm elections. The Founding Fathers, by the provision for midterm elections, built into the constitutional system a procedure whose strange consequences *lack explanation* in any theory that personifies the electorate as a rational god of vengeance and of reward (Key 1964, 567-68 – italiques ajoutés).

Le caractère apparemment particulier des élections de mi-mandat a suscité de nombreuses explications ainsi que plusieurs commentaires (on peut notamment se référer à Campbell 1960; 1964; Franklin 1971; Hinckley 1967; Stokes et Miller 1962) présentant dans la plupart des cas les résultats de ces élections comme une forme de réajustement de

¹⁷ Pour un exemple possible dans le cadre de l'élection fédérale canadienne de 2015, voir McKenna 2015.

¹⁸ On peut en trouver une version préliminaire dans Tufte 1974, 139 à 148.

l'équilibre partisan qui serait en partie dû à la faiblesse du taux de participation (ce qui impliquerait un électorat plus politisé durant les scrutins de mi-parcours). Si cette interprétation peut nous aider à comprendre les déboires périodiques du parti présidentiel, elle ne permet toutefois guère d'expliquer *l'intensité* du revers électoral essuyé par la formation du président (Tufté 1975, 812-13). Ainsi que le fait remarquer Key, « [t]he significance of a specific midterm result comes not from the simple fact of losses by the President's party. Some loss is to be expected. It is the magnitude of the loss that is important » (Key 1964, 569).

C'est ainsi que derrière cette succession de « défaites » routinières, Tufté signale pour sa part la présence d'importantes fluctuations. Celui-ci s'appuie notamment sur les travaux de Kramer (1971) qui a déterminé, dans un article ayant fait école, que le vote en faveur des élus à la Chambre des représentants subissait l'influence de l'économie nationale. L'étude du contexte économique pour l'ensemble des scrutins qui se sont déroulés entre 1896 et 1964 (à l'exception de 1912, 1918, 1942 et 1944), a permis à Kramer de déduire qu'une baisse de 10% du revenu personnel réel disponible par habitant (par rapport à l'année précédant l'année électorale) correspondait à une diminution d'environ 4% ou 5% des voix enregistrées pour le parti présidentiel (soit la perte d'une quarantaine de sièges). Cependant, il semble que ni l'inflation, ni le chômage ne puissent être considérés comme ayant un effet significatif sur le vote – lorsque le revenu réel per capita est maintenu constant (Kramer 1971, 140-41; voir aussi Hibbs 2006, 566-67). Dans une étude subséquente répondant à un certain nombre de critiques, Kramer revenait toutefois sur cette conclusion et affirmait que les *trois* indicateurs avaient tous un effet sur les élections législatives américaines (Goodman et Kramer 1975, 1264).

Pour son modèle, Tufte retient deux variables, à savoir (1) l'évolution du revenu disponible réel par habitant dans les 12 mois qui précèdent immédiatement le scrutin¹⁹ et (2) le dernier taux d'approbation du président enregistré par la firme Gallup (variable qui est sensée capturer la performance sur les enjeux non-économiques). Cette dernière variable traduit l'influence de la popularité du président sur les membres du Congrès dont l'étiquette partisane correspond à celle du pouvoir exécutif. Comme l'explique Samuel Kernell, « [g]iven poorly identified congressional contenders in many districts and no national counterpart from the other party, the president becomes the most prominent reference for choosing between candidates » (Kernell 1977, 62). Tufte n'estime pas, comme on pourrait le supposer, le pourcentage des voix recueillies par la formation présidentielle. Il opte plutôt pour une variable dépendante qui vise à intégrer la force historique (*long-run strength*) de chacun des partis : ce qui est estimé, c'est la perte ou le gain *standardisé(e)* du vote populaire (*standardized vote loss or gain*) récolté par le parti contrôlant l'exécutif. Plus précisément, la force à long-terme du parti présidentiel correspond à la moyenne du pourcentage des voix des deux grands partis (*two-party vote share*) qui lui est revenu lors des huit dernières élections (Tufte 1975, 813 à 816; 1978, 108 à 110). Tufte précise par ailleurs : « [t]his standardization

¹⁹ Bien que Tufte parle des 12 mois précédant l'élection (ce qui signifierait, pris au pied de la lettre, la variation enregistrée d'octobre de l'année précédant l'élection à octobre de l'année électorale), il semble plutôt qu'il se soit servi de données annuelles mesurant l'évolution entre l'année antérieure à l'élection et l'année électorale. Or, comme le notent Lewis-Beck et Rice, « the figure for the election year itself is of course unavailable, as November and December remain to be completed » (Lewis-Beck et Rice 1984b, 477). En outre, Tufte affirme avoir employé comme source le rapport du Council of Economic Advisers (CEA) paru en 1977 : non seulement les rapports du CEA sont publiés sur une base annuelle – plus spécifiquement en janvier/février de chaque année –, mais nous n'y avons trouvé aucune donnée mensuelle, seulement des données annuelles et trimestrielles (pour les rapports, voir Peters et Woolley 2017a). Evans Witt offre certains éclaircissements sur la manière dont a pu procéder Tufte lorsqu'il écrit : « Tufte likes to use the changes in real disposable income from third quarter to third quarter for his model. But the third-quarter figure wasn't released until November 15 in 1982 – a little late for election prognostications – and it won't be final until early 1983 » (Witt 1983, 48). Si nous ne sommes pas absolument certain de l'horizon temporel des calculs effectués par Tufte, il est difficile de croire que celui-ci ait eu accès, pour chaque scrutin, aux informations nécessaires avant que le vote n'ait lieu. Une autre source possible dont Tufte (1975, 821) fait mention est le *Business Conditions Digest* publié mensuellement par le Bureau du recensement des États-Unis (voir Federal Reserve Archival System for Economic Research S.d.).

(measuring how each election deviates from a long-run average) is important in the case of congressional elections mainly because of the persistent Democratic advantage » (Tufté 1978, 110). On peut exprimer la formule générale de la manière suivante²⁰ :

$$\text{Équation 2.1) } Y_i = \beta_0 + \beta_1(\Delta E_i) + \beta_2(P_i) + u_i$$

où Y_i correspond à la perte ou au gain standardisé(e) en points de pourcentage du vote populaire récolté par le parti présidentiel à la Chambre des représentants; β_0 à la constante; β_1 et β_2 aux coefficients respectifs des deux variables indépendantes, soit ΔE_i qui exprime l'évolution du revenu disponible réel par habitant dans les 12 mois précédant le scrutin et P_i le dernier taux d'approbation du président enregistré par la firme Gallup; et enfin u_i à un terme d'erreur (i exprimant l'année électorale spécifique).

En utilisant les données disponibles pour les élections de mi-mandat qui ont eu lieu entre 1946 et 1974²¹, on obtient l'équation suivante qui permet d'effectuer une prédiction pour la course législative de 1978²² :

$$\text{Équation 2.2) } Y_{1978} = -10,74 + 0,622(\Delta E_{1978}) + 0,132(P_{1978})$$

$$Y_{1978} = -10,74 + 0,622 \times (3,05) + 0,132 \times (49)$$

$$Y_{1978} = -2,37$$

Par conséquent, le modèle de Tufté prévoyait une perte de 2,37 points de pourcentage pour le Parti démocrate à la Chambre des représentants en 1978 : sachant que la moyenne démocrate pour les huit scrutins précédents est de 54,40%, la formation de Jimmy Carter

²⁰ On notera qu'une fois la valeur de Y_i connue, il est possible d'estimer la part du vote populaire reçu par le parti présidentiel (V_i) en lui additionnant la moyenne des huit élections précédentes (N_i^8), soit $V_i = Y_i + N_i^8$ (puisque $Y_i = V_i - N_i^8$).

²¹ L'équation a été mise à jour par Gary Jacobson et Samuel Kernell en 1982 pour y inclure les données de 1978 (Jacobson et Kernell 1982, 426).

²² L'évolution du revenu disponible a été mesurée entre le troisième trimestre de 1977 et le troisième trimestre de 1978 (Council of Economic Advisers 1979, 209) et le taux d'approbation du président Carter est celui d'octobre 1978 tel que mesuré par Gallup (Gallup 2016).

aurait dû sortir de l'élection de novembre 1978 avec un score avoisinant les 52% du vote bipartite (Tufté 1978, 111-12). En réalité, le Parti démocrate a été chercher 54,51% des voix, ce qui représente une augmentation (minime) de 0,11 point de pourcentage par rapport à sa moyenne (mais un déclin comparativement aux résultats de 1976). Il n'en reste pas moins que la formule proposée par Tufté possède un niveau de précision somme toute assez élevée, l'erreur moyenne de prédiction intra-échantillon étant légèrement inférieure à un point de pourcentage (selon nos propres calculs). On soulignera aussi que la part de la variance expliquée par la régression est assez forte ($R^2 = 0,83$) pour que cette dernière puisse être employée avec assurance comme outil prévisionnel.

En somme, Tufté affirme que son modèle démontre que le vote enregistré aux élections de mi-mandat peut être dépeint comme un référendum sur la performance économique et non-économique du président et de son administration. Bien que le parti du président semble être condamné à perdre des plumes lors de l'élection suivant le dernier scrutin présidentiel, l'ampleur des pertes est mitigée par le niveau de croissance économique et l'appréciation du travail effectué par la Maison-Blanche. Comme le mentionne Tufté, en ne se concentrant que sur la diminution du nombre de sièges, on perd de vue la variation qui existe dans la part des voix recueillies. Cet angle-mort qui produit, pour employer l'expression de Tufté, une sorte de « référendum caché » (*hidden referendum*), est dû à la distorsion qu'entraîne le système électoral américain dans la conversion des suffrages en sièges :

[...] the electoral system – the arrangements for the aggregation of the votes of citizens into seats in the House – does not respond consistently (and hardly responds at all in some states) to changes in the aggregate preferences of voters, even though the voters themselves are casting their ballots in a systematic and focused way in midterm congressional elections. [...] Thus even though the voters, in aggregate at least, have done their best to make the midterm a referendum on the performance of the administration, their efforts are greatly muted by the structure of the electoral system (Tufté 1975, 824-25).

Alors que Donald Stokes et Warren Miller rejetaient l'hypothèse de l'élection comme référendum en affirmant, entre autres choses, que la plupart des électeurs américains étaient incapables d'identifier la formation politique contrôlant le Congrès (Stokes et Miller 1962, 536), Tufte est d'avis qu'en interprétant le vote de mi-mandat comme *l'évaluation du bilan de l'exécutif*, les citoyens n'ont qu'à connaître l'affiliation partisane du président pour loger un vote d'approbation ou de désaveu : l'appartenance politique des candidats à la législature des États-Unis étant inscrite sur les bulletins de vote, les électeurs peuvent aisément pénaliser (ou récompenser) le parti présidentiel. Tufte prend toutefois la peine d'indiquer que la notion de référendum renvoie à une théorie sur le comportement individuel des électeurs : or, il faut bien se rendre compte que le modèle offert par Tufte (tout comme la plupart des modèles prédictifs) repose sur des données agrégées qui rassemblent les décisions de plusieurs millions d'individus. Assurément, les résultats de Tufte n'éclairent qu'une facette du vote et laissent en friche de multiples avenues d'explication, ce que l'auteur reconnaît d'ailleurs sans hésitation (Tufte 1975, 826).

Après les élections législatives de mi-mandat, Tufte s'attarde aux élections que nous dirons « concomitantes ». Les années d'élections à la présidence se caractérisent généralement par un sursaut de prospérité dont les effets bénéfiques pourraient donner un coup de pouce au parti présidentiel à la Chambre des représentants. Pour voir de quoi il en retourne, Tufte applique un modèle similaire au précédent (que nous ne reproduisons pas ici), mais reconceptualise sa mesure d'approbation initiale comme la différence entre le nombre moyen de mentions favorables et défavorables reçues par le candidat de l'administration sortante (dans le cadre des entrevues conduites lors de l'American National Election Studies ou ANES) par rapport à son principal adversaire.

The net candidate advantage is the analogue to the presidential approval rating used in the description of midterm elections. Only one national target, the president, is available for voters during the off-year elections, but presidential elections involve comparisons between alternatives, and that is what this measure is supposed to capture (Tufte 1978, 117).

Pour la période 1948-1976, la combinaison de ces deux facteurs explique une part importante de la variance dans le vote récolté ($R^2 = 0,70$). L'impact de l'économie est palpable : une augmentation d'un point de pourcentage du revenu personnel disponible entraîne, toutes choses étant égales par ailleurs, une hausse de même ordre dans le vote pour le parti présidentiel (Tufte 1978, 119). Le revenu et l'avantage net sont ensuite réutilisés pour les courses présidentielles, la variable indépendante n'étant cependant plus la perte ou le gain standardisé(e), mais simplement le pourcentage du vote bipartite obtenu. Ainsi que le mentionne Tufte, contrairement aux scrutins congressionnels, aucun des deux grands partis ne s'est montré plus performant que son rival sur le long-terme pour les élections à la présidence : depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale, Démocrates et Républicains se sont partagés la Maison-Blanche à part égale, quoique le GOP ait, au total, cumulé davantage de voix (ceci était vrai au moment où Tufte publiait son ouvrage et l'est encore aujourd'hui). Le modèle pour les élections à la présidence prend la forme suivante :

$$\text{Équation 2.3) } V_i = \beta_0 + \beta_1(\Delta E_i) + \beta_2(C_i) + u_i$$

où V_i correspond au pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant; β_0 à la constante; β_1 et β_2 aux coefficients respectifs des deux variables indépendantes, soit ΔE_i qui exprime l'évolution du revenu disponible réel par habitant dans les 12 mois précédant le scrutin et C_i la différence entre le nombre moyen de mentions favorables et défavorables reçues par le candidat de l'administration sortante (dans le cadre de l'ANES) par rapport à son principal adversaire (l'avantage net); et enfin u_i à un terme d'erreur (i exprimant l'année électorale spécifique).

Estimé sur la période 1948-1976, le modèle servant à prédire le score du candidat de la formation sortante pour l'élection de 1980 s'exprime de la sorte :

$$\text{Équation 2.4) } V_{1980} = 47,22 + 1,32(\Delta E_{1980}) + 7,64(C_{1980})$$

La valeur explicative de ce troisième et dernier modèle est impressionnante, son coefficient de détermination multiple étant de 0,94. L'effet dont dispose l'évolution du revenu est encore une fois notable : d'une croissance d'un point de pourcentage du revenu disponible, le candidat du parti présidentiel peut espérer accroître la part de ses suffrages de 1,32 point de pourcentage supplémentaire. Assurément, une économie prospère est un atout de taille : son effet variera selon les circonstances, mais il semble difficile d'expliquer les hauts et les bas du président sortant ou du nouveau candidat de son parti sans tenir compte de la fluctuation des conditions économiques (Tufté 1978, 121 à 123).

Avant de poursuivre, notons que si nous avons décidé de présenter brièvement les modèles des élections législatives concomitantes et présidentielles, ceux-ci ne peuvent aucunement être considérés comme des modèles prédictifs : les données de l'ANES nécessaires pour calculer le différentiel des mentions positives et négatives entre les candidats ne sont disponibles que longtemps après le décompte des bulletins de vote. Néanmoins, ces modèles comportent une leçon importante : en introduisant une mesure de « popularité » différente de celle employée pour les scrutins de mi-mandat, Tufté fait valoir, au moins implicitement, que les mesures doivent être adaptées aux caractéristiques de l'élection. La présence de deux figures nationales lors des élections présidentielles prescrit l'usage d'une mesure comparative, ce qui n'est évidemment guère le cas au moment des consultations de mi-mandat où le président est en quelque sorte la seule référence pertinente.

Lee Sigelman 1979

Dans un court article paru en 1979, Lee Sigelman contestait l'affirmation de John Mueller (1973, 197 et 202) selon laquelle la cote de popularité²³ du président en poste – telle que déterminée par les sondages de la firme Gallup – était un indicateur peu adéquat pour juger des chances de réélection du chef de l'État. Mueller appuyait notamment son propos en soutenant que Gallup cessait d'interroger les citoyens américains au sujet de la performance globale du président plusieurs mois avant la tenue du scrutin ce qui donnait le temps à l'opinion publique de varier considérablement. Ne retenant que les élections au cours desquelles un président sortant brigait un nouveau mandat (1940, 1944, 1948, 1956, 1964, 1972 et 1976), Sigelman montrait pour sa part qu'il existait en réalité une corrélation relativement forte ($r = 0,74$) entre le niveau d'approbation du président et le pourcentage des voix recueillies par ce dernier. En excluant les données de l'élection présidentielle de 1972, jugée atypique en ce que Richard Nixon avait obtenu un pourcentage substantiel des voix (60,7%), alors que sa cote de popularité (56%) laissait présager une performance plus modérée, Sigelman soulignait que l'association entre les deux variables se révélait encore plus intense ($r = 0,91$). Celui-ci concluait donc que l'information récoltée par Gallup sur l'appréciation du travail accompli par le président pouvait être mobilisée dans le but de prédire l'appui qu'il recevrait s'il décidait de briguer à nouveau les suffrages. Sigelman proposait par conséquent une formule de régression toute simple, soit :

²³ À l'instar de nombreux auteurs, nous employons ici le terme « popularité » pour désigner les taux d'approbation ou de satisfaction.

Équation 2.5) $PVS = 37,97 + 0,291P$

où PVS correspond au pourcentage du vote populaire obtenu par le président sortant; et P à la popularité du président mesurée par le dernier sondage Gallup disponible avant le vote.

Sigelman notait aussi que son modèle permettait de dégager une leçon intéressante, soit qu'un candidat sortant dont l'approbation ne dépasse pas les 45% risque d'être battu ou alors d'obtenir une victoire à l'arraché (Sigelman 1979, 532 à 534). Le modèle proposé présente cependant de nombreuses faiblesses (qui sont, il faut l'admettre, en bonne partie au-delà du contrôle de l'auteur) : sa trop grande simplicité le rend en quelque sorte insignifiant sur le plan théorique, sa structure de décalage (*lag structure*) est irrégulière (le dernier sondage Gallup n'ayant pas été conduit au même moment année après année), la proportion de la variance expliquée demeure modeste ($R^2 = 0,54$), et le nombre de cas est trop limité pour qu'il soit possible d'effectuer des contrôles statistiques²⁴. On notera toutefois que Sigelman n'affirmait en aucune manière avoir l'intention d'offrir à ses lecteurs un modèle prédictif élaboré, son objectif principal étant plutôt de contredire l'affirmation de Mueller sur le rapport entre popularité et résultats électoraux. Il n'en reste pas moins que l'article de Sigelman peut être vu comme l'un des premiers à introduire – peut-être inconsciemment – la science politique à l'univers des modèles prévisionnels.

²⁴ En 1983, Richard Brody et Lee Sigelman ont révisé ce modèle afin d'y inclure l'ensemble des élections présidentielles depuis 1940. Ceux-ci concluaient que le taux d'approbation du président sortant n'affectait pas seulement les scores de ce dernier au moment de sa tentative de réélection, mais aussi la performance électorale du prochain candidat nommé par son parti. « The fact that there is a link between presidential popularity and presidential voting means that data on presidential popularity can be used to generate reasonably accurate predictions of the outcome of presidential elections, even when the incumbent is not running for reelection » (Brody et Sigelman 1983, 328).

Hibbs 1982

À la suite de l'élection de Ronald Reagan en 1980, Douglas Hibbs s'est questionné sur la signification politique de cette victoire. Alors que les proches du Parti républicain ont été prompts à interpréter la défaite de Jimmy Carter et l'acquisition d'une première majorité républicaine au Sénat en plus de 25 ans comme l'amorce d'un virage idéologique vers la droite ainsi qu'une réaction contre le modèle libéral d'État-providence, Hibbs a pour sa part voulu montrer que la victoire de Reagan était avant tout le résultat du piètre bilan économique de l'administration démocrate sortante. Lorsque Carter s'est présenté devant l'électorat américain en novembre 1980, le gouvernement était confronté à la pire situation économique depuis la grande crise des années 1930. Les taux de chômage et d'inflation étaient particulièrement élevés alors que le revenu disponible était en décroissance, une première depuis 1932. Comme l'indique Hibbs, le Parti démocrate faisait l'expérience d'un « cycle électoral inversé » qui exposait son candidat à une sévère réprimande aux urnes (Hibbs 1982, 388-89). En raison du faible nombre de cas à la disposition de l'auteur sur la période couverte (huit élections présidentielles entre 1952 et 1980²⁵), celui-ci ne retient que le revenu disponible réel per capita comme variable explicative. Hibbs notait que ce choix tenait essentiellement à l'importance associée à ce facteur dans la littérature (Hibbs 1982, 415), importance que reflète la force de cette mesure pour synthétiser l'état global du bien-être économique des citoyens et de la nation (à ce sujet, voir Hibbs 2012, 635).

²⁵ L'élection de 1948 est exclue parce que les données trimestrielles des Comptes nationaux des revenus et dépenses ne sont disponibles que depuis 1947 (alors que le modèle requiert des données sur *l'ensemble* du mandat qui tire à sa fin – en l'occurrence depuis 1946), mais surtout parce que Hibbs estime que l'économie américaine était encore en transition entre une économie de guerre et une économie de paix, ce qui la rend incomparable au reste de la période d'après-guerre (Hibbs 2000, 173, note 5).

À l'aide de cette variable, Hibbs cherche à prédire la part du vote bipartite qui revient au candidat de la formation présidentielle²⁶. Là où l'auteur se démarque de ses collègues, c'est dans l'utilisation d'une moyenne géométrique pondérée trimestre par trimestre depuis le début du mandat présidentiel²⁷, le poids de chaque lecture du taux de croissance augmentant au fur et à mesure que l'élection approche. Autrement dit, Hibbs considère que la situation économique en début de mandat n'a pas le même poids pour l'électeur que celle qui prévaut tout juste avant le scrutin – cette dernière aura donc plus d'importance dans le calcul de la moyenne. La formule prédictive à laquelle arrive Hibbs – avec le détail de la pondération – est la suivante (Hibbs 1982, 393 à 396) :

$$\text{Équation 2.6) } V_i = 45,7 + 3,30 \left[\sum_{i=0}^{14} 0,8^i R_{t-i-1} \left(\frac{1}{\sum_{i=0}^{14} 0,8^i} \right) \right]$$

où V_i correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; et R_i au taux de croissance du revenu disponible réel par habitant (i indiquant le trimestre).

Le coefficient de détermination de 0,63 associé à cette formule est relativement élevé si l'on considère qu'elle ne comprend qu'une seule variable. La première « vraie » prédiction réalisée avec ce modèle à l'occasion de la campagne de 1984 est d'ailleurs tombée assez près du score réel en accordant à Reagan 57,3% des voix, une estimation inférieure d'environ deux points aux 59,2% obtenus par le Républicain²⁸ (Hibbs 1987, 197-98). Si l'économie semble

²⁶ Hibbs utilise par ailleurs la même variable économique pour estimer la perte ou le gain standardisé(e) du vote populaire pour la formation présidentielle (un emprunt à Tufte 1978) lors des élections de mi-mandat à la Chambre des représentants (Hibbs 1982, 397).

²⁷ Pour employer les termes exacts, « the (geometrically) weighted average of the (OPEC adjusted) annualized quarter-on-quarter percentage rate of growth of real disposable income per capita » (Hibbs 1982, 394).

²⁸ On notera que Hibbs fait une légère erreur en comparant le résultat de son estimation, qui représente le pourcentage du vote *bipartite* obtenu par Reagan, avec le pourcentage « brut » recueilli par ce dernier (soit 58,9%). La différence est cependant minime dans la mesure où très peu d'Américains ont voté en faveur de candidats de tiers partis ou d'indépendants lors de cette élection.

être un facteur explicatif d'envergure, elle ne peut cependant pas à elle seule rendre compte de l'entière de la variation dans les appuis. En observant l'ensemble des estimations produites par le modèle sur la période 1952-1980, Hibbs constate que les prévisions qui surestiment le plus les véritables résultats obtenus surviennent alors que les États-Unis étaient engagés militairement en Corée (1950-1953) et au Vietnam (1965-1973), soit en 1952 et 1968 respectivement. Ces conflits, coûteux en vie humaines et en ressources, pourraient donc expliquer pourquoi Adlai Stevenson puis Hubert Humphrey ont moins bien performé que les prévisions du modèle qui sont basées sur le seul bilan économique de leurs prédécesseurs (Hibbs 1982, 394).

Cette constatation a poussé Hibbs à amender sa formule en y ajoutant une variable représentant le nombre de militaires américains morts au combat en Corée et au Vietnam lors des mandats qui ont précédé les élections de 1952, 1964, 1968 et 1976 (Hibbs 2000, 151). Hibbs considère que les tentatives de réélection de Dwight Eisenhower en 1956 et de Richard Nixon en 1972 n'ont pas été affectées par le nombre de décès au sein des troupes combattantes en raison de ce qu'il qualifie de « période de grâce » : les présidents qui ont hérité d'une guerre déclenchée par le parti adverse se verraient accorder un « sursis » pour la durée de leur premier mandat, un peu comme s'ils n'étaient pas jugés responsables des pertes causées par les expéditions militaires dont ils ne sont pas à l'origine (Hibbs 2007, 2). Ce nouveau modèle à deux variables (baptisé *bread and peace model*) a par la suite été appliqué à chacune des courses suivantes (voir Hibbs 2007; 2008; 2012; 2016) avec les ajustements nécessaires pour inclure les interventions en Afghanistan (2001-2014) et en Irak (2003-2011). Puisque la variable militaire concerne les déploiements *non provoqués* de forces de combat en territoires hostiles, l'impact de l'intervention américaine en Afghanistan sous George W. Bush est

considéré comme nul. En effet, Hibbs interprète ce conflit comme étant une guerre de représailles en réponse aux attentats du 11 septembre 2001. Les pertes dans cette partie du Moyen-Orient ont toutefois été comptabilisées pour l'élection de 2012 dans la mesure où la décision de Barack Obama d'augmenter la présence militaire en sol afghan ne relevait pas d'un acte de provocation ou d'une attaque contre le peuple américain. Inversement, l'invasion de l'Irak a été accompagnée d'un coût pour les appuis au Parti républicain en 2004 et 2008, ce qui ne fut pas le cas pour les Démocrates en 2012 puisque cette guerre était un legs de la dernière administration républicaine. Selon Hibbs, aucun autre facteur que l'évolution du revenu et l'ampleur des pertes lors d'un conflit armé n'affecte *systématiquement* le support électoral des candidats à la présidence – certains événements ou certaines considérations peuvent avoir une influence majeure, mais il ne s'agit la plupart du temps que d'éléments idiosyncratiques (voir Hibbs 2012, 635-36).

Michael Lewis-Beck et Tom Rice 1982-1992

Michael Lewis-Beck et Tom Rice ont repris le modèle de Sigelman (1979) afin d'y inclure les données de l'élection présidentielle de 1980 opposant Jimmy Carter à Ronald Reagan. Cette mise à jour entraînait une amélioration notable du modèle, la variance expliquée par la régression passant de 0,54 à 0,70. Étant toutefois déçus par les capacités prédictives du modèle de Sigelman (notamment pour les courses présidentielles de 1972 et 1980), Lewis-Beck et Rice se fixèrent pour objectif d'en rehausser la précision. Les auteurs étaient notamment critiques face à la structure de décalage irrégulière utilisée par Sigelman :

The difficulty is that these final preelection popularity polls are not always held at the same time, and thus, responses may be influenced by differing short-term forces. We are especially concerned about the impact of the primaries and the conventions, which may cause a momentary, rather large, shift in the president's job rating (Lewis-Beck et Rice 1982, 535).

Afin de parer à ces possibles distorsions, Lewis-Beck et Rice ont choisi de ne retenir que les sondages réalisés en juin, une période de « calme politique » située après les primaires démocrates et républicaines et avant la tenue des conventions. On se retrouve alors avec l'équation suivante :

$$\text{Équation 2.7) } V_t = 30,80 + 0,42P_t$$

où V_t correspond au pourcentage du vote populaire obtenu par le président sortant; et P_t à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de juin précédant l'élection.

Aucun sondage n'ayant eu lieu en juin pour les élections de 1940 et 1944, les auteurs ne disposent cependant que de six cas. Le modèle est néanmoins encourageant : le coefficient de détermination atteint 0,85 alors que l'erreur moyenne absolue affiche une mince diminution (de 2,71 à 2,46 points de pourcentage). Lewis-Beck et Rice soulignaient que le modèle révisé pouvait raisonnablement prédire la réélection (ou la défaite) du président en place dans la mesure où chaque candidat ayant été porté au pouvoir pour un second mandat – à l'exception de Harry Truman – avait obtenu au moins 50% du vote populaire en fonction de leur formule de régression. Les auteurs affirmaient d'autre part que les résultats du modèle se comparaient avantageusement à ceux du dernier sondage Gallup mené quelques jours seulement avant le scrutin : non seulement, l'erreur moyenne de ces sondages est-elle comparable à celle produite par le modèle (2,25 points contre 2,46 points), mais le bilan de la firme en ce qui a trait aux chances de réélection du président est similaire à celui du modèle de popularité, Gallup s'étant également trompé sur le sort de Truman. Tout comme Sigelman, Lewis-Beck et Rice s'en sont toutefois tenus à des prévisions après-coup (intra-échantillon), ce qui peut avoir eu pour effet d'améliorer artificiellement la qualité prédictive du modèle. Or, vu le nombre limité de cas à

leur disposition, les auteurs pouvaient difficilement faire autrement (Lewis-Beck et Rice 1982, 535 à 537).

Lewis-Beck et Rice ont ensuite tenté de concevoir un modèle prédictif plus élaboré en mettant à l'épreuve différentes variables. Les deux auteurs soutiennent adopter une approche « naïve » dans la mesure où ils ne prétendent guère offrir une théorie sophistiquée du vote :

Instead, we freely explore the performance of numerous simple measures of popular aggregate variables that apparently reflect, in at least a rough way, determinants of individual voting behavior. This downplay of theory seems justified on several grounds. For one, the results from aggregate time series data are, of necessity, compatible with various individual mechanisms of voter choice. For another, the amount of information that can ultimately be gotten out of our small data set, which covers just nine presidential elections, is quite limited. For yet another, the dominant aim is not theory building, but forecasting (Lewis-Beck et Rice 1984a, 10).

Quatre modèles n'employant qu'une seule variable sont d'abord proposés. Ces modèles explorent tour à tour l'impact de l'économie, de l'engagement international, de l'expérience politique et de la popularité présidentielle sur la part du vote populaire récolté par le candidat du parti sortant pour les élections de 1948 à 1980. Le premier modèle s'appuie sur l'idée voulant que l'électorat ait tendance à punir le gouvernement en cas de détérioration de l'économie et à le récompenser dans le cas contraire. Lewis-Beck et Rice entreprennent donc de déterminer l'influence que peut avoir la fluctuation de divers indicateurs macroéconomiques – les taux de chômage et d'inflation, le revenu disponible réel per capita et le produit national brut (PNB) – sur le choix des électeurs. Cinq structures de décalage différentes sont testées pour chaque indicateur, soit le changement survenu au cours de l'année précédant l'année électorale ainsi que du 6^e au 3^e mois et des 18^e, 12^e et 9^e au 6^e mois avant le scrutin. Parmi les équations les plus prometteuses, deux ressortent du lot en raison de leur structure de décalage similaire, soit l'évolution du PNB par habitant et du taux

d'inflation entre le 9^e et le 6^e mois précédant le vote. De ces deux indicateurs, Lewis-Beck et Rice favorisent le PNB. Tout d'abord, l'économiste Ray Fair a démontré, à l'aide de 20 élections présidentielles (1896-1976), que la (dé)croissance du produit national brut, tout particulièrement au cours des deuxième et troisième trimestres avant la tenue du vote, était la variable économique la plus importante pour expliquer la division des voix entre le candidat démocrate et son rival républicain (Fair 1978, 170-71). Ensuite, le PNB est, presque par définition, un indicateur de nature globale qui devrait capturer au moins partiellement l'impact des autres variables macroéconomiques. Enfin, Lewis-Beck et Rice soulignent que l'impact du PNB sur le vote résiste à l'ajout de variables non-économiques (Lewis-Beck et Rice 1984a, 10 à 13).

Outre l'économie, on pourrait croire que l'engagement international agit de façon notable sur le comportement des électeurs – les sondages Gallup menés entre 1948 et 1989 révèlent d'ailleurs que le problème le plus important identifié par les Américains d'année en année était dans la plupart des cas lié aux questions de politique étrangère et de conflits armés – la Corée, Cuba, l'Union soviétique, le Vietnam (Lewis-Beck et Rice 1992, 29). Selon certains, l'implication militaire des États-Unis aurait pour effet d'augmenter le support consenti au chef de l'État et à la formation politique dont il est issu – ce qui est parfois qualifié de « *rally-'round-the-flag effect* » suivant l'expression de John Mueller (1970, 21; 1973, 208; voir aussi Oneal et Bryan 1995). Fair a testé cette hypothèse en utilisant la taille du personnel militaire américain (par rapport à la population civile) comme mesure indirecte (*proxy*) de la participation des États-Unis à des conflits armés, mais ses résultats se sont révélés non significatifs. Arrivant au même constat que Fair et jugeant peu judicieux de limiter la définition d'engagement international aux seules opérations militaires, Lewis-Beck et Rice ont

créé un « indice des tensions internationales perçues » (*index of perceived international tension*) à partir d'une question de sondage Gallup demandant aux personnes interrogées d'identifier le principal problème auquel doit faire face le pays. Les résultats associés à cet indice laissent croire que les crises jouent en faveur du parti présidentiel (Lewis-Beck et Rice 1984a, 13-14).

L'expérience politique des candidats est une autre variable qui pourrait influencer la décision des électeurs. En effet, il n'est pas déraisonnable de penser que plus le bagage politique ou gouvernemental d'un candidat est vaste, plus ses chances de l'emporter face à ses adversaires sont grandes. Comme le mentionne Robert DiClerico, « not only is such experience considered by many to be a requisite for the Presidency, but also government positions are likely to provide their occupants with some degree of national recognition » (DiClerico 1999, 7; au sujet de l'impact de l'expérience antérieure des présidents sur leur performance une fois élue, voir Balz 2010). Lewis-Beck et Rice ont donc créé une variable exprimant l'écart en termes d'expérience politique entre le candidat du parti sortant et son rival (plus précisément, il s'agit de la différence entre le nombre d'années où chacun d'entre eux a occupé une fonction politique majeure – président, vice-président, sénateur, représentant ou gouverneur²⁹). La régression linéaire résultante indique que le président sortant ou son « dauphin » ont tout à gagner d'avoir une longue carrière politique derrière eux (Lewis-Beck et Rice 1984a, 14-15).

Enfin, Lewis-Beck et Rice réitèrent leurs conclusions en ce qui a trait aux propriétés prédictives de la popularité présidentielle, spécifiant cette fois-ci que les sondages Gallup

²⁹ Bien qu'il ne s'agisse pas de fonctions électives, il est étonnant que les postes de secrétaires (ministres) au sein des cabinets fédéral et étatiques ne soient pas pris en compte (alors que l'expérience militaire de Dwight Eisenhower à titre de général est pour sa part comptabilisée).

conduits en mai (c'est-à-dire six mois à l'avance) produisent le coefficient de détermination le plus élevé. Avec un R^2 de 0,72 et une erreur moyenne absolue de 3,13 points de pourcentage, la « formule de popularité » est de loin la plus efficace (Lewis-Beck et Rice 1984a, 15-16).

Si les quatre équations de régression proposées par Lewis-Beck et Rice permettent d'identifier des relations intéressantes, en plus de fournir certaines pistes d'explication, leur valeur reste tout de même limitée sur le plan prévisionnel. Puisque la régression linéaire simple se révèle insatisfaisante, Lewis-Beck et Rice ont choisi d'adopter leur formule de popularité comme modèle de base puis d'y combiner tour à tour chacune des trois variables restantes afin de déterminer l'agencement le plus heureux. Seule la croissance du PNB per capita reste statistiquement significative lorsque combinée au niveau d'approbation présidentielle. Comme l'engagement international et l'expérience politique sont des déterminants de la popularité du président, leur effet se trouve en quelque sorte absorbé par cette mesure d'approbation globale. Si l'état de l'économie nationale doit également être considéré comme l'un des facteurs qui risquent d'affecter la cote de popularité du président, l'évolution du PNB conserve tout de même une part d'indépendance statistique. La combinaison de ces deux variables produit l'équation suivante :

Équation 2.8) $V_t = 33,03 + 0,34P_{t-6} + 1,42G_{t-6}$

où V_t correspond au pourcentage du vote populaire pour le candidat du parti sortant; P_{t-6} à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de mai précédant l'élection; et G_{t-6} à l'évolution du PNB per capita entre le 9^e et le 6^e mois précédant le vote.

Par rapport à la formule de base, le modèle multivarié de Lewis-Beck et Rice représente une amélioration notable : en plus d'expliquer une plus grande part de la variance

dans le vote présidentiel ($R^2 = 0,82$), la nouvelle formule génère une erreur de prédiction inférieure de 2,48 points de pourcentage (une différence de 0,65 point). Toutefois, on sait que la victoire ou la défaite d'un candidat à la présidence ne tient pas à la proportion du vote populaire qu'il récolte, mais plutôt au nombre de grands électeurs qui votent en faveur de son ticket – la majorité absolue des grands électeurs étant requise sans quoi la décision finale revient à la Chambre des représentants (Lewis-Beck et Rice 1992, 22; Vallet 2004a, 61 à 64). Pour que le modèle puisse être utilisé avec confiance, le pourcentage du vote populaire amassé par le candidat du parti sortant doit être étroitement associé au pourcentage de ses grands électeurs, ce qui est effectivement le cas ($R^2 = 0,92$). En mettant au point une formule permettant de prédire la proportion du nombre de grands électeurs obtenus par le parti présidentiel à partir de sa part du vote populaire, Lewis-Beck et Rice estiment qu'une majorité électorale requiert au minimum environ 50,2% des suffrages exprimés. Suivant cette observation, le modèle de Lewis-Beck et Rice permet d'identifier correctement sept des neuf candidats victorieux pour la période 1948-1980 (Lewis-Beck et Rice 1984a, 16 à 18).

Équation 2.9) $C_t = -158,04 + 4,15V_t$

où C_t correspond au pourcentage de grands électeurs obtenus par le candidat du parti sortant; et V_t au pourcentage du vote populaire obtenu par le candidat du parti sortant.

Les auteurs sont toutefois conscients du fait que leurs prédictions exploitent l'ensemble des données qu'ils ont sous la main – il s'agit donc de prédictions après-coup. En toute logique, les données de 1980 ne devraient pas être employées pour prédire le résultat de l'élection de 1976, les données de 1976 et 1980 pour prédire les résultats de 1972 et ainsi de suite. Lewis-Beck et Rice sont ainsi remontés jusqu'au scrutin de 1964 (avant cela, le nombre

de degrés de liberté disponibles ne permet pas de poursuivre l'exercice, trois paramètres devant être estimés), excluant pour chaque élection les données des courses présidentielles ultérieures. Lewis-Beck et Rice ne mentionnent pas l'erreur moyenne de chacune des cinq régressions produites (1964-1980), mais affirment avoir toujours été en mesure d'identifier le gagnant (Lewis-Beck et Rice 1984a, 19). Notons que les auteurs terminent leur article sur une note d'humilité qui devrait servir d'avertissement et de leçon aux prévisionnistes, à savoir que tout modèle est vulnérable aux événements hors-normes et aux périodes d'agitation (Lewis-Beck et Rice 1984a, 21).

Outre les élections présidentielles, Lewis-Beck et Rice (1984b) se sont également penchés sur le cas des élections à la Chambre des représentants afin de prédire le changement dans le nombre de sièges contrôlés par le parti présidentiel. De manière tout à fait intéressante, les deux variables retenues pour la formule d'économie-popularité – soit le taux d'approbation et l'évolution du produit national brut per capita avec six mois d'avance – produisent le meilleur modèle pour prédire les gains et les pertes du parti dont est issu le président à la chambre basse du Congrès (de 1950 à 1982). À ces deux indicateurs, Lewis-Beck et Rice ont par ailleurs ajouté une variable dichotomique (*dummy variable*) afin de tenir compte du contexte électoral : concrètement, les auteurs départagent les années d'élections de mi-mandat (codées 0) des années d'élections présidentielles (codées 1). La formule résultante s'exprime ainsi :

$$\text{Équation 2.10) } S_t = -70,0 + 0,84P_{t-6} + 5,37G_{t-6} + 25,0D_t$$

où S_t correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants; P_{t-6} à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de mai précédant l'élection; G_{t-6} à l'évolution du PNB per capita entre

le 9^e et le 6^e mois précédant le vote; et D_t à une variable dichotomique codée 0 pour les années d'élections de mi-mandat et 1 pour les années d'élections présidentielles.

Comme on pouvait s'y attendre, l'augmentation de la popularité du président ainsi que la croissance du produit national brut per capita avantagent la formation politique qui contrôle la Maison-Blanche. On remarquera d'autre part que la tenue d'élections présidentielles au même moment est également source de gains dans la mesure où le parti du président s'assure alors de mettre la main sur 25 sièges toutes choses étant égales par ailleurs (Lewis-Beck et Rice 1984b, 477-78).

Le modèle de Lewis-Beck et Rice fait preuve d'une assez grande précision, l'erreur moyenne absolue étant légèrement inférieure à huit sièges (les auteurs rapportent pour leur part l'erreur médiane qui est de cinq sièges). Encore une fois, nous avons ici affaire à un modèle de type *after-the-fact*. Or, une fois les données ultérieures aux élections prédites retirées (et en remontant jusqu'à 1966), l'erreur moyenne et l'erreur médiane ne connaissent qu'une modeste augmentation (respectivement de 0,5 et d'un siège). En outre, le coefficient de détermination reste quasiment inchangé pour chaque équation de régression, sa valeur oscillant entre 0,77 et 0,80 (Lewis-Beck et Rice 1984b, 479 à 482).

Selon Lewis-Beck et Rice, ce modèle évite plusieurs des lacunes et faiblesses des équations proposées par Tufte (1978) et par Hibbs (1982). En plus de traiter séparément les élections de mi-mandat et les courses législatives concomitantes, les modèles de ces auteurs ne permettent guère d'évaluer les pertes ou les gains en termes de sièges, la variable dépendante exprimant plutôt la fluctuation du vote populaire pour le parti présidentiel – il est donc nécessaire, dans un deuxième temps, de déterminer un ratio de transfert (ou *swing ratio*) afin de transformer les votes en sièges par le biais d'une nouvelle équation de régression, ce qui a

pour effet d'introduire davantage d'erreur. D'autre part, le modèle de Tufte prend appui sur des données qui ne sont pas disponibles avant septembre ou octobre, ce qui dilue son utilité et son attrait prédictif, alors que Hibbs propose pour sa part un modèle dont la complexité mathématique rend la diffusion peu seyante à l'extérieur des cercles universitaires (Lewis-Beck et Rice 1984b, 476-77).

Après les élections présidentielles et législatives, Lewis-Beck et Rice (1985) se sont attaqués aux élections sénatoriales. D'après certains auteurs, la nature même du Sénat américain rendrait quasi-impossible la réalisation de prévisions satisfaisantes. L'application du modèle d'économie-popularité utilisé avec un certain succès pour les élections présidentielles et à la Chambre des représentants semble confirmer cette croyance : le taux de croissance du produit national brut ainsi que la popularité du président ne suffisent guère pour estimer avec un niveau de précision acceptable les changements dans la composition partisane du Sénat (Lewis-Beck et Rice 1985, 748). Or, pour Lewis-Beck et Rice l'imprédictibilité qu'on prête aux élections sénatoriales tiendrait en réalité à l'omission d'une variable essentielle, à savoir le nombre de sièges en jeu qui appartiennent à la formation présidentielle (*incumbent seats at risk*) : contrairement à la Chambre des représentants où chaque siège est soumis à élection tous les deux ans, le Sénat ne renouvelle pour sa part qu'un tiers de ses élus à la fois. Le nombre de sénateurs démocrates ou républicains qui doivent retourner dans l'arène pour défendre leurs postes peut donc varier d'un scrutin à l'autre :

The more seats the president's party has up for reelection, the more seats it will lose, other things being equal. Suppose, for example, that the incumbent always lost the same share of its contested seats, say one-half. Then, if it had ten seats up, it would only lose five; but, if it had twenty seats up, the loss would be ten. Thus, the mere fact of having a greater number of vulnerable seats increases incumbent Senate seat losses (Lewis-Beck et Rice 1985, 749).

En plus de cette variable qui vient enrichir le modèle de base, Lewis-Beck et Rice ajoutent également une variable dichotomique afin de tenir compte de l'avantage dont a généralement bénéficié le Parti démocrate au Sénat. En prenant les élections qui ont eu lieu entre 1950 et 1984, on se retrouve avec la formule de régression suivante :

$$\text{Équation 2.11) } S_t = -1,49 + 1,42G_{t-6} + 0,15P_{t-6} - 0,63R_t + 2,78D_t$$

où S_t correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel au Sénat; G_{t-6} à l'évolution du PNB lors du deuxième trimestre de l'année électorale; P_{t-6} à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de mai précédant l'élection; R_t au nombre de sièges du parti présidentiel soumis à réélection; et D_t à une variable dichotomique codée 0 lorsque le président est républicain et 1 lorsqu'il est démocrate.

Avec un coefficient de détermination de 0,73 (et un R^2 -ajusté de 0,65), cette droite de régression offre une qualité d'ajustement (*goodness-of-fit*) de loin supérieure à celle du modèle d'économie-popularité ($R^2 = 0,36$). On peut également louer la précision du modèle dont l'erreur moyenne absolue intra-échantillon n'est que de 1,67 siège. Il ne faut pas oublier toutefois qu'il y a moins de sièges à prédire, ce qui explique en partie la petitesse de l'erreur. On notera aussi que ces paramètres restent relativement stables lorsque des élections sont retirées du modèle (Lewis-Beck et Rice 1985, 750-51).

Lewis-Beck et Rice n'ont pas été les premiers à développer une formule pour le Sénat : intéressés par l'impact des conditions économiques sur le résultat des élections sénatoriales, John Hibbing et John Alford ont voulu mesurer l'effet de la variation du revenu réel disponible per capita³⁰ (au cours de l'année qui précède l'élection) sur la part du vote des deux grands partis (*two-party vote share*) revenant à la formation présidentielle et sur le

³⁰ L'inflation et le chômage se sont révélés être des variables non statistiquement significatives.

pourcentage des sièges remportés par cette dernière³¹. Si l'analyse de Hibbing et Alford semble démontrer que les fluctuations du revenu ont un effet bien réel sur la composition du Sénat (effet comparable à celui qu'ils estimaient pour la Chambre des représentants), la proportion de la variance expliquée par leurs modèles restent trop faible pour servir d'outils prévisionnels, quoique les auteurs aient prédit très exactement le nombre de sièges récoltés par les partis démocrate et républicain à l'issue de la campagne de 1980 en utilisant que les données disponibles avant cette élection (1946-1978) – l'exactitude de cette prévision peut évidemment être attribuée à une bonne dose de chance (Hibbing et Alford 1982).

En 1992, dans un ouvrage entièrement dédié à la prédiction électorale, Lewis-Beck et Rice ont revisité leurs modèles pour la présidence, la Chambre des représentants ainsi que le Sénat³². Tout d'abord, la formule d'économie-popularité (dont la structure de décalage a légèrement été modifiée) se révèle plutôt décevante pour prédire avec précision le pourcentage des grands électeurs qui revient au candidat de la formation présidentielle entre 1948 et 1988 : si la variance expliquée est plus qu'acceptable ($R^2 = 0,81$), l'erreur moyenne intra-échantillon de 12,37 points de pourcentage laisse pour sa part à désirer. Selon les estimations de ce modèle, Richard Nixon aurait dû l'emporter en 1960, Hubert Humphrey en 1968 et Gerald Ford en 1976, ce qui ne fut évidemment pas le cas (Lewis-Beck et Rice 1992, 47 à 49).

Lewis-Beck et Rice ont donc entrepris de mettre sur pied un modèle plus complexe intégrant davantage de variables. Le modèle d'économie-popularité suppose que l'électorat se prononce à la lumière de la performance du président et de son entourage sur un certain nombre d'enjeux économiques et non-économiques (performance que devraient capturer

³¹ Les auteurs ont cependant retiré les courses où le candidat d'un des deux grands partis n'avait pas de réelle opposition.

³² Lewis-Beck et Rice (1992, chapitre 7) y proposent en outre des modèles pour les élections gubernatoriales et aux législatures d'État.

l'évolution du produit national brut et le niveau global d'approbation du travail effectué par le chef de l'État). Or, la recherche montre que plusieurs électeurs votent en fonction des caractéristiques des candidats (tant physiques que morales ou sociodémographiques) et que d'autres encore se fient avant tout à leur identification partisane (Lewis-Beck et Rice 1992, 50). L'absence (totale ou partielle) de données en ce qui a trait à ces facteurs d'influence oblige toutefois les auteurs à se tourner vers des mesures indirectes : ainsi, l'identification au parti du candidat sortant est opérationnalisée comme la performance de ce parti aux élections législatives de mi-mandat à la Chambre des représentants. De l'avis de Lewis-Beck et Rice, « [t]he rationale is that this indicator gauges relative party strength heading into the presidential race » (Lewis-Beck et Rice 1992, 51). Ce rapprochement entre la force électorale d'un parti au moment de scrutins spécifiques et la magnitude de son bassin de partisans nous semble mal avisé (ce qui a d'ailleurs été soulevé dans un article subséquent – voir Lewis-Beck et Tien 1996, 471), mais il existe néanmoins une corrélation appréciable ($r = 0,40$) entre les résultats des élections de mi-mandat et la part de grands électeurs amassés par la formation du président. Déterminer l'impact de l'attrait personnel d'un candidat n'est pas une chose évidente : pour ce faire, Lewis-Beck et Rice emploient le pourcentage des voix recueillies au cours des primaires par le président ou son successeur potentiel. Les auteurs justifient leur choix de la sorte :

The intraparty nature of primaries means that, within them, party identification is of little importance. It also means that issue differences between the primary candidates may be minor. As a result, candidate attributes can dominate primary elections. If performance in the primaries is a reliable measure of candidate appeal, we should find that better the candidates do in the primaries, the better they do in the general election (Lewis-Beck et Rice 1992, 51-52).

À partir de cet indicateur, Lewis-Beck et Rice conçoivent une variable dichotomique, codée 1 lorsque le candidat obtient un appui d'au moins 60% et 0 dans le cas contraire (l'association entre cette variable et le vote au Collège électoral est assez forte avec $r = 0,60$). Le modèle final proposé par les auteurs s'exprime de la manière suivante (Lewis-Beck et Rice 1992, 52) :

$$\text{Équation 2.12) } V = 6,83 + 7,76G + 0,86PP + 0,52PS + 19,66C$$

où V correspond au pourcentage de grands électeurs obtenus par le candidat du parti sortant; G à l'évolution du PNB du quatrième trimestre de l'année précédant l'année électorale au deuxième trimestre de l'année électorale; PP à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de juillet précédant l'élection; PS au nombre de sièges perdus par le parti présidentiel à la Chambre des représentants à l'issue de la dernière élection de mi-mandat; et C au pourcentage des voix reçues par le candidat du parti sortant lors des primaires, codé 0 pour un appui inférieur à 60% et 1 pour un appui d'au moins 60%.

Sans contredit, ce modèle à quatre variables apporte son lot d'améliorations par rapport à la formule d'économie-popularité : la variance totale expliquée approche désormais les 100% (avec un R^2 de 0,95 et un R^2 -ajusté de 0,92) alors que l'erreur moyenne absolue se trouve coupée de moitié (MAE = 5,63 points de pourcentage). Mis à part la course présidentielle de 1960 pour laquelle le modèle donne toujours Nixon gagnant, l'issue générale de chacune des élections ayant eu lieu depuis 1948 est correctement prédite. On notera par ailleurs que le modèle fait preuve d'une grande stabilité dans la mesure où la réduction progressive de la taille de l'échantillon (de 11 à sept cas) n'affecte que légèrement les principaux paramètres du modèle (Lewis-Beck et Rice 1992, 53 à 55).

Pour le scrutin présidentiel de 1992, le modèle offre toutefois une contre-performance qui a de quoi refroidir les esprits : au moment de la rédaction de leur ouvrage, Lewis-Beck et

Rice ne connaissaient la valeur que d'une seule de leurs variables, soit le nombre de sièges perdus (en l'occurrence huit) par le Parti républicain à la Chambre des représentants en 1990. Ceux-ci ne pouvaient donc que conjecturer sur les résultats de 1992 (Lewis-Beck et Rice 1992, 134 à 136). Or, s'ils avaient eu accès aux données nécessaires, les auteurs auraient accordé à peu près 58% du vote électoral à George H. W. Bush qui n'obtint en réalité que 168 des 538 grands électeurs (31,2%) face à son adversaire démocrate (Greene 1993, 17; Lewis-Beck et Rice 1994). Il s'agit d'une erreur énorme d'environ 27 points de pourcentage. En utilisant comme variable dépendante le vote populaire bipartite revenant au candidat du parti présidentiel, la prévision était de 52,52% pour Bush qui ne reçut en fait que 46,6% des voix. Si les auteurs s'étaient contentés de n'inclure que les variables « centrales » (*core specification*) dans leur modèle, à savoir l'évolution du PNB et le taux d'approbation du président, leur estimation aurait été beaucoup plus près de la réalité avec 48,25% du vote bipartite pour le candidat républicain (Lewis-Beck et Tien 1996, 470-71). Pour reprendre les mots de Lewis-Beck et Tien, « a parsimonious model on sure theoretical footing comes to outperform a more adventuresome excursion based on weaker theory, or at least weaker measurement » (Lewis-Beck et Tien 1996, 472).

Le modèle pour la Chambre des représentants est à son tour enrichi. En plus de la variable dichotomique de mi-mandat, le « noyau » d'économie-popularité est maintenu, mais en lieu et place de l'évolution du PNB, Lewis-Beck et Rice optent pour le taux de croissance du revenu disponible réel, s'inscrivant ainsi dans le sillage de Kramer et de Tufte (Lewis-Beck et Rice 1992, 61-62). Au modèle de base légèrement remanié, les auteurs apportent trois grandes modifications. Tout d'abord, Lewis-Beck et Rice introduisent dans leur formule le concept d'exposition (*exposure*) développé par Bruce Oppenheimer, James Stimson et Richard

Waterman qui le définissent comme « the degree to which a party has more or fewer seats than its equilibrium level » (Oppenheimer, Stimson et Waterman 1986, 232). L'équilibre correspond à la moyenne des sièges amassés par la formation du président tout au long de la période étudiée. La variable d'exposition doit donc être comprise comme la déviation par rapport à cette moyenne. Un parti qui aurait récolté 200 sièges en moyenne sur une période donnée et qui en posséderait 225 au moment où son sort est remis entre les mains des électeurs, se trouverait en quelque sorte à disposer d'un « excédent » de 25 sièges par rapport à sa normale. De façon intéressante, on remarque que le parti présidentiel possède (en moyenne) un surplus de sièges lors des élections de mi-mandat et un déficit au moment des courses présidentielles. Le risque de pertes est donc plus élevé à l'occasion des scrutins de mi-parcours. Les revers de mi-mandat soulèvent une autre question : celle du coût du pouvoir. L'accumulation de griefs et la consolidation de l'opposition au fil du temps peuvent sérieusement nuire aux candidats du parti présidentiel : après plusieurs années d'administration démocrate ou républicaine, on peut imaginer l'électorat plus enclin à exprimer son mécontentement. Enfin, Lewis-Beck et Rice notent que l'impact de l'économie ne présente pas la même force selon qu'il s'agit d'une élection concomitante ou de mi-mandat : les années de scrutins présidentiels se caractérisent par une plus forte corrélation entre le vote et l'évolution du revenu. Par conséquent, les deux auteurs jugent adéquat d'inclure une variable d'interaction qui exprime ce rapport³³. La formule de Lewis-Beck et Rice pour la période 1948-1990 est la suivante (Lewis-Beck et Rice 1992, 64 à 69) :

³³ La variable qui représente le type d'élection (M) est toutefois retirée du modèle. Or, il serait préférable que toutes les composantes du terme d'interaction soient incluses dans la formule (à ce sujet, voir Brambor, Clark et Golder 2006, 66 à 71).

$$\text{Équation 2.13) } HC = -24,43 + 1,70E + 7,54(E \times M) + 0,53PP - 0,65X - 7,14T$$

où HC correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants; E à l'évolution du revenu disponible réel du quatrième trimestre de l'année précédant l'année électorale au deuxième trimestre de l'année électorale; $(E \times M)$ à la multiplication des variables E et M (M étant le type d'élection) qui permet d'accorder plus de poids à la croissance du revenu lors des années d'élections présidentielles; PP à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de juin précédant l'élection; X au nombre de sièges exposés du parti présidentiel; et T au temps passé à la Maison-Blanche par le parti du président (codé 1 pour la première élection de mi-mandat après une alternance partisane à la présidence; 2 pour la première tentative de réélection du président sortant; 3 pour l'élection de mi-mandat qui suit la réélection du président sortant; et 4 pour les années électorales au cours desquelles un parti a contrôlé la présidence pour au moins deux mandats consécutifs).

Les variables d'interaction, d'exposition et de temps se révèlent être des ajouts précieux : alors que le modèle de base n'explique qu'environ les deux tiers de la variance dans le changement du nombre de sièges, la nouvelle mouture affiche un coefficient de détermination de 0,90. L'erreur moyenne de prédiction intra-échantillon chute par ailleurs de 12,09 sièges à 7,91 sièges. On notera enfin que le modèle est stable. La réduction progressive de l'échantillon (de 22 à 11 cas) ne montre en effet aucun signe d'affaiblissement : le coefficient de détermination reste supérieur à 0,90, alors que l'erreur standard d'estimation ne connaît qu'une augmentation modérée une fois le nombre de cas réduit de moitié (Lewis-Beck et Rice 1992, 71 à 73).

Enfin, la formule du Sénat ne subit que des modifications mineures. L'évolution du produit national brut est remplacée par l'interaction entre la croissance du revenu disponible et le type d'élection (de mi-mandat ou présidentielle) – utilisé seul, le revenu est non statistiquement significatif. D'autre part, le facteur d'exposition employé pour la Chambre des représentants est re-conceptualisé comme le nombre de sièges soumis à réélection dans le cas

du Sénat : Lewis-Beck et Rice appellent cette variable l'« exposition à court terme » ou *short-term exposure* (X') pour la distinguer de l'« exposition à long terme » ou *long-term exposure* (X) de la Chambre. La nouvelle formule diffère donc peu de la première version proposée en 1985. En voici, l'expression lorsque appliquée aux courses de 1948 à 1990 (Lewis-Beck et Rice 1992, 81 à 84) :

$$\text{Équation 2.14) } SC = 2,17 + 1,44(E \times M) + 0,13PP - 0,84X' + 3,52D$$

où SC correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel au Sénat; $(E \times M)$ à la multiplication des variables E et M (M étant le type d'élection) qui permet d'accorder plus de poids à la croissance du revenu lors des années d'élections présidentielles; PP à la popularité du président mesurée par le sondage Gallup du mois de juin précédant l'élection; X' au nombre de sièges du parti présidentiel soumis à réélection; et D à une variable dichotomique codée 0 lorsque le président est républicain et 1 lorsqu'il est démocrate.

La régression du changement de sièges sur ces quatre variables permet d'expliquer 79% de la variance (si l'on prend la valeur du R^2 -ajusté). En termes de qualité des prédictions, le modèle sénatorial produit une erreur moyenne absolue intra-échantillon de 1,68 siège. Le coefficient de détermination et l'erreur standard restent stables pour différentes tailles d'échantillon (Lewis-Beck et Rice 1992, 85 à 87). On notera cependant que, tant pour le modèle présidentiel que pour les modèles législatif et sénatorial, Lewis-Beck et Rice ne réalisent guère de prévisions hors-échantillon ou avant-coup.

Pour chacun de leurs modèles, Lewis-Beck et Rice ont calculé ce qu'ils qualifient d'*outcome error* (OE). L'OE correspond simplement à la proportion d'issues générales correctement prédites. La prévision est donc soit vraie soit fausse en fonction d'un critère particulier (Lewis-Beck et Rice 1992, 50). Prenons l'exemple de la Chambre des représentants et du Sénat : en période de scrutins présidentiels, les auteurs estiment que le parti du président

connaît une bonne année (*good year*) lorsqu'il remporte des sièges et une mauvaise année (*bad year*) en cas de *statu quo* ou de pertes. Pour les élections de mi-mandat, une bonne année correspond à une perte inférieure à la moyenne et vice-et-versa. Selon ces critères, Lewis-Beck et Rice se trompent pour cinq de leurs 22 élections à la Chambre des représentants – ce qui veut dire que l'OE = $5/22 = 0,23$ (Lewis-Beck et Rice 1992, 71-72) – et ne commettent aucune erreur pour le Sénat, soit OE = $0/22 = 0$ (Lewis-Beck et Rice 1992, 86). Plus la valeur s'approche de 0, plus le modèle est efficace pour prédire le dénouement global des élections. Dans le cas des courses présidentielles sur la période 1948-1988, il s'agit simplement de savoir si la victoire du bon candidat (démocrate ou républicain) a été annoncée (donc OE = $1/11 = 0,09$).

Steven Rosenstone 1983

Steven Rosenstone se distingue de ses prédécesseurs à deux niveaux. D'abord, il fonde son modèle prédictif pour les élections présidentielles sur une théorie globale du vote, allant par conséquent au-delà de la formule d'économie-popularité qui domine les efforts des premiers prévisionnistes. Ensuite, l'ouvrage de Rosenstone offre le tout premier modèle utilisant l'État fédéré plutôt que l'État fédéral comme unité d'analyse³⁴. En lieu et place de la régression sur séries chronologiques (*aggregate time-series regression*) habituelle, Rosenstone propose donc une régression de type panel ou transversal-longitudinal (*pooled cross-sectional*

³⁴ James Campbell (1992) est probablement le premier à avoir repris cette approche. Le modèle de Thomas Holbrook (1991) est parfois mentionné, mais celui-ci était plutôt de nature explicative que prédictive. Bien que les modèles « subnationaux » de ces deux auteurs ne soient pas abordés ici, nous examinons plus loin une formule du même genre pour la dernière course présidentielle américaine (Jérôme et Jérôme-Speziari 2016). Sinon, parmi les émules de Rosenstone, on compte également Berry et Bickers 2012; Campbell, Ali et Jalalzai 2006; Klarner 2008; 2012; Klarner et Buchanan 2006.

time-series)³⁵. Ce genre de modèle peut être spécifié avec des effets fixes, des effets aléatoires, des effets mixtes ou sans effets³⁶. De manière générale, les tests statistiques de Fisher, de Hausman ainsi que de Breusch et Pagan permettent de déterminer laquelle de ces spécifications est la plus appropriée (voir Auberger 2008, 255-56; Foucault 2012a, 74-75). Rosenstone retient la méthode par effets fixes qu'il justifie de la sorte : « [t]his approach [...] removes from the error term the other causes of the vote that are unique to each state and constant over time, and treats them as explicit right-hand-side variables in the model. In essence, each state's vote is allowed to fluctuate around its own mean (its usual presidential vote in my case) » (Rosenstone 1983, 181).

Comme l'indiquent Martial Foucault et Richard Nadeau, l'emploi de données régionalisées sur panel a deux grands avantages. D'abord, il permet d'accroître considérablement le nombre d'observations disponibles. Ensuite, dans un système politique comme celui des États-Unis où l'issue finale dépend du nombre de grands électeurs obtenus dans chaque État plutôt que du vote populaire global, des prévisions localisées sont d'une aide précieuse. D'autre part, si on estime que les conditions régionales sont plus pertinentes pour l'électeur, alors les modèles désagrégés devraient fournir de meilleurs résultats (Foucault et Nadeau 2012, 219).

À la base, Rosenstone estime qu'il existe chez plusieurs électeurs une tendance à voter de la même manière élection après élection : selon lui, « [v]oters are creatures of habit. They do not flip coins at an election to decide how to cast their ballots. Rather, some forces that influenced their choice in previous elections – social and ethnic political traditions and

³⁵ On notera aussi que Rosenstone emploie la méthode des moindres carrés généralisée (*generalized least-squares* ou GLS) plutôt que la méthode des moindres carrés ordinaire (*ordinary least squares* ou OLS).

³⁶ À ce sujet, nous renvoyons le lecteur à Baltagi 2008; Bell et Jones 2015; Frees 2004; Hsiao 2014 ainsi que Petersen 2009.

attachment to the parties – are likely to affect their current decision » (Rosenstone 1983, 46). Si l'on sait qu'un électeur a toujours voté pour le même parti élection après élection, on ne risque pas grand-chose à soutenir qu'il appuiera à nouveau ce parti dans l'avenir. La probabilité qu'il agisse de la sorte est sans doute très près de 1. Maintenant, imaginons qu'un individu ait voté le même nombre de fois pour les partis démocrate et républicain. On dira de cet individu qu'il a une chance sur deux de soutenir l'un ou l'autre des partis lors de la prochaine élection. Rosenstone commence donc par établir un modèle que l'on pourrait qualifier de quasi-tautologique dans la mesure où il avance que la probabilité qu'un citoyen vote pour le candidat démocrate (la variable dépendante) est égale au vote démocrate usuel (*usual Democratic vote*) de ce citoyen.

À ce modèle d'une très grande simplicité, Rosenstone vient ensuite greffer plusieurs variables de nature contextuelle davantage susceptibles d'expliquer la variation des appuis d'un scrutin à l'autre. Un grand nombre d'enjeux sont soulevés lors d'une campagne électorale. Certains de ces enjeux prennent une importance suffisante pour influencer la décision de segments substantiels de l'électorat. Il serait toutefois difficile de créer un modèle tenant compte de chaque enjeu saillant qui puisse apparaître au moment d'une course électorale. Rosenstone favorise ainsi les enjeux qui persistent à travers le temps. Comme il l'indique, « [t]his restriction discourages idiosyncratic explanations in favor of ones that explain variation in behavior across several elections. It also helps the forecaster, since he or she will not have information on the impact of an issue when it arises for the first time » (Rosenstone 1983, 47). Rosenstone sélectionne deux enjeux, soit l'interventionnisme étatique (*New Deal social welfare issues*) et l'égalité raciale (*racial issues*). Le degré d'intervention de l'État dans l'économie et l'apaisement des problèmes sociaux en est venu à former une ligne

de fracture ou de démarcation entre Démocrates et Républicains. Au cours de la Grande Dépression, le Parti républicain sous Herbert Hoover a conservé sa posture traditionnelle qui consiste à dénoncer l'intervention du gouvernement comme une forme d'usurpation des droits et libertés constitutionnels garantis au peuple américain – par conséquent, le pouvoir fédéral doit veiller à limiter les dépenses, la taxation et la régulation de l'activité entrepreneuriale. Le Parti démocrate de Franklin Roosevelt était pour sa part habité d'une tout autre mentalité : le New Deal des années 1930 rompait avec cette tradition de méfiance envers l'État et faisait du gouvernement un fournisseur d'assistance publique, mais aussi le principal outil de la restauration et du maintien de la prospérité. Depuis, on peut dire qu'il existe un clivage entre libéraux et conservateurs sur la taille que devrait prendre l'État et la nature de ses initiatives dans la gestion de l'économie et de la misère sociale. À ce premier enjeu viennent s'ajouter les questions raciales liées à la discrimination subies par les Noirs. Dans l'après Seconde Guerre mondiale, les griefs de la minorité noire ont conduit à des manifestations de toutes sortes à travers le pays de même qu'à l'adoption de nombreuses mesures législatives et décisions judiciaires. Le mouvement des droits civiques a contribué à la création d'un autre clivage : alors que les libéraux pressaient l'État fédéral à faire de l'égalité des chances une réalité pour l'ensemble des Américains nonobstant la couleur de leur peau, les conservateurs se montraient pour leur part moins pressés d'abattre les barrières du système ségrégationniste. Afin d'intégrer l'impact de ces enjeux sur la probabilité qu'un électeur vote démocrate, Rosenstone a créé deux indices exprimant la distance idéologique entre la position du citoyen et celle des candidats sur l'interventionnisme étatique et l'égalité raciale³⁷. S'inspirant de la théorie

³⁷ On notera que les coefficients ne sont pas les mêmes selon les années et selon que l'État concerné se situe dans le Nord ou dans le Sud du pays. Pour prendre l'exemple du facteur d'interventionnisme étatique, celui-ci est en fait rattaché à trois coefficients différents, soit (1) un pour le Nord en 1948, 1960, 1964 et 1972, (2) un pour le

spatiale d'Anthony Downs (1957), Rosenstone pose tout simplement qu'un électeur se rangera du côté du candidat qui se situe le plus près de lui sur chacun des enjeux. Bien sûr, si les deux candidats partagent la même opinion ou encore si l'électeur se trouve exactement à mi-chemin entre la position de l'un et l'autre des partis, alors l'effet sur le vote sera nul. Comme le spécifie Rosenstone, cette règle spatiale repose sur divers postulats, notamment que les électeurs disposent d'une information parfaite et ne déforment pas la position des candidats présidentiels (Rosenstone 1983, 47 à 54).

Après les enjeux, Rosenstone porte son regard sur l'impact de l'économie. Contrairement aux débats qui ont lieu sur la place de l'État et l'abolition des diverses entraves ségrégationnistes, les électeurs ne jugent pas les candidats en vertu de leur doctrine économique, mais plutôt sur leur gestion de l'emploi, du revenu, de l'inflation et des finances publiques. Rosenstone, tout comme la majorité des prévisionnistes, considèrent donc le vote comme une forme de référendum sur les capacités managériales du gouvernement en matière d'économie. Suivant Kramer (1971), l'auteur croit que le verdict de l'électorat porte sur les changements survenus au cours de l'année qui précède immédiatement l'élection. Les électeurs auraient donc la mémoire courte (ce qui les rend vulnérables aux manipulations décrites par Tufte à travers le concept de cycle politico-économique) (Rosenstone 1983, 54-55).

L'économie n'est pas le seul enjeu de gestion pouvant influencer les chances d'un candidat ou d'un parti : la conduite de la guerre est un autre domaine où les résultats semblent importer davantage que les moyens retenus. Les campagnes présidentielles de 1952 et 1968

Nord en 1968 et (3) un autre pour le Sud en 1960, 1964, 1968 et 1972. Rosenstone voulait ainsi exprimer que cet enjeu n'avait pas la même importance pour toutes les élections et dans toutes les régions. Une procédure similaire a été suivie pour les enjeux raciaux. On notera que le modèle proposé par Rosenstone comprend plusieurs subtilités qu'on ne peut pleinement saisir qu'en se référant à son ouvrage.

ont été dominées par les interventions militaires de Corée et du Vietnam. Or, dans un cas comme dans l'autre, les candidats des deux grands partis n'ont pas mis de l'avant d'alternatives distinctes sur lesquelles l'électeur américain aurait pu se positionner. Ce qui compte au final, c'est la maîtrise qu'a l'administration en place sur le conflit : si l'armée s'embourbe, si les sacs mortuaires s'empilent ou que les objectifs annoncés ne sont pas atteints, le gouvernement peut s'attendre à vivre une élection difficile. Notons qu'il n'y a pas de frontières clairement définies entre enjeux positionnels et enjeux de gestion. La nature d'un enjeu dépend pour une large part de la façon dont les candidats décident d'aborder un problème : rien n'empêche un parti de faire la promotion de politiques économiques ou militaires soigneusement conçues qui offrent un net contraste avec les propositions du parti adverse – seulement, Rosenstone estime que cela ne s'est guère produit. La complexité des enjeux est un autre point crucial : identifier la « bonne » politique à suivre est rarement une question de simple bon sens (Rosenstone 1983, 56-57).

Le fait d'être titulaire du pouvoir au moment d'une élection (*incumbency*) peut par ailleurs procurer une longueur d'avance au président en exercice. Il est intéressant de noter la définition autrefois donnée au terme d'*incumbent*, soit « he who is in present possession of a benefice »³⁸ (Johnson 1755). Et il semble effectivement que le titre de président soit un puissant moteur de réélection : au moment où Rosenstone rédigeait son ouvrage, seulement quatre présidents sortants (William Taft, Herbert Hoover, Gerald Ford et Jimmy Carter) s'étaient montrés incapables d'aller chercher un second mandat au cours du 20^e siècle. Avec l'élection de 1992, on peut ajouter George H. W. Bush à cette courte liste. L'échec de ces cinq

³⁸ La définition française autrefois donnée au terme difficilement traduisible d'*incumbency* exprimait bien sûr la même idée, à savoir « la possession ou jouissance d'un bénéfice » (Chambaud et Robinet 1776, 277). On retrouve une définition similaire à l'article « Bénéficié » du tout premier dictionnaire anglais-français (Cotgrave 1611).

présidents a été, dans tous les cas, accompagné de circonstances hors de l'ordinaire³⁹. Le président détient une importance symbolique qui le place en quelque sorte au-delà des querelles partisans. Il incarne une institution qui inspire le respect. « Because citizens do not clearly distinguish between the *president* and the *presidency*, the incumbent also benefits from the electorate's attachment to the symbols of office » (Rosenstone 1983, 59 – italiques dans l'original). Contrairement à ses rivaux, le président peut se détacher au moins partiellement de l'image du politicien qui cherche à être élu, en se présentant avant tout comme le leader de la nation, le chef du gouvernement qui travaille pour l'ensemble du peuple américain. D'autre part, le président jouit d'un pouvoir décisionnel et de ressources hors de la portée de ses adversaires. À partir de Washington, le chef de l'État peut distribuer des bénéfices de toutes sortes, annoncer des diminutions de taxes, de nouveaux paiements de transfert, des projets d'infrastructures, l'attribution de contrats gouvernementaux, il peut suspendre des décisions impopulaires ou encore adopter des mesures qui favorisent certains groupes – les immigrants, les minorités ethniques, les travailleurs d'une industrie précise, etc. La couverture médiatique est un autre aspect important. Le président des États-Unis fait partie intégrante du paysage journalistique et télévisuel américain (et même international) en raison des responsabilités qui sont les siennes. Il apparaît en outre que le traitement qui est réservé au chef de l'État est plus souvent positif que négatif, ce qu'on explique en partie par le contrôle dont dispose la Maison-Blanche sur l'accès des médias au président. Ces privilèges continuent à le suivre en période

³⁹ En 1912, le vote républicain fut divisé en raison de la candidature progressiste de l'ancien président Theodore Roosevelt, ce qui empêcha probablement Taft de jouir à nouveau des fruits de la présidence; en 1932, Hoover essuya les contrecoups du pire krach boursier de l'histoire des États-Unis; en 1976, Gerald Ford se trouvait dans l'inconfortable position de n'avoir jamais été élu sur un ticket présidentiel (sans parler du pardon controversé qu'il accorda à Nixon); en 1980, la popularité de Carter était minée par une inflation galopante et la crise des otages en Iran; enfin, en 1992, en pleine récession, Bush père se trouvait au cœur d'une valse à trois avec Bill Clinton et le milliardaire Ross Perot qui réussit à arracher près de 20 millions de voix le jour du scrutin (au sujet de l'élection de 1992, voir Alvarez et Nagler 1995; Norris 1993; Owen et Dennis 1996).

électorale : davantage de temps d'antenne est consacré au candidat sortant qu'à son adversaire et, sans surprise, les électeurs en savent plus au sujet du président que sur ceux et celles qui tentent de lui ravir sa place. On a aussi avancé que la tentative de réélection d'un président décourage les adversaires de haut calibre qui préfèrent ne pas mettre en jeu leur carrière politique en s'attaquant à un individu capable de leur tenir tête. Les concurrents les plus aptes attendraient ainsi d'avoir devant eux des présidents tout particulièrement vulnérables avant de solliciter la nomination de leur parti. S'il semble assez raisonnable d'attribuer quelques vertus aux instruments du pouvoir dans le cas du président, il est plus complexe de déterminer les avantages inhérents au fait d'avoir occupé la vice-présidence. En effet, le vice-président ne dispose pas des prérogatives, de l'influence et de la visibilité qui sont celles du président⁴⁰. En plus, un vice-président qui désire succéder au chef de l'exécutif peut difficilement prendre ses distances ou critiquer l'administration dont il faisait partie. Il se trouve à devoir défendre un bilan qui ne lui appartient pas tout à fait, sans quoi il risque de s'aliéner sa formation et de perdre la bénédiction du président. Malgré tout, Rosenstone émet l'hypothèse que les bienfaits associés à la vice-présidence surpassent les contraintes qui peuvent en découler. S'il existe bel et bien un effet d'*incumbency*, ce dernier devrait être plus fort chez le président que chez le vice-président (Rosenstone 1983, 59 à 63).

L'État d'origine et la provenance régionale des candidats est une autre variable prise en considération par Rosenstone. Afin d'augmenter l'attrait électoral du ticket présidentiel, le président choisit généralement comme colistier un individu provenant d'une région différente de la sienne. Les politiciens entretiennent l'idée que les électeurs accordent plus facilement leur confiance à un candidat qui partage avec eux une identité géographique commune.

⁴⁰ D'ailleurs, certains de ses titulaires n'ont pas hésité à décrire le poste comme insignifiant ou à se moquer de leur charge (Polsby, Wildavsky et Hopkins 2008, 90).

Comme le souligne Rosenstone, « [v]oters may be more familiar with a home-state candidate, may have even voted for him in the past, and thus may be more likely to vote for him in a presidential contest. Moreover, they may reason that they are helping to elect a person who will understand and promote their interests » (Rosenstone 1983, 65). L'existence d'un effet de voisinage (*friends-and-neighbors effect*) est cependant mise en doute par la plupart des politologues, notamment parce qu'on assisterait depuis déjà longtemps au déclin des sectionnalismes traditionnels qui font des appartenances primaires des critères de sélection. Pour cette raison, Rosenstone s'attend à ne trouver qu'un impact assez modeste du facteur géographique sur le vote. Cette variable devrait en outre avoir un effet plus prononcé pour le candidat présidentiel que pour son colistier et lorsque l'identité partagée est étatique (« provinciale ») plutôt que régionale (Rosenstone 1983, 65-66).

Enfin, Rosenstone fait un emprunt à V. O. Key (1959) en intégrant à son modèle la notion de réalignement séculier qui exprime le transfert progressif et sur le long-terme de la loyauté partisane des électeurs d'un parti vers un autre. Selon Rosenstone, les élections de mi-mandat sont un indicateur de réalignement : un électeur qui supporte le Parti démocrate lors des présidentielles, mais vote pour les Républicains aux élections de mi-parcours a plus de chances d'appuyer la candidature républicaine pour la Maison-Blanche par la suite (Rosenstone 1983, 67 à 70).

La théorie du vote de Rosenstone s'applique aux individus. Il serait donc logique que des données individuelles soient utilisées dans la conception du modèle. Cependant, comme le souligne l'auteur, pour de nombreuses variables, les données de sondages ou d'enquêtes sont soit inexistantes soit incomplètes ou alors peu fiables, sans compter le fait qu'il est rare de disposer de sondages représentatifs faits dans chacun des 50 États de l'Union. L'usage de

données agrégées au niveau de la nation toute entière a pour sa part le désavantage de ne fournir qu'un faible nombre d'observations. D'autre part, certaines variables s'appliquent difficilement à l'échelle du pays. Par conséquent, plutôt que l'individu ou la nation, Rosenstone retient l'État fédéré comme unité d'analyse. Les sept élections présidentielles qui ont eu lieu entre 1948 et 1972 permettent donc d'avoir 343 cas – l'Alabama est exclu en 1964 puisque le ticket démocrate y était absent des scrutins⁴¹ (Rosenstone 1983, 71-72). Toutefois, il faut noter que le modèle repose sur quelques 74 variables dont 49 facteurs dichotomiques pour des constantes étatiques (*state intercepts*) distinctes. Le modèle est donc loin d'être parcimonieux et sa complexité en rend la compréhension passablement difficile (Campbell 1992, 389; Holbrook 1991, 92-93).

La formule de Rosenstone explique plus de 90% de la variance dans le vote étatique en faveur des Démocrates. Sur la période couverte par l'auteur (1948-1972), l'erreur de prédiction après-coup est tout juste inférieure à trois points de pourcentage. En outre, le modèle prédit correctement l'identité du vainqueur dans 91% des courses étatiques examinées et près de la moitié des erreurs à ce sujet ont été commises en 1948, ce qui pourrait notamment s'expliquer par la décision de Rosenstone de considérer les voix recueillies par Storm Thurmond (Dixiecrat) et Henry Wallace (Parti progressiste) comme des votes démocrates. Les prévisions nationales (toujours après-coup) sont pour leur part d'une grande précision : l'écart moyen entre les résultats prédits et les scores réels n'est que de 0,4 point de pourcentage, soit le tiers de l'erreur associée au modèle de Tufte (1978) pour les mêmes élections (Rosenstone 1983, 92 à 99). Comme l'indique Rosenstone, « [s]tate-level errors have different consequences for national popular and electoral vote predictions. Sizable random errors in

⁴¹ Il ne faut pas oublier que l'Alaska et Hawaï n'ont adhéré à l'Union qu'en 1959 (Morgan et Morgan 2016, xvii). Par ailleurs, le district de Columbia, qui ne dispose de grands électeurs que depuis 1964, n'est pas pris en compte.

state predictions cancel out when the votes are aggregated to forecast the national popular vote » (Rosenstone 1983, 103).

Par ailleurs, puisque la formule de Rosenstone prédit le vote par État, il est également possible de faire des projections en termes de grands électeurs. Comme le note l'auteur, puisque le vote prédit n'est qu'une estimation (incertaine), les grands électeurs ne peuvent être distribués simplement en regardant lequel des candidats démocrate ou républicain obtient (sur la base du modèle) plus de 50% des suffrages dans chaque État. Rosenstone procède plutôt en multipliant le nombre de votes au Collège électoral dont dispose un État par la probabilité de victoire du Parti démocrate dans ce même État. L'erreur moyenne de ces prévisions est de 6,2 points de pourcentage ou 32,7 grands électeurs. Rosenstone attribuait une probabilité de victoire présidentielle (autrement dit de majorité au Collège électoral) de 99% pour le Parti démocrate en 1948 et 1964 et une probabilité inférieure à 1% en 1952, 1956, 1968 et 1972. Pour 1960, les chances de victoire de John F. Kennedy n'étaient que de 44%. Le vainqueur du vote populaire et du Collège électoral est correctement identifié dans toutes les élections à l'exception de 1960 (une course extrêmement serrée pour laquelle de nombreuses formules prévisionnelles donnent d'ailleurs Nixon gagnant) où Kennedy se voyait accorder 47,87% des voix et 268 des 534 grands électeurs, un de moins que nécessaire pour l'emporter (Rosenstone 1983, 99 à 103).

Rosenstone a également voulu appliquer son modèle aux scrutins de 1976 et 1980 qui n'ont pas été utilisés dans le calcul de la fonction de vote. Rosenstone cherchait par-là à évaluer la valeur prédictive de son modèle. Les résultats électoraux de 1976 sont donc estimés à l'aide des élections antérieures de 1948 à 1972, alors que la formule employée pour 1980 intègre l'ensemble des élections passées y compris 1976. Par ailleurs, pour sa prédiction de

1980, Rosenstone a quelque peu révisé son modèle par l'emploi de trois nouvelles variables, soit le degré de fragmentation interne du Parti démocrate par rapport au Parti républicain, le pourcentage des individus croyant que le Parti démocrate est le mieux placé pour assurer la prospérité de la nation et le pourcentage des individus croyant que le Parti démocrate est le plus apte à maintenir et à promouvoir la paix (cette dernière variable remplace celle retenue initialement et qui mesurait l'opposition de l'électorat par rapport à la gestion des affaires militaires par le gouvernement) (Rosenstone 1983, 112-13).

La prédiction de 1976 pour Jimmy Carter (50,2%) ne sous-estimait que de 0,8 point la part du vote national reçu par le candidat démocrate et lui accordait 273 grands électeurs, soit 21 de moins que les 294 obtenus (excluant le district de Columbia). La sous-estimation du nombre de grands électeurs attribués au candidat démocrate provient d'un biais favorable à l'égard de Gerald Ford qu'on peut détecter en faisant la moyenne des erreurs (non absolues) par État qui est d'environ 0,5 point (mais qui devrait idéalement être nulle). Cela signifie que le vote républicain est surestimé en moyenne d'un demi-point de pourcentage dans chaque État. Au niveau étatique, l'erreur moyenne absolue est légèrement supérieure à trois points de pourcentage. Il faut dire toutefois que 14 États ont incorrectement été attribués (huit pour Carter qui sont allés à Ford et six pour Ford qui sont allés à Carter). Cela n'est pas étonnant si l'on considère que les deux candidats se sont livrés une bataille au coude-à-coude dans de nombreux États : le quart ont été remportés par une marge inférieure à un point de pourcentage, le tiers par une marge inférieure à deux points et plus du tiers par une marge de moins de trois points (Rosenstone 1983, 115 à 117).

En 1980, la performance du modèle de Rosenstone est plus décevante : l'écart entre le vote prédit pour le président sortant (47,8%) et le vote obtenu (44,6%) est de 3,2 points au

niveau national et pas moins de 146 grands électeurs sont incorrectement placés dans le camp démocrate. L'erreur moyenne absolue pour les prévisions par État atteint presque les six points de pourcentage. Seulement huit États par contre sont incorrectement alloués – dans tous les cas pour Carter. Comme l'indique Rosenstone, bien que le modèle ait anticipé la défaite de Carter, il n'a pas été en mesure d'annoncer la victoire écrasante de Ronald Reagan (Rosenstone 1983, 117-18). Nous avons reproduit les prévisions État par État de Rosenstone pour 1980 dans le tableau 2.1 ci-dessous :

Tableau 2.1 : Prédications État par État du modèle de Rosenstone (1983) et résultats pour l'élection présidentielle américaine de 1980

État*	Prédiction	Résultat	Erreur
Alabama (AL)	56,3	49,3	7,0
Alaska (AK)	45,4	32,7	12,7
Arizona (AZ)	44,2	31,8	12,4
Arkansas (AR)	53,4	49,7	3,7
Californie (CA)	46,1	40,5	5,5
Colorado (CO)	44,5	36,1	8,4
Connecticut (CT)	49,4	44,4	4,9
Delaware (DE)	50,9	48,7	2,1
Floride (FL)	46,8	40,9	5,9
Géorgie (GA)	59,9	57,7	2,3
Hawaï (HI)	50,6	51,1	-0,5
Idaho (ID)	38,6	27,5	11,2
Illinois (IL)	47,1	45,7	1,4
Indiana (IN)	45,3	40,2	5,0
Iowa (IA)	45,1	42,9	2,2
Kansas (KS)	38,6	36,5	2,1
Kentucky (KY)	50,7	49,3	1,5
Louisiane (LA)	51,3	47,2	4,1
Maine (ME)	44,0	48,1	-4,1
Maryland (MD)	50,1	51,6	-1,5
Massachusetts (MA)	56,4	49,9	6,5
Michigan (MI)	50,1	46,5	3,6
Minnesota (MN)	52,9	52,2	0,7
Mississippi (MS)	47,4	49,3	-2,0
Missouri (MO)	52,0	46,4	5,6
Montana (MT)	47,2	36,3	10,9
Nebraska (NE)	37,5	28,4	9,1
Nevada (NV)	46,4	30,1	16,4
New Hampshire (NH)	44,7	32,9	11,7
New Jersey (NJ)	46,9	42,6	4,3
Nouveau-Mexique (NM)	47,5	40,1	7,4
New York (NY)	49,8	48,5	1,3
Caroline du Nord (NC)	47,7	48,9	-1,2
Dakota du Nord (ND)	40,7	29,0	11,7
Ohio (OH)	47,5	44,3	3,2
Oklahoma (OK)	46,6	36,6	10,0
Oregon (OR)	48,5	44,4	4,1
Pennsylvanie (PA)	49,1	46,1	3,0
Rhode Island (RI)	54,7	56,2	-1,5
Caroline du Sud (SC)	46,9	49,3	-2,5
Dakota du Sud (SD)	45,6	34,4	11,2
Tennessee (TN)	45,7	49,9	-4,1
Texas (TX)	37,5	42,8	-5,3
Utah (UT)	41,0	22,0	18,9
Vermont (VT)	32,9	46,4	-13,5
Virginie (VA)	46,2	43,2	3,1
Washington (WA)	49,2	42,9	6,2
Virginie-Occidentale (WV)	54,8	52,4	2,4
Wisconsin (WI)	48,1	47,4	0,7
Wyoming (WY)	42,4	30,9	11,5
MAE	-	-	5,84

* Les États incorrectement attribués sont surlignés en gris.

Source : Rosenstone 1983, 118.

Les prévisions de Rosenstone que nous venons tout juste de présenter reposent sur un postulat d'information parfaite (*perfect information assumption*). Autrement dit, l'auteur emploie les véritables valeurs pour chacune de ces variables indépendantes. Or, quelques-unes des valeurs nécessaires aux prévisions ne sont pas disponibles avant le vote (une faiblesse notamment soulevée par Campbell 1992, 388) : c'est notamment le cas de la variable économique qui correspond à la croissance du revenu personnel disponible per capita *au cours de l'année électorale* et de certains des indicateurs utilisés dans la construction des indices d'interventionnisme étatique et d'égalité raciale. D'autre part, la conversion des votes étatiques en pourcentage des voix à l'échelle de la nation nécessite d'avoir sous la main les chiffres de la participation électorale (*turnout*) dans chaque État, un renseignement qu'on ne peut bien sûr obtenir qu'une fois le président élu. Comme le souligne Rosenstone, « [a]lthough these "perfect information forecasts" are appropriate for evaluating the theory, they do not reveal how well the model works before an election, when knowledge is imperfect and estimated values for variables must be used » (Rosenstone 1983, 114). Rosenstone procède donc à nouveau à l'évaluation des vertus prédictives de son modèle en utilisant cette fois-ci des données préliminaires ou passées. Pour 1976, les prévisions restent sensiblement les mêmes, ce que l'auteur attribue au fait que les chiffres du premier trimestre utilisés pour l'évolution du revenu disponible ont constitué une approximation adéquate de la croissance de cet indicateur au cours de l'année entière dans la plupart des États. Or, pour 1980, l'utilisation des données du premier trimestre s'est révélée nettement plus problématique en raison de la dégradation de l'économie au cours des mois qui ont suivi. Si Reagan sort toujours gagnant de l'exercice, le vote populaire national de Carter est surestimé de 5,2 points (plutôt que 3,2 points) et 207 grands électeurs lui sont erronément attribués. L'erreur moyenne absolue des

prévisions par État augmente à peine, mais ce sont désormais 16 États qui sont rangés dans la mauvaise colonne (Rosenstone 1983, 119 à 122).

Le postulat d'information parfaite soulevé par Rosenstone nous permet d'introduire les notions de modèles conditionnels et inconditionnels. Dans les modèles conditionnels (information imparfaite), la valeur d'au moins une des variables indépendantes n'est pas connue avant l'élection et doit donc être estimée (soit carrément prédite ou remplacée par une valeur préliminaire), ce qui amène bien sûr une nouvelle source d'erreur. Tel n'est pas le cas dans les formules inconditionnelles (information parfaite) où l'ensemble des données nécessaires sont à la disposition du chercheur avant que les électeurs ne se rendent aux urnes (Lewis-Beck 2005, 146).

Maintenant que nous nous sommes familiarisés avec les premiers modèles prédictifs conçus entre le milieu des années 1970 et 1980, nous nous tournons dans la prochaine section vers les formules les plus récentes, à savoir celles élaborées dans le cadre des élections américaines de 2016. Les versions antérieures de chacune de ces formules sont également passées en revue afin d'en suivre l'évolution.

2.2 Les modèles américains en 2016

Une fois tous les bulletins comptabilisés, Hillary Clinton disposait de près de trois millions de voix de plus que son rival républicain. Toutes proportions gardées, la marge séparant Donald Trump de Hillary Clinton est la troisième moins avantageuse pour un candidat victorieux depuis 1824⁴², seuls John Quincy Adams et Rutherford Hayes ayant enregistré de pires déficits. En outre, alors que Trump a décrit sa performance au Collège

⁴² L'élection présidentielle de 1824 est la première au cours de laquelle le vote populaire fut rapporté.

électoral comme « écrasante », celle-ci se classe en réalité au 46^e rang sur les 58 élections disputées depuis l'entrée en vigueur de la Constitution américaine (Patel et Andrews 2016). La victoire de Trump reposerait sur moins de 80 000 voix réparties à travers trois États – le Wisconsin, le Michigan et la Pennsylvanie (Bump 2016; Abramowitz 2017, 333).

Au sujet du candidat républicain et des modèles prédictifs, Doyle McManus, chroniqueur au *Los Angeles Times*, écrivait en mai 2016 : « Trump isn't just disrupting the Republican Party, he's disrupting political science too » (McManus 2016; voir aussi Lichtman dans CBC Radio 2016). En ce qui a trait au domaine de la prédiction électorale, la course présidentielle de 2016 n'est peut-être pas aussi catastrophique qu'on pourrait le croire. Certes, Hillary Clinton était de loin la favorite. La plupart des experts et des sondeurs entrevoyaient une victoire inévitable de la candidate démocrate face à Donald Trump, un candidat-ovni dont le parcours parsemé d'inconduites ne semblait en rien destiner à la Maison-Blanche⁴³. Le résultat, souvent comparé à celui du Brexit (Chadbourn 2016; Erlanger 2016; Gross et Fidler 2016), eu bien évidemment l'effet d'une bombe : personne ou presque ne s'attendaient à ce qu'un milliardaire flamboyant, ancienne star de télé-réalité, ne s'empare de la nomination républicaine puis de la présidence des États-Unis⁴⁴. Le preneur de paris irlandais Paddy Power était à tel point convaincu de la victoire d'Hillary Clinton que la compagnie commença à payer ceux et celles qui avaient misé sur la candidate démocrate quelques trois semaines *avant* la tenue du scrutin (CBC News 2016; Doyle 2016). Comme l'indiquent Andrew Mercer, Claudia Deane et Kyley McGeeney du Pew Research Center, les ratées de 2016 sont d'autant

⁴³ Pour une explication intéressante de la victoire de Trump, avant qu'elle ne survienne, voir Moore S.d.

⁴⁴ Le professeur Sam Wang du Princeton Election Consortium qui s'était juré de manger un insecte si Trump remportait plus de 240 grands électeurs a dû honorer sa promesse sur les ondes de CNN (Wang 2016), à la manière de Dana Milbank, ce journaliste du *Washington Post* qui avait tenu parole en mangeant une version papier de sa chronique en raison du résultat de la convention républicaine (Milbank 2016)...

plus notables que toute une variété de méthodes ont été mobilisées dans l'espoir de prédire le résultat final (Mercer, Deane et McGeeney 2016).

Dans son introduction pour le symposium d'octobre 2016 de la revue *PS: Political Science and Politics*⁴⁵, James Campbell ne manque pas de noter le caractère pour le moins extraordinaire de la campagne présidentielle américaine opposant Hillary Clinton à Donald Trump (Campbell 2016a, 649). Tout comme l'élection de 2000, qui a vu la présidence échapper de peu à Al Gore, le scrutin de 2016 constitue une épine dans le pied des prévisionnistes. Selon Andreas Graefe, « [t]he 2016 presidential election result may well be one of the biggest upsets in the history of election forecasting. Usually, after an election, people look for the best forecasters. This time, it's hard to find anyone who got it right » (Graefe 2016). À quel point les principaux modèles structurels et économétriques ont-ils erré en 2016? L'examen des modèles publiés par la revue *PS* semble indiquer que les prévisionnistes n'ont pas lamentablement échoué dans leurs estimations des résultats de la dernière campagne présidentielle. Bien au contraire, comme le fait remarquer Campbell dans le post-mortem du symposium, « [w]ith a few exceptions, the accuracy of the presidential vote forecasts ranged from impressive to extraordinary » (Campbell 2017, 331 – italiques dans l'original). La plupart des contributeurs ont correctement anticipé une lutte serrée ainsi que l'obtention d'une pluralité du vote populaire par la candidate démocrate. Or, c'est justement cette prédiction qui les a conduits à projeter à tort qu'Hillary Clinton mettrait le grappin sur les 270 grands électeurs requis pour conquérir la Maison-Blanche. Les modèles ont toutefois pour objectif désigné de prédire la division du vote populaire et non le support reçu au Collège électoral et peuvent donc difficilement être critiqués pour ne pas avoir vu venir la victoire de

⁴⁵ En octobre 2014, la revue *PS* a également organisé un symposium pour les élections de mi-mandat (voir Campbell 2014a; 2015).

Donald Trump⁴⁶. Et, comme le souligne Alan Abramowitz, lorsqu'une élection est particulièrement serrée, comme ce fut le cas en 2016, il est toujours possible que le Collège électoral confonde les prévisionnistes en raison de facteurs et d'événements à peu près impossibles à anticiper à l'aide d'une fonction de vote (Abramowitz 2017, 333). Le tableau 2.2 rapporte les prédictions et le niveau de certitude des différents modèles structurels publiés dans le numéro d'octobre 2016 de la revue *PS*.

Tableau 2.2 : Prédications des modèles du *Politics Symposium* de la revue *PS: Political Science and Politics* pour l'élection présidentielle américaine de 2016

Prévisionniste(s)	Vote bipartite prédit pour Clinton*	Certitude d'une pluralité du vote	Jours avant l'élection	Erreur	Gagnant prédit?
Abramowitz	48,6%	66%	102	-2,5	oui
Campbell (1)	50,7%	69%	60	-0,4	non
Campbell (2)	51,2%	75%	74	0,1	non
Holbrook	52,5%	81%	61	1,4	non
Jérôme et Jérôme-Speziari	50,1%	50%	121	-1,0	non
Lewis-Beck et Tien	51,0%	83%	102	-0,1	non
Lockerbie	50,4%	62%	133	-0,7	non
Norpoth	47,5%	87%	246	-3,6	oui
Wlezien et Erikson (1)	52,0%	82%	83	0,9	non
Wlezien et Erikson (2)	51,8%	72%	119	0,7	non
MAE	–	–	–	0,5	–

* Pour Lewis-Beck et Tien, le tableau original (Campbell 2016a) rapporte erronément une prédiction de 51,1%.

Sources : Campbell 2016a, 652; 2017, 332; Peters et Woolley 2017b.

Comme on peut le constater, l'erreur moyenne absolue avant-coup n'est que de 0,5 point de pourcentage pour l'ensemble des modèles du symposium d'octobre 2016, une erreur minime. On remarquera en outre que les modèles *les moins précis* (Abramowitz puis Norpoth) sont ceux qui prédisent une victoire de Donald Trump justement parce qu'ils en font le gagnant du vote populaire, une prévision qui ne s'est guère concrétisée.

⁴⁶ Comme le mentionne Frank Newport, « [t]his was a complex election since Hillary Clinton won the popular vote and Donald Trump won the Electoral College. In terms of forecasting, being "right" means two different things, depending on whether you were estimating the former or the latter » (Newport 2016).

Depuis 1988, Alan Abramowitz propose un modèle qualifié de « *time-for-change* » pour prédire le résultat des élections présidentielles. Dans la tradition du vote rétrospectif, Abramowitz perçoit l'acte électoral comme un référendum sur l'état de l'économie nationale et le travail accompli par le président. L'auteur se démarque toutefois par la prise en compte d'un troisième facteur, à savoir la longévité de l'administration en place. Peu importe la popularité du chef de l'État et le bilan économique que celui-ci doit défendre, les électeurs cultiveraient un certain goût pour le changement : après plusieurs années de gouverne démocrate ou républicaine, se manifeste au sein de la population un désir d'alternance qui rendrait difficile l'obtention d'un troisième mandat consécutif. Depuis 1948, seuls deux des neuf scrutins (soit 1948 et 1988) où un parti a cherché à obtenir plus de deux mandats se sont conclus par la victoire du candidat de ce parti⁴⁷ (Abramowitz 1988; 1996; 2016). À l'origine, le modèle d'Abramowitz intégrait donc trois variables indépendantes, soit le taux d'approbation du président en poste, l'évolution du produit national brut et le temps passé au pouvoir par le parti présidentiel (une variable codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus) afin d'estimer la part du vote bipartite obtenu par le candidat de la formation sortante depuis 1948⁴⁸. À travers les années, le modèle a connu quelques modifications mineures, notamment la substitution du PNB par le PIB et du taux d'approbation par le taux d'approbation *net* (soit la différence entre les taux d'approbation et de désapprobation) ainsi qu'une redéfinition de la variable temporelle (voir le tableau 2.3). La seule révision

⁴⁷ Les élections de 2000 et 2016 sont des cas particuliers. Bien qu'Al Gore et Hillary Clinton, qui se présentaient tout deux pour un troisième mandat démocrate, aient fait mieux que George W. Bush et Donald Trump sur le plan du vote populaire, ils n'ont toutefois pas réussi à remporter la majorité des voix du Collège électoral.

⁴⁸ Comme l'admet Abramowitz (1988, 845), la première version du modèle ne permettait guère de réaliser des prévisions authentiques puisque les données utilisées n'étaient disponibles qu'après la tenue du scrutin.

substantielle a été apportée en 2012 avec l'ajout d'une quatrième variable visant à capturer l'impact de la polarisation partisane croissante de l'électorat américain depuis le milieu des années 1990 :

The unexpected closeness of all four presidential elections since 1996 suggests that growing partisan polarization is resulting in a decreased advantage for candidates favored by election fundamentals including first-term incumbents. This change is the product of a close division between party supporters within the electorate and a decrease in the willingness of voters to cross party lines to vote for any candidate from the opposing party including an incumbent. As a result, election outcomes tend to reflect the underlying division between supporters of the two major parties (Abramowitz 2012, 618).

Pour une raison quelconque, la variable de polarisation (codée 1 lorsque le président sortant possède un taux d'approbation net supérieur à 0 et -1 dans le cas contraire) qui améliorerait pourtant la qualité prédictive du modèle pour les élections à partir de 1996, a été abandonnée pour le scrutin de 2016. La formule de régression la plus récente estimée par Abramowitz s'exprime donc ainsi :

$$\text{Équation 2.15) } V = 47,260 + 0,108NA + 0,543Q_2GDP + 4,313FT$$

où V correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; NA au taux d'approbation net du président enregistré par la firme Gallup fin juin-début juillet; Q_2GDP au taux de croissance du produit intérieur brut lors du deuxième trimestre de l'année électorale; et FT à une variable dichotomique codée 0 en l'absence d'un président ayant complété un mandat et 1 dans le cas contraire.

Cette équation prédit une victoire serrée du candidat républicain qui, avec 51,4% du vote bipartite (contre 48,6%), pouvait espérer obtenir une majorité de grands électeurs. Abramowitz se montrait cependant sceptique par rapport aux résultats de son modèle, spécifiant qu'il y avait en fait de bonnes raisons d'envisager une victoire démocrate en novembre 2016. Tout d'abord, la plupart des sondages réalisés au printemps et à l'été 2016

montraient Hillary Clinton en avance sur Donald Trump. En outre, le modèle suppose la nomination de candidats consensuels (*mainstream*) capables d'unifier leur parti et de conduire des campagnes à peu près équivalentes en termes d'efficacité. La candidature du magnat de l'immobilier grandiloquent qu'est Donald Trump allait toutefois à l'encontre de ces deux postulats de base : non seulement la campagne républicaine a connu des difficultés financières et organisationnelles non négligeables, mais l'inexpérience politique et le tempérament provocateur de son candidat ont plus d'une fois soulevé la controverse au sein même des rangs du GOP. En outre, bien que de manière générale les deux candidats projetaient une image négative au sein de l'électorat, Trump était dans une posture particulièrement inconfortable, celui-ci ayant reçu le plus haut taux de mentions défavorables (*unfavorability ratings*) dans toute l'histoire des sondages Gallup pour un candidat démocrate ou républicain. Au final, et à l'encontre de ce qu'indiquait son modèle, Abramowitz soutenait que la campagne de 2016 allait probablement se solder par l'élection de la première femme présidente des États-Unis comme le suggéraient alors la majorité des sondages d'intention de vote (Abramowitz 2016, 659-60)⁴⁹. Bien que Trump ait remporté la course, Abramowitz n'avait pas tout à fait tort de se méfier de son modèle et de donner l'avantage au camp d'Hillary Clinton.

⁴⁹ Cette conclusion est très similaire à celle de l'historien Allan Lichtman : « a generic Republican is expected to win but [...], Donald Trump is anything but a generic Republican. That explains why things are so close. The pattern of history suggests Donald Trump will win. Donald Trump as a history shattering candidate suggests that he might lose » (Lichtman dans CBC Radio 2016).

Tableau 2.3 : Évolution du modèle présidentiel d'Abramowitz, 1988-2016

Élection	Popularité	Économie	Temps	Polarisation
1988	Taux d'approbation d'octobre ou novembre	Taux de croissance du PNB entre le quatrième trimestre de l'année précédente et le quatrième trimestre de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti	
1992	Taux d'approbation de juillet	Taux de croissance du PIB entre le premier et le deuxième trimestre de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti	
1996	Taux d'approbation de début juin	Taux de croissance du PIB lors des deux premiers trimestres de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti	
2000	Taux d'approbation le plus près du 1 ^{er} juillet	Taux de croissance du PIB lors des deux premiers trimestres de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti	
2004	Différence entre les taux d'approbation et de désapprobation du dernier sondage de juin	Taux de croissance du PIB lors des deux premiers trimestres de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti	
2008	Différence entre les taux d'approbation et de désapprobation le plus près du 1 ^{er} juillet	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti	
2012	Différence entre les taux d'approbation et de désapprobation du dernier sondage de juin	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 en l'absence d'un président ayant complété un mandat et 1 dans le cas contraire	Variable dichotomique codée 1 lorsque le président sortant possède un taux d'approbation net supérieur à 0 et -1 dans le cas contraire
2016	Différence entre les taux d'approbation et de désapprobation de fin juin-début juillet	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale	Variable dichotomique codée 0 en l'absence d'un président ayant complété un mandat et 1 dans le cas contraire	

Sources : Abramowitz 1988; 1994; 1996; 2001; 2004; 2008; 2012; 2016.

James Campbell 1986-2016

Pour les élections de 2016, James Campbell ne propose pas moins de quatre modèles : deux pour la course à la présidence et deux autres pour le Congrès. La première des formules présidentielles – qualifiée par l’auteur de *trial-heat and economy model* – a vu le jour en 1990 (Campbell et Wink 1990) et n’a pratiquement pas changé depuis⁵⁰ (voir le tableau 2.4) (Campbell 1996; 2000a; 2001; 2004; 2008; 2012; 2016b; Campbell et Mann 1992; 1996). Il s’agit d’un modèle de synthèse qui combine données de sondages et évolution de l’économie nationale. La variable économique correspond à la croissance du PIB (initialement du PNB) per capita lors du second trimestre de l’année électorale. Depuis 2004, cette valeur est coupée de moitié lors des courses ouvertes (c’est-à-dire en l’absence d’un président sortant) afin d’exprimer le niveau de responsabilité moindre qui devrait normalement être attribué aux candidats du parti présidentiel qui n’ont pas occupé la plus haute charge de l’État. Puisque ces derniers n’étaient pas aux commandes du gouvernement, il est plus difficile de les tenir responsables de l’amélioration ou de la dégradation des conditions macroéconomiques au cours du mandat qui a précédé (Campbell 2004, 763; voir aussi Campbell, Dettrey et Yin 2010). En outre, depuis 2008, une valeur dite « neutre » de 2,5% est retranchée à la croissance observée du produit intérieur brut – il s’agit en fait du taux de référence déterminé à l’aide des élections antérieures (Campbell 2008, 697). Les données des sondages d’intention de vote (*trial-heat polls*) sont celles récoltées par la firme Gallup au début du mois de septembre (autour de la fête du Travail) : il s’agit tout simplement du pourcentage d’individus qui affirment soutenir le candidat du parti sortant par rapport à ceux et celles qui se rangent du côté de l’opposition (les indécis et les supporters de candidats de tiers partis ou d’indépendants

⁵⁰ Pour un bref résumé de ces changements mineurs, voir Campbell 2008, 700, note 2.

sont répartis proportionnellement entre Démocrates et Républicains). On notera cependant que, pour 2016, Gallup a pris la décision de ne pas conduire de sondages d'intention de vote (à ce sujet, voir Clement et Craighill 2015; Shepard 2015; White 2015). Par conséquent, Campbell a utilisé la médiane des sept sondages rapportés par RealClearPolitics autour de la date à laquelle Gallup menait habituellement sa première enquête de septembre (Campbell 2016b, 667). En utilisant les données de sondages compilées avant le mois de septembre, le modèle perd en précision alors que l'emploi des résultats amassés par la suite n'améliore que de façon très marginale la qualité prédictive du modèle (Campbell 2004, 764). Pour l'auteur, les données de sondages permettent de faire une place à un facteur souvent ignoré dans les modèles prédictifs, à savoir l'appréciation qu'ont les électeurs par rapport aux deux grands candidats (Campbell et Wink 1990, 253-54). La formule de Campbell est estimée à l'aide de toutes les élections qui se sont déroulées de 1948 à 2012, à l'exception de 2008 en raison de la crise financière inattendue qui a éclaté entre le moment de la prédiction et le vote cette année-là, ce qui va à l'encontre du postulat de base selon lequel aucun événement majeur et imprévisible (ou « cataclysmique » pour employer le terme de Campbell) ne devrait survenir au cours de la campagne (Campbell 2012, 631-32; 2016b, 665). Concrètement la formule utilisée pour 2016 est la suivante (Campbell 2016b, 667) :

$$\text{Équation 2.16) } V = 28,90 + 0,44ESIPPP + 0,83SQRGG$$

où V correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; $ESIPPP$ au pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant au début du mois de septembre; et $SQRGG$ au taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes.

Comme l'indique Campbell, « [t]he principle behind the forecast model is that preference poll data may be more telling about elections if polls are read in their historical and contemporary contexts rather than accepted at face value » (Campbell 2004, 763). Autrement dit, plutôt que d'être pris tels quels, les résultats des sondages récoltés à un moment ou à un autre de la campagne gagnent à être introduits dans une régression ayant pour variable dépendante le score des élections antérieures. En outre, la croissance du PIB permettrait de tenir compte du contexte contemporain ou immédiat dans lequel les électeurs prennent leur décision. Pour Campbell, l'inclusion du produit intérieur brut dans le modèle ne repose pas sur la notion d'*homo œconomicus*, mais plutôt sur le postulat que l'évolution de l'économie stimule (en période de croissance) ou au contraire inhibe (en période de récession ou de stagnation) la réceptivité de l'électorat au message du candidat sortant et de son parti. L'auteur ajoutait en outre,

[t]he use of only the second quarter economic growth rate also does not imply that voters care only about the economy in the election year. Earlier economic growth is already incorporated into the poll numbers and later growth (third quarter of the election year) appears to be too late to affect the vote, and in any event is too late to be of possible use in making a forecast (Campbell 2004, 763).

Dès 1990, Campbell et Wink soulignaient plusieurs implications liées aux résultats de leur modèle de synthèse. Tout d'abord, la précision accrue de leur formule par rapport aux modèles purement rétrospectifs du vote, laissait deviner que les candidats avaient, en eux-mêmes, une influence importante sur le comportement électoral⁵¹. Ensuite, l'atteinte de résultats optimaux grâce aux sondages réalisés au tout début du mois de septembre, moment considéré comme le coup d'envoi de la campagne officielle, pourrait indiquer que les

⁵¹ On peut toutefois critiquer cette conclusion en affirmant que les sondages d'intention de vote capturent une multitude de facteurs qui ne se limitent certainement pas à l'image ou la popularité des candidats de chaque parti.

événements et les stratégies de campagne disposent d'un impact somme toute limité sur l'issue de l'élection. Comme Campbell et Wink le mentionnent, cette observation est conséquente avec le propos d'Angus Campbell, Philip Converse, Warren Miller et Donald Stokes (1960, 78) d'après lequel la plupart des électeurs américains feraient leur choix avant ou tout de suite après les conventions (Campbell et Wink 1990, 264-65).

Tableau 2.4 : Évolution du premier modèle présidentiel de Campbell (*trial-heat and economy model*), 1992-2016

Élection	Économie	Intentions de vote
1992	Taux de croissance du PNB per capita lors du deuxième trimestre de l'année électorale	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre
1996	Taux de croissance du PIB per capita lors du deuxième trimestre de l'année électorale	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre
2000	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre
2004	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre
2008	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre
2012	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre
2016	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages conduits début septembre

Sources : Campbell 1996; 2000a; 2001; 2004; 2008; 2012; 2016b; Campbell et Mann 1992; 1996; Campbell et Wink 1990.

Le second modèle présidentiel de Campbell a été conçu en 2004 afin de compléter la première formule ou, à tout le moins, d'offrir une prévision alternative. Ce modèle – baptisé *convention bump and economy model* – vise à tenir compte de l'effet des conventions

nationales sur le support consenti aux candidats, mais aussi à exploiter les résultats des sondages conduits avant les conventions dans la mesure où ils risquent d'être moins volatiles que ceux recueillis au cours de la campagne à proprement parler (durant l'automne). Par conséquent, Campbell propose une formule à trois variables, soit le pourcentage des intentions de vote pour le candidat du parti sortant avant la tenue des conventions, la différence entre les scores obtenus avant et après les conventions démocrate et républicaine (*net convention bump*) ainsi que la croissance du PIB qui est opérationnalisée de la même manière que pour le modèle précédent. Cette formule montre notamment que la hausse de soutien dont profite en temps normal les candidats suivant la clôture des congrès de nomination (voir Campbell, Cherry et Wink 1992) se maintient en partie jusqu'au vote. Les paramètres du second modèle (dont l'évolution est présentée au tableau 2.5) sont les suivants (Campbell 2016b, 667) :

$$\text{Équation 2.17) } V = 30,28 + 0,41PCIPPP + 0,23NCBIP + 0,93SQRGG$$

où V correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; $PCIPPP$ au pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant avant la première convention; $NCBIP$ à la différence entre le pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant après la seconde convention et le pourcentage recueilli avant la première convention; et $SQRGG$ au taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes.

Tableau 2.5 : Évolution du second modèle présidentiel de Campbell (*convention bump and economy model*), 2004-2016

Élection	Économie	Intentions de vote	Conventions
2004	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant avant la première convention	Différence entre le pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant après la seconde convention et le pourcentage recueilli avant la première convention
2008	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant avant la première convention	Différence entre le pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant après la seconde convention et le pourcentage recueilli avant la première convention
2012	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant avant la première convention	Différence entre le pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant après la seconde convention et le pourcentage recueilli avant la première convention
2016	Taux de croissance du PIB lors du deuxième trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes	Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant avant la première convention	Différence entre le pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant après la seconde convention et le pourcentage recueilli avant la première convention

Sources : Campbell 2004; 2008; 2012; 2016b.

En 2016, les deux formules proposées par Campbell ont très bien performés, le second modèle (*convention bump*) ayant toutefois offert la prédiction la plus précise en ne surestimant que d'un dixième de point de pourcentage le vote populaire de Clinton (comparativement à une erreur négative de 0,4 point pour le modèle *trial-heat*). Ces deux formules expliquent une part comparable de la variance dans le vote (90% et 88% respectivement) et comme le souligne Campbell, leurs prévisions sont généralement assez similaires – l'association entre les estimations des deux modèles est très forte, avec un coefficient de corrélation de 0,93 (Campbell 2016b, 666-67).

Bien que Campbell ait proposé son premier modèle prévisionnel pour la Chambre des représentants il y a de cela une trentaine d'années (Campbell 1986), sous leur forme actuelle, les formules pour les deux chambres du Congrès sont beaucoup plus récentes. Le modèle des « sièges en péril » (*seats-in-trouble model*) a d'abord été conçu en 2010 pour la Chambre des représentants avant d'être appliqué aux élections sénatoriales quatre ans plus tard (Campbell 2010; 2014b). Comme le mentionne Campbell, « [t]he seats-in-trouble forecasting model is a hybrid model using an aggregate of expert ratings of individual congressional races and the statistical relationship of these aggregated ratings to the historical net seat swings for the parties » (Campbell 2014b, 779). En fait, l'auteur tire profit des évaluations (*ratings*) faites par Charlie Cook et ses collègues du *Cook Political Report* dans chaque district électoral depuis 1984. Le *Cook Political Report* estime sur la base d'informations objectives et subjectives les chances des candidats démocrates et républicains dans l'ensemble des courses locales qu'il divise ensuite en sept catégories, soit solides (*solid*), probables (*likely*) et inclinées (*leaning*) pour chacun des deux partis puis incertaines (*toss-up*) là où les rapports de force sont à peu près égaux (Campbell 2010, 628). Campbell utilise ces évaluations pour construire un indice qui correspond à la différence entre le nombre de sièges démocrates jugés précaires – c'est-à-dire inclinés⁵² ou pire, ce qui inclut les comtés incertains mais aussi ceux qui tendent (solides, probables et inclinés) vers l'opposition – et le nombre de sièges républicains qui se trouvent dans la même situation (Campbell 2014b, 779; 2016b, 666). Plus un parti détient de sièges en danger relativement à son rival, plus ce parti devrait perdre de sièges lors de l'élection. Afin de créer son indice, Campbell utilise les évaluations les plus récentes produites entre juillet et septembre de l'année électorale (la plupart du temps, les évaluations sont disponibles en août).

⁵² Dans la toute première version du modèle (Campbell 2010; 2012), les districts inclinés (*leaning*) vers un parti n'étaient pas considérés comme étant en péril.

Comme le note lui-même l'auteur, cet indice est en quelque sorte une variante plus stricte du concept d'exposition d'Oppenheimer, Stimson et Waterman (1986) que nous avons abordé plus tôt – c'est pourquoi Campbell qualifie également sa formule de *exposure-thesis-on-steroids model* (Campbell 2010, 627).

The exposure thesis examines the net number of seats that *may be* in trouble (the number above or below each party's normal base). The seats-in-trouble index goes beyond the number of seats that may be in trouble to the number that are *actually* in trouble, at least as determined by The Cook Political Report (Campbell 2014b, 779 – italiques dans l'original).

En 2010 et 2012, en plus de son indice, Campbell employait aussi deux autres variables dans des régressions distinctes⁵³, à savoir le nombre de sièges remportés à l'élection précédente et le taux d'approbation du président en exercice par rapport à un score neutre (le taux auquel la popularité du chef de l'exécutif n'aide ni ne gêne sa formation au Congrès). Le nombre de sièges gagnés au scrutin antérieur permettait de prendre note qu'un parti ne peut pas perdre des sièges qu'il ne possède pas, mais aussi qu'il est de plus en plus difficile de capturer des districts supplémentaires au fur et à mesure que la taille de sa députation augmente. L'appréciation qu'ont les électeurs du chef de l'État risque par ailleurs d'affecter positivement ou négativement les chances de la formation présidentielle au moment des législatives. Campbell estime cependant qu'il existe un point neutre pour lequel la popularité n'a pas véritablement d'effet : cette valeur est estimée à environ 45% lors des élections concomitantes et à peu près 65% au moment des scrutins de mi-mandat (Campbell 2010, 629; 2012, 633). Comme nous l'avons déjà mentionné, en près de 150 ans, le parti présidentiel n'a réussi à augmenter sa présence à la Chambre des représentants que lors de trois élections de

⁵³ En raison du faible nombre de cas, une équation à trois variables produit des coefficients non statistiquement significatifs aux seuils conventionnels de 0,01 et 0,05 (Campbell 2010, 630).

mi-parcours (1934, 1998 et 2002). À l'occasion des scrutins de 1998 et 2002, les taux de popularité des présidents en fonction (Bill Clinton et George W. Bush) étaient respectivement de 66% et 63%. Ces scores qui seraient extraordinaires dans le contexte d'une élection présidentielle, n'ont pas la même signification en moitié de mandat :

Without a partisan presidential choice on the table, the positivity inclination of most citizens seems to guide their approval ratings toward the high side in midterm elections. A 65% rating in the heat of a presidential year is astounding and a precursor to a landslide. A 65% rating in a midterm sounds great but, politically, is approximately neutral and only a precursor to holding the status quo (Campbell 2010, 629).

En 2014, Campbell a choisi de ne conserver que son indice de sièges en péril dans la mesure où l'ajout des deux autres variables menait à son avis à une sur-spécification du modèle. On peut croire en effet que le nombre de sièges dont dispose le parti sortant et le taux d'approbation du président sont des facteurs déjà pris en compte dans les évaluations réalisées par Cook et ses collègues. Ce modèle simplifié a aussi été appliqué au Sénat, à la différence près que les sièges précaires sont ceux qui font partie des catégories *toss-ups* ou pire et non *leaning* ou pire comme c'est le cas pour la Chambre des représentants (Campbell 2014b, 780; 2016b, 666). Les formules sont estimées sur la période 1984-2014 pour la chambre basse et 1988-2014 pour la chambre haute⁵⁴ (Campbell 2016b, 667) :

Équation 2.18) $HDSC = -0,32 - 1,25NDST$

où *HDSC* correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le Parti démocrate à la Chambre des représentants; et *NDST* au nombre de sièges en péril du Parti démocrate (inclinés ou pire) par rapport au Parti républicain.

⁵⁴ Les élections de 1986 et 1990 sont exclues puisque les évaluations du *Cook Political Report* n'ont pas été réalisées sur la période de juillet à septembre lors de ces années. Par ailleurs, les données n'étaient pas disponibles dans le cas du Sénat pour 1984.

Équation 2.19) $SDSC = -0,09 - 1,01NDST$

où *SDSC* correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le Parti démocrate au Sénat; et *NDST* au nombre de sièges en péril du Parti démocrate (incertains ou pire) par rapport au Parti républicain.

L'erreur des modèles législatif et sénatorial pour 2016 est considérable. Campbell prévoyait un gain de 32 sièges à la Chambre des représentants pour les Démocrates ce qui aurait remis le contrôle de l'assemblée entre leurs mains. Comme on le sait maintenant, la formation n'a ajouté que six membres à sa députation. La prévision pour le Sénat est moins décevante, mais le modèle accordait néanmoins sept sièges supplémentaires aux Démocrates, un résultat qui leur aurait tout juste permis d'avoir une majorité de sénateurs. Le parti a plutôt dû se contenter d'une augmentation de deux sièges (Campbell 2016b, 668; pour les résultats des élections législatives et sénatoriales de 2016, voir The New York Times 2016a; 2016b).

Helmut Norpoth 1996-2016

Le modèle d'Helmut Norpoth est l'un des rares à avoir accordé la main haute à Donald Trump pour l'élection présidentielle de 2016. Parce qu'elle ne repose sur aucune variable économique, la proposition de Norpoth, élaborée pour la première fois en 1996, se distingue très nettement des autres modèles conçus pour prédire le résultat des élections américaines. La formule de cet auteur est basée sur la performance des candidats à l'occasion des primaires de leur parti respectif depuis le début du siècle dernier (Norpoth 2016, 655). Bien que la Floride fut le premier État à organiser une telle élection pour la course présidentielle de 1904, ce mécanisme n'a véritablement pris racine qu'à partir de 1912 lorsque 13 des 48 États de

l'Union en firent usage pour choisir les délégués qu'ils enverraient aux conventions nationales⁵⁵ (Buell 2004, 193-94; Norrander 2015, 14-15).

La mesure de performance employée par Norpoth concerne l'ensemble des primaires pour la période qui s'étend de 1912 à 1948. À partir de 1952, seuls les résultats de la primaire du New Hampshire sont pris en considération. L'auteur justifie ce choix par l'importance particulière de cette primaire dans le processus de nomination (un point que souligne d'ailleurs Mayer 2004, 105 à 107). Jusqu'en 1948, les électeurs de cet État ne votaient que pour des délégués locaux, la plupart desquels n'étaient engagés envers aucun candidat. En 1949, dans le but d'augmenter l'attrait du processus et de faire gonfler les taux de participation, le président de la Chambre des représentants du New Hampshire, Richard Upton, fit passer un projet de loi qui permettait aux électeurs d'indiquer directement le nom de leur candidat favori sur le bulletin de vote sans que cela n'ait toutefois d'impact contraignant sur la sélection des délégués qui continuaient d'être élus par un vote distinct (ce qui changea en 1977). Ce changement donna une tout autre dimension à la primaire du New Hampshire que plusieurs se mirent à qualifier de « concours de beauté ». Elle permettait en effet aux candidats de jauger leurs appuis et dans certains cas de se faire un nom (Norpoth 2004b, 737; voir aussi Moore et Smith 2015, 14-15; Norrander 2015, 107-8; Palmer 1997, 1-2; Vallet 2004b, 23 à 25). Comme l'indique Kathleen Kendall, « [i]n most presidential years, one or more candidates drop out of the race after New Hampshire. Reputations are made and lost there » (Kendall 2000, 48; voir aussi Buell 2004, 200-1). Le poids du New Hampshire vient également du fait qu'il s'agit de

⁵⁵ Les primaires ne devinrent toutefois véritablement essentielles pour les candidats à la présidence que dans la seconde moitié du 20^e siècle. En fait, jusqu'en 1968, il était possible pour un candidat de remporter la nomination de son parti sans même prendre part aux élections primaires. Les choses changèrent avec la mise en place de la commission McGovern-Fraser à la suite de la convention démocrate tumultueuse de 1968. Le travail de cette commission poussa de nombreux États à législatures démocrates puis républicaines à revoir leur processus de nomination (Fife 2010, 15-16; Jackson 2015, 65 à 68; Streb 2016, 140-41; Whitby 2014, 23 à 28).

la première élection primaire à avoir lieu lors de l'année électorale (d'où son titre de *First-in-the-Nation Primary*), et ce, en vertu d'une loi votée par la législature de l'État, ce qui lui garantit une couverture médiatique majeure. En outre, bien que l'électorat du New Hampshire ne soit pas représentatif de la population américaine dans son ensemble, la possibilité qu'ont les citoyens qui s'identifient comme indépendants de prendre part aux primaires démocrate et républicaine de l'État fait en sorte que cette première évaluation de la force des candidats n'est pas réservée aux seuls partisans purs et durs (Norpoth et Bednarczuk 2012, 615). Pour sa prévision de 2016, Norpoth a légèrement dérogé de son modèle en ajoutant à la primaire du New Hampshire celle de la Caroline du Sud (la première dans cette région ou *First in the South Primary*). Cet ajout vise à reconnaître le fait qu'un certain nombre de candidats à la présidence ont réussi dans les dernières années à obtenir un soutien considérable de la part de l'électorat afro-américain dans le processus de nomination. Or, peu de citoyens appartiennent à cette communauté dans le New Hampshire au contraire de la Caroline du Sud⁵⁶ où les Afro-Américains représentent près de la moitié de l'électorat démocrate. Par conséquent, le seul score dans le New Hampshire n'est peut-être pas représentatif du support électoral dont peut espérer jouir un candidat au moment de l'élection générale (Norpoth 2016, 656).

Concrètement, la performance lors des primaires est intégrée dans le modèle à l'aide de deux variables, l'une pour le candidat du parti sortant, l'autre pour le candidat d'opposition. La valeur de ces variables est déterminée à l'aide du pourcentage des voix reçues par chacun des candidats⁵⁷, mais dépend toutefois de leur statut. Ainsi, lorsqu'un président en poste

⁵⁶ Selon les chiffres du Bureau du recensement des États-Unis pour l'année 2016, la population noire représenterait 1,5% de la population totale du New Hampshire contre 27,6% en Caroline du Sud (United States Census Bureau S.d.a; S.d.b).

⁵⁷ Afin de garantir la linéarité de la relation entre la performance lors des primaires et la variable dépendante (le vote lors de l'élection présidentielle), le score obtenu est limité (*capped*) entre 35% et 65% (l'amplitude de cette fourchette peut différer dans les modèles antérieurs).

participe aux primaires, Norpoth utilise le pourcentage « brut » (tel quel) que celui-ci reçoit. Lors des courses ouvertes (autrement dit, en l'absence d'un président), l'auteur emploie la part du vote obtenu par le candidat du parti (*nominee*) par rapport au résultat de son plus proche rival. À cette valeur est ensuite soustraite la moyenne historique des scores lors des primaires selon que le candidat appartient au parti présidentiel ou à l'opposition⁵⁸. Par ailleurs, puisque la variable dépendante du modèle correspond à la part du vote bipartite recueilli par le candidat démocrate, la performance de son adversaire républicain est multipliée par une valeur négative de -1 (Norpoth 2008, 683-84). Afin d'illustrer la manière dont Norpoth effectue ses calculs, nous avons reproduit les opérations nécessaires pour 2008 et 2012 dans le tableau 2.6 et le tableau 2.7 ci-dessous – on peut voir la différence dans la comptabilisation des appuis entre Obama « simple candidat » et Obama président sortant :

Tableau 2.6 : Performance lors de la primaire du New Hampshire des candidats démocrate et républicain, 2008

Nombre de voix Barack Obama (New Hampshire)	Nombre de voix Hillary Clinton (New Hampshire)	Vote bipartite pour Barack Obama (%)	Moyenne pour les candidats du parti d'opposition, 1912-2004 (%)	Valeur de la variable
104 815	112 404	$104\,815 / (104\,815 + 112\,404) = 48,3$	47,1	$48,3 - 47,1 = 1,2$

Nombre de voix John McCain (New Hampshire)	Nombre de voix Mitt Romney (New Hampshire)	Vote bipartite pour John McCain (%)	Moyenne pour les candidats du parti présidentiel, 1912-2004 (%)	Valeur de la variable
88 713	75 675	$88\,713 / (88\,713 + 75\,675) = 54,0$	55,6	$(54,0 - 55,6) \times (-1) = 1,6$

Sources : New Hampshire, New Hampshire Secretary of State S.d.a; Norpoth 2008.

⁵⁸ En 2004 et 2008, Norpoth utilisait trois moyennes différentes, à savoir (1) une pour les présidents sortants, (2) une autre pour les candidats du parti présidentiel (qui n'ont pas été présidents) et enfin (3) une autre pour les candidats de l'opposition. À partir de 2012, il semble que les deux premières catégories aient été fusionnées.

Tableau 2.7 : Performance lors de la primaire du New Hampshire des candidats démocrate et républicain, 2012

Nombre de voix Barack Obama (New Hampshire)	Nombre de voix Autres candidats (New Hampshire)	Vote total pour Barack Obama (%)	Moyenne pour les candidats du parti présidentiel, 1912-2008 (%)	Valeur de la variable
49 080	10 792	49 080 / (49 080 + 10 792) = 82,0	56,7	65,0* - 56,7 = 8,3

Nombre de voix Mitt Romney (New Hampshire)	Nombre de voix Ron Paul (New Hampshire)	Vote bipartite pour Mitt Romney (%)	Moyenne pour les candidats du parti d'opposition, 1912-2008 (%)	Valeur de la variable
97 532	56 848	97 532 / (97 532 + 56 848) = 63,2	47,7	(63,2 - 47,7) × (-1) = -15,5

* Les valeurs possibles sont limitées entre 35% et 65% (voir la note 57).

Sources : New Hampshire, New Hampshire Secretary of State S.d.b; Norpoth et Bednarczuk 2012.

Norpoth introduit également l'idée de « cycles présidentiels » (ou électoraux, à ne pas confondre avec le cycle politico-économique de Tufte 1978) qui exprime la tendance qu'ont les électeurs à délaisser une formation après un certain temps (cette notion est largement exploitée pour les élections britanniques par Lebo et Norpoth 2007; 2011; 2013; 2016; Norpoth 2004a). Pour estimer la durée d'un cycle, l'auteur emploie un processus autorégressif d'ordre 2 (*second-order autoregressive model*) qui fait correspondre la part du vote bipartite obtenu par le Parti démocrate depuis 1828 aux scores des deux dernières élections (c'est-à-dire $Vote_t = \beta_1 Vote_{t-1} + \beta_2 Vote_{t-2}$). Les coefficients de cette régression⁵⁹ sont ensuite incorporés dans un algorithme – originellement conçu par George Udny Yule pour modéliser la série chronologique du nombre de taches solaires (voir Yule 1971, 403) – qui évalue à 5,2 mandats (soit un peu plus de 20 ans) la durée d'un cycle. Puisqu'un cycle représente la période entre

⁵⁹ On notera que le coefficient (β_1) du score de la dernière élection ($Vote_{t-1}$) est positif, ce qui indique que le parti au pouvoir peut espérer maintenir une part importante de ses appuis qui excèdent son point d'équilibre (*above-equilibrium vote portion*), alors que le coefficient (β_2) de l'avant-dernière élection ($Vote_{t-2}$) est négatif, ce qui signifie que la formation présidentielle doit faire face à une compression de ses appuis après huit années à la Maison-Blanche (Norpoth 1996, 448; 2001, 47).

laquelle un parti prend le pouvoir et le moment où il retourne dans l'opposition après avoir occupé la Maison-Blanche pour la moitié de cette période, un cycle de 5,2 mandats signifie qu'une formation politique peut espérer être au pouvoir pendant 2,6 mandats. En d'autres termes, l'obtention d'un second mandat successif est loin de représenter un défi, mais après huit ans au pouvoir, il devient nettement plus difficile de remporter une nouvelle victoire. Depuis 1960, six des sept tentatives visant à obtenir un second mandat ont été couronnées de succès (l'exception étant Jimmy Carter en 1980), alors qu'un seul candidat (George H. W. Bush en 1992) a réussi à décrocher un troisième mandat présidentiel de suite pour son parti. Essentiellement, Norpoth explique ce phénomène par la volonté de changement de l'électorat et le coût du pouvoir. Il se pourrait qu'après un mandat, les électeurs soient prêts à se montrer indulgents envers le parti au pouvoir et qu'ils soient également davantage réceptifs aux discours voulant que les problèmes actuels soient le legs de l'administration précédente. Ce saut électoral, qui est en quelque sorte le résidu de la « lune de miel » qui accompagne l'élection de nouveaux gouvernants, perd sa pertinence après un second mandat (Norpoth 2014; 2016, 655; voir aussi Norpoth 1995; 1996; 449-50; 2002, 128-29). Pour résumer, « [a]s infatuation gives way to fatigue in the electorate, incumbency turns from boon to bane for the party in the White House » (Norpoth 1996, 450). L'effet du cycle électoral est capturé dans le modèle en utilisant les scores des dernière et avant-dernière courses présidentielles (exactement les mêmes variables que dans le processus autorégressif mentionné plus haut).

Enfin, Norpoth utilise une troisième variable, un facteur dichotomique qui prend une valeur de 1 pour les élections entre 1912 et 1932 puis de 0 par la suite. Cette variable exprime l'avantage électoral quasi-systématique dont bénéficiait le Parti républicain au début du siècle avant le réaligement majeur de l'époque du New Deal (Norpoth 2004b, 738-39; 2008, 684).

La formule de régression estimée par Norpoth pour 2016 s'exprime ainsi⁶⁰ (Norpoth 2016, 657) :

$$\text{Équation 2.20) } V_t = 50,6 + 0,429IPCPS + 0,170OPCPS + 0,361V_{t-1} - 0,377V_{t-2}$$

où V_t correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du Parti démocrate; $IPCPS$ au score du candidat du parti sortant lors des primaires; $OPCPS$ au score du candidat du parti d'opposition lors des primaires; V_{t-1} à la part des voix récoltées par le candidat du Parti démocrate lors de l'élection présidentielle précédente; et V_{t-2} à la part des voix récoltées par le candidat du Parti démocrate lors de l'avant-dernière élection présidentielle.

La combinaison des trois facteurs (qui totalisent cinq variables) explique plus de 90% de la variance ($R^2 = 0,93$) dans le vote bipartite en faveur des Démocrates. La prédiction de Norpoth pour 2016 accordait 47,5% du vote populaire bipartite pour Clinton contre 52,5% pour Trump. Si Norpoth a recueilli les lauriers de cette prévision interprétée par certains comme exacte dans la mesure où le candidat républicain occupe aujourd'hui le Bureau ovale (voir Fox News 2016; Stony Brook University 2016), le modèle des primaires est en réalité l'un des *moins précis* en ce qui a trait à la dernière élection présidentielle. Norpoth a en effet sous-estimé de 3,6 points de pourcentage le support de Clinton au sein de l'électorat. C'est Clinton et non Trump qui a remporté le vote populaire, un fait que la formule de Norpoth n'a guère anticipé (Norpoth 2017, 331).

Par rapport aux autres modèles, celui de Norpoth possède le double avantage de remonter assez loin dans le temps (1912) et de produire des estimations très tôt dans l'année électorale. Bien sûr, on ne peut pas être absolument certain de l'identité des candidats à la

⁶⁰ Le coefficient de la troisième variable (avantage républicain avant 1932) n'est pas indiqué par Norpoth (notons que cela ne change toutefois rien au calcul pour l'élection de 2016 puisque la variable prendrait de toute manière une valeur de 0). Ne connaissant pas la valeur du coefficient, nous n'avons pu l'intégrer à la formule.

présidence avant la tenue des conventions qui ont généralement lieu au cours de l'été, mais la formule de Norpoth permet de tester différents scénarios en créant des courses hypothétiques entre les concurrents les plus sérieux (par exemple, pour 2016, il aurait été possible d'estimer le résultat d'une course fictive entre Bernie Sanders et Donald Trump ou encore entre Bernie Sanders et Ted Cruz). Ainsi que le souligne Norpoth, « the capability to make electoral forecasts for candidates by name rather than just for parties is a strong selling point of the Primary Model » (Norpoth 2016, 657). Par ailleurs, les données nécessaires sont disponibles plusieurs mois à l'avance, tout particulièrement depuis 1952, dans la mesure où le New Hampshire est le premier État à tenir sa primaire, parfois aussi tôt qu'au début du mois de janvier.

La description que nous venons de faire renvoie aux plus récentes versions du modèle de Norpoth (2004-2016). Les deux premières moutures sont passablement différentes, exception faite de la variable de cycles présidentiels qui est restée pour sa part inchangée (voir le tableau 2.8). En 1996, la proposition originelle de Norpoth était un peu plus près des modèles d'économie-popularité traditionnels en ce qu'elle intégrait à l'estimation du vote (plus précisément la part recueillie par le candidat républicain) les taux de croissance du produit national brut et de l'inflation enregistrés juste avant l'élection. En outre, la performance lors des primaires était mesurée de façon beaucoup plus « rudimentaire » à l'aide d'un indice dont la valeur dépendait du déroulement de la toute première primaire de l'année électorale dans chacun des deux camps. Les valeurs de cet indice étaient déterminées de la manière suivante :

- 1) aucun des deux candidats (démocrate et républicain) n'ont remporté la première primaire, pour une valeur de 0;
- 2) le Républicain a remporté la première primaire, mais non le Démocrate, pour une valeur de +1 lorsque les Républicains occupent la Maison-Blanche et de -1 lorsque les Démocrates occupent la Maison-Blanche;
- 3) le Démocrate a remporté la première primaire, mais non le Républicain, pour une valeur de -1 lorsque les Républicains occupent la Maison-Blanche et de +1 lorsque les Démocrates occupent la Maison-Blanche.

Après l'élection de 2000, Norpoth a laissé tomber l'économie comme facteur explicatif et a revampé considérablement l'opérationnalisation de la performance lors des primaires. D'abord, l'auteur a attribué une valeur distincte pour chacun des candidats (plutôt que de combiner le tout dans un indice unique), en prenant en compte *toutes* les primaires de 1912 à 1948 puis uniquement celle du New Hampshire par la suite. Ensuite, Norpoth a statué qu'une victoire pour un président sortant devait correspondre à l'obtention d'un score supérieur à 60%, et seulement d'une pluralité des suffrages pour les autres. Des scores de +1 pour une victoire et de -1 pour une défaite étaient donc attribués au candidat républicain, les valeurs étant interverties pour les Démocrates en raison de la définition de la variable dépendante (identique au modèle de 1996) (Norpoth 2001, 46-47).

Tableau 2.8 : Évolution du modèle présidentiel de Norpoth, 1996-2016

Élection	Économie	Temps	Primaires	Biais partisan
1996	Taux de croissance du PNB et de l'inflation au cours des 12 derniers mois (dernières valeurs disponibles)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat républicain lors des dernière et avant-dernière élections présidentielles	Indice prenant une valeur de -1, 0 ou +1 selon que les candidats démocrate et républicain aient remporté ou non la première primaire	
2000		Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat républicain lors des dernière et avant-dernière élections présidentielles	Variable dichotomique codée -1 si le candidat du parti sortant n'a pas remporté les primaires et +1 s'il a remporté les primaires	
2004		Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat démocrate lors des dernière et avant-dernière élections présidentielles	Pourcentage du vote obtenu par les candidats du parti sortant et du principal parti d'opposition lors des primaires retranché d'une moyenne historique	Avantage partisan mesuré à partir des votes au Congrès sur le long-terme
2008		Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat démocrate lors des dernière et avant-dernière élections présidentielles	Pourcentage du vote obtenu par les candidats du parti sortant et du principal parti d'opposition lors des primaires retranché d'une moyenne historique	Variable dichotomique codée +1 jusqu'à l'élection de 1932 et 0 par la suite
2012		Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat démocrate lors des dernière et avant-dernière élections présidentielles	Pourcentage du vote obtenu par les candidats du parti sortant et du principal parti d'opposition lors des primaires retranché d'une moyenne historique	Variable dichotomique codée +1 jusqu'à l'élection de 1932 et 0 par la suite
2016		Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat démocrate lors des dernière et avant-dernière élections présidentielles	Pourcentage du vote obtenu par les candidats du parti sortant et du principal parti d'opposition lors des primaires retranché d'une moyenne historique	Variable dichotomique codée +1 jusqu'à l'élection de 1932 et 0 par la suite

Sources : Norpoth 1996; 2000; 2001; 2004b; 2008; 2016; Norpoth et Bednarczuk 2012.

Robert Erikson et Christopher Wlezien 1996-2016

Robert Erikson et Christopher Wlezien prédisent le résultat des élections présidentielles depuis 1996⁶¹ (Erikson et Wlezien 1996; Wlezien et Erikson 1996). Leur modèle comprend deux variables, soit la croissance cumulative pondérée de l'indice économique composite du Conference Board (*Leading Economic Index* ou LEI) entre les 1^{er} et 13^e trimestres⁶² du mandat présidentiel (ou cycle électoral) ainsi qu'une mesure de sondage (voir le tableau 2.9). Pour les élections de 1996 et 2000, la mesure de sondage retenue correspondait au taux d'approbation du président sortant : cette variable a ensuite été remplacée par les résultats des sondages d'intention de vote (*trial-heat polls*) enregistrés à différents moments au cours de l'année électorale (Erikson et Wlezien 2016). Comme le notent les auteurs,

[income growth and presidential approval] predict the vote especially well when measured shortly in advance of the election, when the outcome is already becoming clear in the polls. As you might expect, however, their predictive power drops off quite quickly as one steps back from the election (Wlezien et Erikson 2001, 321).

C'est pour cette raison qu'Erikson et Wlezien emploient l'indice du Conference Board, un agrégat de diverses mesures qui permet à la fois de synthétiser l'évolution de l'économie (de l'investiture du président au début de l'année électorale) et d'anticiper (quoique de manière imparfaite) les changements à venir dans les mois précédant l'élection, ce qui en fait un prédicteur précoce du vote. Les résultats des sondages, avec plus de trois ou quatre mois d'avance, permettent de capturer la multitude d'influences qui agissent sur l'électorat américain : évidemment, bien des choses peuvent survenir durant la campagne présidentielle

⁶¹ Mais voir aussi Erikson 1989 ainsi que Erikson et Wlezien 1994.

⁶² Le 13^e trimestre du cycle électoral correspond au premier trimestre de l'année électorale.

et les tendances révélées par les sondages risquent donc de fluctuer. En 2004 et 2008, Erikson et Wlezien ont ré-estimé leur modèle pour chacun des 200 jours précédant la tenue du vote : sans surprise, plus les données de sondages utilisées dans la construction du modèle sont récoltées près du jour de l'élection, plus les estimations produites sont précises (Erikson et Wlezien 2008a; Wlezien et Erikson 2004) – ce gain de précision progressif est d'ailleurs considéré comme le principal atout des modèles synthétiques.

Contrairement à de nombreux auteurs, Erikson et Wlezien proposent différentes structures de décalage pour leur modèle, typiquement une formule pour chaque trimestre de l'année électorale. À partir de 2008, Erikson et Wlezien ont également tenu compte du calendrier des conventions démocrate et républicaine. Historiquement, on peut s'attendre à ce que le candidat en tête des intentions de vote après la tenue de la dernière convention remporte la présidence. Depuis 1952, cela a toujours été le cas (mais pas en 2016). À l'inverse, les résultats des sondages antérieurs à la première convention n'ont permis de déterminer le gagnant que dans 11 des 16 dernières élections présidentielles (Erikson et Wlezien 2016, 670). Par conséquent, en plus du modèle de base qui repose sur l'indice économique composite du Conference Board et l'agrégation des sondages du 14^e trimestre, deux autres modèles sont estimés en utilisant (toujours en combinaison avec la croissance du LEI) les résultats des sondages une semaine avant la première convention puis deux semaines après la seconde convention. Nous rapportons ici les formules associées à ces deux modèles qui exploitent des données remontant au scrutin présidentiel de 1952 :

$$\text{Équation 2.21) } V = 35,35 + 8,21CLG + 0,28THPR_{pre-convention}$$

où V correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; CLG à la croissance cumulative pondérée de l'indice économique composite du Conference

Board entre les 1^{er} et 13^e trimestres du mandat présidentiel; et $THPR_{pre-convention}$ à la moyenne des résultats de sondages pour le candidat du parti sortant une semaine avant la première convention (la convention républicaine du 18 au 21 juillet 2016 dans le cas de la dernière élection présidentielle).

Équation 2.22) $V = 26,41 + 6,64CLG + 0,46THPR_{post-convention}$

où V correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; CLG à la croissance cumulative pondérée de l'indice économique composite du Conference Board entre les 1^{er} et 13^e trimestres du mandat présidentiel; et $THPR_{post-convention}$ à la moyenne des résultats de sondages pour le candidat du parti sortant deux semaines après la seconde convention (la convention démocrate du 25 au 28 juillet 2016 dans le cas de la dernière élection présidentielle).

Pour 2016, Erikson et Wlezien entrevoyaient une victoire démocrate, les modèles pré- et post-conventions accordant chacun 52% du vote bipartite à Hillary Clinton (une mince différence par rapport au modèle de base qui accorde 52,2% des voix à la candidate démocrate).

Tableau 2.9 : Évolution du modèle présidentiel d'Erikson et Wlezien, 1996-2016

Élection	Économie	Mesure de sondage (décalage variable)
1996	Croissance cumulative pondérée du LEI entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du cycle électoral	Taux d'approbation du président sortant
2000	Croissance cumulative pondérée du LEI entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du cycle électoral	Taux d'approbation du président sortant
2004	Croissance cumulative pondérée du LEI entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du cycle électoral	Part du vote bipartite obtenue par le candidat du parti sortant dans les sondages d'intention de vote
2008	Croissance cumulative pondérée du LEI entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du cycle électoral	Part du vote bipartite obtenue par le candidat du parti sortant dans les sondages d'intention de vote
2012	Croissance cumulative pondérée du LEI entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du cycle électoral	Part du vote bipartite obtenue par le candidat du parti sortant dans les sondages d'intention de vote
2016	Croissance cumulative pondérée du LEI entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du cycle électoral	Part du vote bipartite obtenue par le candidat du parti sortant dans les sondages d'intention de vote

Sources : Erikson et Wlezien 1996; 2008a; 2012; 2016; Wlezien et Erikson 1996; 2001; 2004.

Tout comme Erikson et Wlezien, Thomas Holbrook propose un modèle de synthèse alliant données économiques et résultats de sondages. Le modèle ne comprend que deux variables, soit un indice de conditions nationales (*index of national conditions*) et la moyenne du pourcentage des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages Gallup de la première semaine de septembre (ou les premiers sondages effectués lors du mois si aucuns n'ont été conduits dans la première semaine)⁶³. L'indice de conditions nationales renferme deux indicateurs, à savoir le taux d'approbation du président en exercice et une mesure de satisfaction des citoyens quant à leurs finances personnelles lors de l'été précédant l'élection (plus précisément, la moyenne de juin, juillet et août)⁶⁴. Ces deux mesures sont exprimées comme le ratio de la valeur observée avant le scrutin sur la plus grande valeur de toute la base de données – par exemple, les taux d'approbation et de satisfaction les plus élevés ont été enregistrés en 1964, ce qui en fait les valeurs de référence (autrement dit, pour 1964, l'indice est égal à 100) (Holbrook 2012, 640). On notera donc que, contrairement à la plupart des modèles, celui d'Holbrook n'intègre pas de mesures macroéconomiques comme le PIB, le taux de chômage, l'inflation ou le revenu disponible par habitant. Holbrook justifie l'adoption d'une mesure subjective par le décalage qui existe entre l'état réel de l'économie et la perception ou la connaissance qu'en a le public :

⁶³ Gallup n'ayant pas conduit de sondages d'intention de vote pour la campagne présidentielle de 2016, on imagine qu'Holbrook s'est rapporté à une autre source (dont il n'est toutefois pas fait mention dans son article).

⁶⁴ Cette mesure de satisfaction est en fait un indice construit à partir des données du *Survey of Consumers* conduit par le Survey Research Center de l'Université du Michigan. L'indice est égal à une base 100 à laquelle est additionnée la différence entre le pourcentage de répondants qui soutiennent que leur situation financière s'est améliorée par rapport à l'année précédente et le pourcentage de répondants qui partagent l'avis contraire. Par exemple, si 20% des répondants affirment que leur sort s'est amélioré et 40% croient plutôt que l'état de leurs finances s'est dégradé, alors l'indice sera égal à 80 [$100 + (20 - 40)$].

Is it reasonable to assume that voters have the foggiest idea about the growth rate in GNP or income or any other specific economic indicators? Indeed, there is ample reason to think not. Recent research has shown that not only is the public not always presented with information that accurately reflects the state of the economy [...], but most people are at best ill-informed about specific economic outcomes (Holbrook 1996, 509).

Le modèle d'Holbrook a connu des modifications importantes d'un scrutin à l'autre (voir le tableau 2.10). Initialement, celui-ci comprenait trois variables : le taux d'approbation du président sortant lors du second trimestre de l'année électorale, un indice mesurant la perception des électeurs quant à l'évolution de leurs finances personnelles et la longévité de l'administration en place (un emprunt direct à Abramowitz). À la suite de l'élection présidentielle de 2000, au cours de laquelle plusieurs prévisionnistes ont surestimé les chances du vice-président Al Gore (voir Erikson 2001; Erikson, Bafumi et Wilson 2001), Holbrook a remanié sa variable de finances personnelles en la pondérant avec un indicateur qui mesure le ton général des médias au sujet de la situation économique entrepreneuriale (*business conditions*)⁶⁵. Par-là, Holbrook cherchait à signifier que la manière dont est perçu le bilan économique du candidat du parti sortant se trouve médiée par la nature de l'information reçue par les électeurs sur l'état de l'économie (Holbrook 2001a; 2001b). L'indice de conditions nationales a pour sa part été introduit en 2008 : on notera que la composante économique de cet indice (la variable de finances personnelles) n'est plus pondérée par le ton des médias. Pour 2008 et 2012, Holbrook a également remplacé la variable de temps d'Abramowitz par une variable dichotomique indiquant la présence ou l'absence d'un président sortant parmi les

⁶⁵ Cet indicateur correspond à une base 100 à laquelle est additionnée la différence entre le pourcentage d'individus interrogés dans le cadre du *Survey of Consumers* qui affirment avoir été exposés à des nouvelles économiques favorables et le pourcentage de ceux soutenant au contraire avoir été exposés à des nouvelles défavorables, le tout divisé par 100 : ainsi, lors des années où plus de nouvelles négatives que de nouvelles positives ont été rapportées, la valeur de la pondération est inférieure à 1 et, dans le cas inverse, la pondération est supérieure à 1. La valeur de la variable économique du modèle d'Holbrook pour les élections de 2000 et 2004 était donc égale à $[100 + (\% \text{ finances meilleures} - \% \text{ finances pires})] \times [(100 + (\% \text{ nouvelles favorables} - \% \text{ nouvelles défavorables})/100)]$.

candidats (*incumbent races* ou *open-seat contests*). Par ailleurs, cette variable est mise en interaction avec l'indice de conditions nationales pour souligner l'impact différent du taux d'approbation présidentiel et de l'indicateur de satisfaction économique sur le vote lorsqu'un des candidats a préalablement occupé la Maison-Blanche. On s'attend en effet à ce que le niveau de responsabilité imputée à un candidat qui n'a pas servi comme président soit moindre : la performance du président sortant devrait donc avoir une influence plus discrète sur le comportement des électeurs (Holbrook 2008; 2012). Avec un coefficient de détermination relativement élevé ($R^2 = 0,856$) et une erreur moyenne absolue avant-coup de moins de deux points de pourcentage pour les scrutins présidentiels de 1992 à 2012, on peut dire que le modèle d'Holbrook pour 2016 possède à la fois une valeur explicative élevée et un niveau de précision respectable. La formule du modèle est la suivante :

$$\text{Équation 2.23) } V = 19,847 + 0,161NCI + 0,384ESTH$$

où V correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; NCI à un indice rassemblant le taux d'approbation du président en exercice et une mesure de satisfaction des citoyens quant à leurs finances personnelles agrégés pour les mois de juin, juillet et août; et $ESTH$ à la moyenne des intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages Gallup de la première semaine de septembre avant l'élection.

En insérant les valeurs appropriées, le modèle donne Hillary Clinton gagnante avec 52,5% du vote bipartite pour 2016, une erreur de 1,4 point de pourcentage (Holbrook 2016, 679).

Tableau 2.10 : Évolution du modèle présidentiel d'Holbrook, 1996-2016

Élection	Popularité	Économie	Temps	Président sortant	Intentions de vote
1996	Taux d'approbation lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale	Indice d'évolution des finances personnelles mesuré en mai	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti		
2000-I	Taux d'approbation lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale	Indice d'évolution des finances personnelles mesuré en mai	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti		
2000-II	Moyenne des taux d'approbation pour les mois de juin, juillet et août	Indice d'évolution des finances personnelles pondéré par le ton des nouvelles économiques dans les médias	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti		
2004	Moyenne des taux d'approbation pour les mois de juin, juillet et août	Indice d'évolution des finances personnelles pondéré par le ton des nouvelles économiques dans les médias	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti		
2008		Indice de conditions nationales		Variable dichotomique codée 0 en l'absence d'un président sortant et 1 en présence d'un président sortant	
2012		Indice de conditions nationales		Variable dichotomique codée 0 en l'absence d'un président sortant et 1 en présence d'un président sortant	
2016		Indice de conditions nationales			Intentions de vote recueillies par le candidat du parti sortant dans les sondages Gallup* de la première semaine de septembre

* Voir la note 63.

Sources : Holbrook 1996; 2001a; 2004; 2008; 2012; 2016.

Les politologues français Bruno Jérôme et Véronique Jérôme-Speziari se sont eux aussi lancés dans la prévision des résultats électoraux aux États-Unis. Contrairement à la plupart des prévisionnistes qui privilégient l'utilisation de données agrégées au niveau national, Jérôme et Jérôme-Speziari adoptent l'approche mise de l'avant par Rosenstone (1983) qui consiste à employer l'État comme unité d'analyse. Cette approche a l'avantage d'augmenter le nombre d'observations disponibles et de tenir compte des conditions et des particularités locales (*state-by-state idiosyncrasies*). Par ailleurs, « descendre » à l'échelon de l'État permet de mieux saisir la composante géographique du vote aux États-Unis. Comme le mentionnent Jérôme et Jérôme-Speziari, « [b]ecause the US presidential election is normally decided by the Electoral College vote, there is a journalistic emphasis on studying the expected voting behavior of the "swing states" » (Jérôme et Jérôme-Speziari 2012a, 664). En prédisant le nombre de voix obtenues par le parti sortant dans chacun des 50 États de l'Union (plus le district de Columbia), les auteurs peuvent aisément déterminer le nombre de grands électeurs qui devraient revenir aux candidats démocrate et républicain. Disposant d'un nombre d'observations nettement plus élevé que les modèles agrégés au niveau national (N = 459 pour 2016) et sur une période beaucoup plus courte (1980 à 2012), Jérôme et Jérôme-Speziari peuvent se permettre d'employer davantage de variables pour prédire les résultats électoraux (Jérôme et Jérôme-Speziari 2016, 680-81). La formule qui vise, rappelons-le, à prédire le vote populaire (bipartite) dans chaque État pris individuellement, intègre sept variables principales puis un certain nombre de facteurs secondaires que nous passerons ici sous silence. Les trois premières variables s'inscrivent dans la structure classique d'économie-popularité : il s'agit de l'évolution du taux de chômage de l'État concerné entre le mois qui a suivi la dernière élection

présidentielle et le mois précédant l'élection suivante (celle dont on cherche à prédire le résultat), puis du taux d'approbation du président sortant enregistré à l'échelon national six mois avant le vote. La variable d'approbation est toutefois scindée en deux selon que le président se présente à nouveau (Obama en 2012 par exemple) ou qu'une autre figure tente de prendre la relève (ce qui est le cas de Clinton en 2016). Les auteurs jugent en effet que la popularité du président devrait avoir moins de poids lorsque ce dernier n'apparaît pas sur les bulletins de vote. On compte ensuite deux indices de tendance partisane locale (*local partisan pattern index* ou LPPI) dont le but est de reconnaître la domination des partis démocrate et républicain dans certains États. Le premier de ces indices concerne la période de 1952 à 2012 (LPPI5212), alors que le second ne porte que sur les courses présidentielles qui ont eu lieu depuis 1980 (LPPI8012) en raison de certains réalignements majeurs de l'électorat au cours des quatre dernières décennies. Techniquement parlant, la dynamique partisane correspond au taux de succès des partis dans chacun des États sur la période concernée (1952-2012 ou 1980-2012) lorsque celui-ci est supérieur au taux de succès moyen augmenté de l'erreur type (si le taux observé est inférieur à ce seuil, la variable prend une valeur de 0). En outre, les indices partisans se voient attribués une valeur positive pour les États qui partagent la même affiliation que le parti sortant et une valeur négative dans le cas contraire (Jérôme et Jérôme-Speziari 2016, 682).

Jérôme et Jérôme-Speziari prennent aussi en compte un élément ignoré par beaucoup de leurs collègues, à savoir le vote en faveur des candidats indépendants ou issus de tiers partis qui ont exercé un véritable pouvoir de nuisance sur le succès électoral des sortants, en l'occurrence John Anderson en 1980, Ross Perot en 1992 et 1996 puis Ralph Nader en 2000

(Jérôme et Jérôme-Speziari 2016, 686). Enfin, pour la dernière version de leur formule⁶⁶, les auteurs ont fait un ajout qui s’inspire probablement du modèle de Norpoth, à savoir le score obtenu par le candidat d’opposition lors des primaires de son parti. On peut croire en effet que plus la performance du *challenger* est forte lors du processus de nomination, plus le candidat du parti présidentiel se trouve en mauvaise posture. Globalement, le modèle explique près de 85% de la variance dans le vote étatique pour l’administration sortante (Jérôme et Jérôme-Speziari 2016, 682).

En 2016, Jérôme et Jérôme-Speziari prévoyaient une victoire à l’arrachée du vote populaire bipartite pour Hillary Clinton qui aurait dû obtenir 50,1% des suffrages, une prédiction relativement près du résultat final de 51,1% enregistré par la Démocrate. Les deux prévisionnistes ont toutefois davantage erré en ce qui a trait aux prévisions État par État qui ont produit une erreur moyenne absolue d’environ six points de pourcentage (voir le tableau 2.11). Jérôme et Jérôme-Speziari ont incorrectement accordé six États à Hillary Clinton (la Floride, l’Iowa, le Michigan, l’Ohio, la Pennsylvanie et le Wisconsin, soit 100 grands électeurs) contre un seul à Donald Trump (la Virginie, soit 13 grands électeurs) – pour une projection finale de 319 votes au Collège électoral en faveur de Clinton (Jérôme et Jérôme-Speziari 2017, 335). On remarquera que le modèle, qui n’inclut pourtant aucun sondage d’intention de vote, a fait fausse route pour à peu près les mêmes États-clés que les sondeurs – la Floride, le Michigan, la Pennsylvanie et le Wisconsin (voir Cohn, Katz et Quealy 2016). Jérôme et Jérôme-Speziari ont également proposé une projection plus fine de la distribution potentielle des grands électeurs en classant les États selon la probabilité qu’avait le parti

⁶⁶ Ce modèle a été appliqué pour toutes les courses présidentielles depuis 2004, mais les deux premières élections ne semblent pas avoir donné lieu à des publications scientifiques (voir Jérôme et Jérôme-Speziari 2004b; Pottier 2008).

présidentiel d'y obtenir une majorité absolue du vote populaire. Selon leurs calculs, Hillary Clinton n'avait pratiquement aucune chance (35% ou moins) dans 25 États représentant 219 grands électeurs, mais de très bonnes chances (58% ou plus) dans le reste de l'Union (incluant le district de Columbia). En considérant de manière plus restrictive comme « sûrs » les États où la probabilité d'obtenir une majorité des voix surpasse les 73%, Jérôme et Jérôme-Speziari comptaient 21 États (plus Washington, D.C.) démocrates « solides » (pour un total de 261 grands électeurs), contre 25 États républicains « solides » (219 grands électeurs), ce qui ne laissait que quatre États incertains (*toss-ups*) – la Floride, l'Ohio, le Nouveau-Mexique et le Nevada (58 grands électeurs). Ainsi que le notaient les auteurs, dans la pire situation Clinton n'aurait eu à décrocher qu'un minimum de neuf votes au Collège électoral dans les États incertains pour mettre la main sur la présidence (Jérôme et Jérôme-Speziari 2016, 683 à 685) – ce qui aurait été possible par exemple en obtenant au moins la Floride ou l'Ohio ou alors le Nouveau-Mexique *et* le Nevada, voire même neuf grands électeurs renégats (*faithless electors*). Comme on le sait maintenant, l'histoire a été tout autre.

Tableau 2.11 : Prédications État par État du modèle de Jérôme et Jérôme-Speziari (2016) et résultats pour l'élection présidentielle américaine de 2016

État*	Prédiction	Résultat	Erreur
Alabama (AL)	45,6	35,6	10,0
Alaska (AK)	30,9	41,6	-10,7
Arizona (AZ)	42,8	48,1	-5,3
Arkansas (AR)	48,1	35,7	12,4
Californie (CA)	55,3	66,1	-10,8
Colorado (CO)	53,7	52,7	1,0
Connecticut (CT)	53,5	57,2	-3,7
Delaware (DE)	53,5	56,0	-2,5
District de Columbia (DC)	86,4	95,7	-9,3
Floride (FL)	51,0	49,4	1,6
Géorgie (GA)	47,6	47,4	0,2
Hawaï (HI)	58,1	67,5	-9,4
Idaho (ID)	32,1	31,7	0,4
Illinois (IL)	54,4	59,0	-4,6
Indiana (IN)	43,4	39,9	3,5
Iowa (IA)	54,3	44,9	9,4
Kansas (KS)	43,8	38,9	4,9
Kentucky (KY)	47,8	34,3	13,5
Louisiane (LA)	46,7	39,8	6,9
Maine (ME)	55,2	51,6	3,6
Maryland (MD)	60,8	64,0	-3,2
Massachusetts (MA)	61,6	64,7	-3,1
Michigan (MI)	55,1	49,9	5,2
Minnesota (MN)	58,5	50,8	7,7
Mississippi (MS)	46,2	40,9	5,3
Missouri (MO)	47,4	40,1	7,3
Montana (MT)	45,3	38,9	6,4
Nebraska (NE)	41,6	36,5	5,1
Nevada (NV)	51,5	51,3	0,2
New Hampshire (NH)	54,1	50,2	3,9
New Jersey (NJ)	57,7	57,3	0,4
Nouveau-Mexique (NM)	52,2	54,7	-2,5
New York (NY)	58,9	61,8	-2,9
Caroline du Nord (NC)	47,2	48,1	-0,9
Dakota du Nord (ND)	44,3	30,2	14,1
Ohio (OH)	51,3	45,8	5,5
Oklahoma (OK)	43,2	30,7	12,5
Oregon (OR)	54,2	56,2	-2,0
Pennsylvanie (PA)	53,5	49,6	3,9
Rhode Island (RI)	61,7	58,3	3,4
Caroline du Sud (SC)	46,6	42,6	4,0
Dakota du Sud (SD)	43,0	34,0	9,0
Tennessee (TN)	47,8	36,4	11,4
Texas (TX)	46,8	45,3	1,5
Utah (UT)	35,4	37,7	-2,3
Vermont (VT)	54,2	65,2	-11,0
Virginie (VA)	44,3	52,9	-8,6
Washington (WA)	52,8	58,8	-6,0
Virginie-Occidentale (WV)	46,0	27,9	18,1
Wisconsin (WI)	55,1	49,6	5,5
Wyoming (WY)	32,3	24,3	8,0
MAE	-	-	6,0

* Les États incorrectement attribués sont surlignés en gris.

Sources : Jérôme et Jérôme-Speziari 2016, 683; Peters et Woolley 2017b.

Michael Lewis-Beck (en collaboration avec Tom Rice ainsi que Charles Tien) est l'un des premiers politologues à s'être lancé dans l'étude de la prévision électorale. Pour les élections présidentielles et législatives de 2016, Lewis-Beck et Tien affirment effectuer un retour aux sources : leurs modèles pour la présidence, la Chambre des représentants et le Sénat sont, à peu de choses près, des copies conformes des toutes premières formules prédictives conçues par Lewis-Beck et Rice (Lewis-Beck et Rice 1984a; 1984b; 1985). Nous ne les reproduisons pas ici étant donné leur grande similitude⁶⁷. Si l'on se fie aux prévisions des deux auteurs, les élections à la présidence et à la Chambre des représentants devaient être particulièrement serrées. Avec 51% du vote bipartite (une prévision qui manque d'un cheveu le véritable résultat), Hillary Clinton se trouvait dangereusement près de son rival républicain. Comme le soulignent Lewis-Beck et Tien, « [the 2016 presidential race] will be a squeaker, too close to call at any meaningful distance, before the election itself » (Lewis-Beck et Tien 2016, 661). Pour la chambre basse du Congrès, un gain minime de trois sièges était envisagé pour le Parti démocrate qui devait en capturer au moins 30 pour y obtenir une majorité des sièges. Selon les estimations des auteurs, il était donc très peu probable que le contrôle de la Chambre des représentants échappe aux Républicains. Et, effectivement, le Parti démocrate n'a mis le grappin que sur six sièges supplémentaires. Rien non plus n'était gagné d'avance pour les Démocrates au Sénat : le modèle de Lewis-Beck et Tien prévoyait un gain de quatre sièges pour la formation, ce qui lui aurait permis d'obtenir une majorité (à conditions toutefois

⁶⁷ Pour l'équation présidentielle de 2016, les seules différences ont trait au décalage des variables d'approbation présidentielle et de croissance du PNB, différences que l'on retrouve aussi pour les formules du Congrès. Lewis-Beck et Tien ont également substitué la croissance du PNB par celle du revenu réel disponible dans le modèle législatif ainsi que l'affiliation partisane (démocrate ou républicaine) du président par la nature de l'élection (présidentielle ou de mi-mandat) dans le modèle sénatorial.

que le Parti démocrate remporte la présidence, faisant ainsi du vice-président le président du Sénat). Or, s'il advenait que les Démocrates ne mettent la main que sur trois plutôt que quatre sièges, alors ce scénario ne tiendrait plus. Au final, le parti n'a obtenu que deux sièges supplémentaires (Lewis-Beck et Tien 2016, 661).

Ce « retour aux sources » comme le disent les auteurs, a été précédé par la création de différents modèles. En partie en raison de la contre-performance du modèle élaboré par Lewis-Beck et Rice en 1992 (voir plus haut), Lewis-Beck et Tien ont par la suite embrassé une nouvelle orientation théorique en considérant le vote comme étant à la fois le produit de jugements rétrospectifs et de considérations prospectives (Lewis-Beck et Tien 1996; 2000a; 2000b). Autrement dit, les électeurs ne font pas que regarder derrière eux, ils envisagent aussi l'avenir dans leurs calculs politiques. Par conséquent, les deux auteurs y allaient d'un propos assez affligeant pour leurs collègues prévisionnistes : « [g]iven that, all current single-equation regression forecasting models are misspecified [*sic*], for none contain prospective variables » (Lewis-Beck et Tien 1996, 473). Lewis-Beck et Tien proposaient donc la création d'un modèle tenant compte de l'axe temporel *complet* de la réflexion des électeurs (*full-time model*) : en d'autres mots, la combinaison d'un modèle rétrospectif et d'un modèle prospectif à l'intérieur d'une seule et même équation⁶⁸. Pour ce faire, ceux-ci ont conservé leur formule d'économie-popularité (l'évolution du produit national brut du quatrième trimestre de l'année précédant l'année électorale au deuxième trimestre de l'année électorale et le taux d'approbation du président en juillet), mais y ont ajouté un indice de paix et de prospérité (*peace and prosperity index*) orienté vers le futur : concrètement, la construction de cet indice est basée sur les réponses fournies à deux questions de la firme Gallup, soit (1) « Considérant

⁶⁸ Dans cette optique, les modèles purement rétrospectifs et purement prospectifs sont considérés comme des « *half-time models* ».

les années à venir, quel parti politique est le plus susceptible de maintenir les États-Unis hors d'une guerre? Le Parti républicain ou le Parti démocrate? » et (2) « Quel parti politique – républicain ou démocrate – sera le plus en mesure de garder la nation prospère? » (questions rapportées dans Lewis-Beck et Tien 1996, 474 – traduction libre), l'indice étant égal à la somme du pourcentage de réponses favorables sur les deux items pour le parti sortant⁶⁹. Ce modèle n'a toutefois été utilisé qu'à l'occasion des scrutins de 1996 et 2000 avant d'être à nouveau modifié.

En 2004, 2008 et 2012, Lewis-Beck et Tien ont suggéré un modèle dit « de l'emploi » (*jobs model*)⁷⁰. De manière typique, ce modèle intègre le taux d'approbation du président sortant et un indicateur macroéconomique, en l'occurrence l'évolution du produit national brut. Les auteurs considèrent toutefois que l'effet de l'économie (du changement dans le PNB) sur le vote est modulé par la présence ou l'absence d'un président faisant campagne pour sa réélection :

[...] when an elected president himself was running for election, economic voting was largely retrospective. But, when the incumbent party candidate was not the president, economic voting was largely prospective. A president is judged mostly on his record, while a candidate of the president's party is judged mostly on his promises (Lewis-Beck et Tien 2004, 754).

Cette variable économique est donc mise en interaction avec un indicateur dichotomique codé 1 lorsque le chef de l'exécutif tente d'obtenir un second mandat et 0,5 autrement⁷¹. Par ailleurs, Lewis-Beck et Tien considèrent la présence du président en poste comme un atout important ne serait-ce que par les ressources et le prestige que lui accorde sa

⁶⁹ Par exemple, si 60% des individus sondés affirment que le parti présidentiel a davantage de chances de maintenir la paix et que 25% lui concèdent une plus grande habileté en matière de croissance économique, alors l'indice sera égal à 85.

⁷⁰ La transition vers ce modèle est déjà visible dans Lewis-Beck et Tien 2001; 2002.

⁷¹ Les auteurs estiment que l'effet est coupé de moitié.

fonction. Lorsque le vice-président ou alors une autre figure politique remporte la nomination du parti sortant, cet avantage s'évanouit et peut même se métamorphoser en handicap dépendamment de la relation qui existe entre le président et son successeur potentiel. Le peu d'égards de Dwight Eisenhower pour Richard Nixon et de Lyndon B. Johnson pour Hubert Humphrey, ainsi que la prise de distance d'Al Gore par rapport à Bill Clinton auraient donc nuit à ces candidats. Codée 1 pour signifier la présence du président sortant, la variable d'*incumbency* de Lewis-Beck et Tien prend une valeur de 0 en l'absence du président à moins que la relation entre ce dernier et le nouveau candidat de son parti ne soit conflictuelle (comme cela a été le cas en 1960, 1968 et 2000) – ce qui demande, on le notera, de réaliser une évaluation somme toute assez subjective. Enfin, comme son nom l'indique, le modèle de l'emploi tient compte de l'évolution du marché du travail en intégrant une seconde variable économique qui mesure la croissance (en pourcentage) du nombre d'emplois créés entre l'inauguration du président (en janvier) et le mois de juin de l'année électorale (présidentielle) subséquente (sur une période de trois ans et demi donc).

Ce modèle a été appliqué au scrutin de 2008, mais Lewis-Beck et Tien ont cependant cru bon d'ajuster leur résultat pour tenir compte d'un possible biais racial dû à la nomination de Barack Obama⁷² (Lewis-Beck et Tien 2008a). En outre, si le modèle a de nouveau été employé pour l'élection présidentielle de 2012, Lewis-Beck et Tien ont par ailleurs développé un second modèle n'utilisant qu'une seule variable considérée comme un *proxy* (ou *surrogate*)⁷³ du vote, à savoir le *National Business Index* (NBI) qui correspond à la différence

⁷² L'existence possible de ce biais pour les élections de 2008 et 2012 est également discutée dans Lewis-Beck, Tien et Nadeau 2010 ainsi que dans Tien, Nadeau et Lewis-Beck 2012.

⁷³ Lewis-Beck et Tien définissent un *proxy* comme étant « an observed indicator of the unobserved vote lagged back to $t - x$ » (Lewis-Beck et Tien 2014b, 510). On notera que le modèle de Brody et Sigelman (voir la note 24) peut, en ce sens, être considéré comme une formule de type *proxy*. Richard Nadeau, Michael Lewis-Beck et Éric Bélanger se sont servis du taux de satisfaction/insatisfaction envers le président sortant comme variable *proxy*

entre le pourcentage d'individus affirmant que les conditions entrepreneuriales se sont améliorées et le pourcentage des individus croyant au contraire que ces conditions se sont détériorées (selon le *Survey of Consumers* de l'Université du Michigan), et ce, avec six mois d'avance. Soulignons ici que les formules de type *proxy* ne cherchent pas à expliquer le comportement électoral à travers la prédiction, mais seulement à prédire le vote avec un haut degré de précision. Les auteurs ont également utilisé leur modèle *proxy* pour faire du *nowcasting*, ce qu'on peut traduire par « prévision immédiate ». Cette pratique consiste tout simplement à mettre à jour ses prédictions sur une base trimestrielle, mensuelle ou même quotidienne en estimant la part des voix du parti sortant si l'élection avait lieu *maintenant*. Par exemple, pour l'élection de 2012, Lewis-Beck et Tien ont calculé leurs prévisions mensuellement entre novembre 2011 et novembre 2012. Ainsi, pour novembre 2011, ils n'ont eu qu'à prendre leur formule de régression et à y insérer la valeur du NBI six mois avant (soit en avril); en janvier 2012 la valeur du NBI en mai 2011, en février 2012 la valeur de juin 2011, et ainsi de suite. Cette procédure permet d'ajouter une composante dynamique au modèle (Lewis-Beck et Tien 2012a; 2014b).

Entre 1984 et 2016, le modèle de Lewis-Beck et Rice/Tien a connu un nombre important de révisions. Lewis-Beck et Tien (2008b) ont d'ailleurs consacré un article aux raisons qui justifient l'ajout et le retrait de variables. Alors que certains auteurs sont plus froids à l'idée de revoir la structure de leurs modèles (voir Campbell 2014c, 302), Lewis-Beck et Tien se montrent pour leur part favorables aux modifications tant et aussi longtemps que

pour prédire le pourcentage des voix obtenues par les candidats de gauche au premier tour des présidentielles françaises sous la Cinquième République (Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger 2012). Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger exploitent également un *proxy* (qui correspond à un indice faisant la moyenne du taux d'approbation du gouvernement et du taux d'approbation du premier ministre) dans un modèle en deux étapes (*two-step model*) pour les élections générales britanniques (Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger 2009).

celles-ci sont guidées par un désir de raffinement théorique. Rares sont les auteurs qui n'ont pas retouché leurs modèles à travers les années. Pour Lewis-Beck et Tien, le modèle type d'économie-popularité représente le noyau dur des modèles prédictifs. Les ajouts faits à ce noyau reposent souvent sur des propositions théoriques plus faibles.

Brad Lockerbie 2000-2016

Marchant dans les traces de Lewis-Beck et Tien, Brad Lockerbie proposait en 2000 un modèle à la fois rétrospectif et prospectif. L'évolution du revenu disponible réel lors de l'année précédant le scrutin présidentiel devait capturer la première dimension alors qu'un item du *Survey of Consumer Attitudes and Behavior* demandant aux électeurs de se prononcer sur l'avenir de leurs finances permettait d'intégrer la seconde dimension⁷⁴ (Lockerbie 2000; 2001). Cette dernière mesure est toutefois problématique comme l'admet lui-même l'auteur, puisqu'elle n'implique aucune attribution de responsabilité : en effet, un électeur peut croire que sa situation financière évoluera dans une direction quelconque en raison de ses propres efforts ou de difficultés personnelles, de décisions prises par son employeur ou des politiques du gouvernement. Il n'est donc pas certain que le parti au pouvoir doive recevoir les louanges ou le blâme pour les anticipations des électeurs. Lockerbie s'appuyait en outre sur le concept de « coalition de minorités » de John Mueller (1973, 205) pour intégrer l'effet négatif associé à la pratique du pouvoir⁷⁵. Selon Mueller, au fur et à mesure que le temps avance, les décisions prises par le président aliènent un nombre toujours plus grand d'anciens supporters, tirant à la

⁷⁴ Pour 2000, Lockerbie s'est servi du pourcentage de répondants qui affirmaient que la situation allait s'améliorer. Par la suite, l'auteur a retenu le pourcentage d'individus soutenant l'inverse, à savoir que les choses empireraient.

⁷⁵ Alors que Mueller opérationnalisait ce concept comme le nombre d'années en fonction depuis la première inauguration (pour les premiers mandats) et depuis la réélection (pour les seconds mandats), Lockerbie emploie plutôt le logarithme du nombre d'années.

baisse sur le taux d'approbation du chef de l'exécutif. Comme l'indiquent D. Sunshine Hillygus et Todd Shields,

[v]oters supporting different policy interests might come together temporarily for electoral purposes [coalition of minorities], but their solidarity is severely tested when it comes to policy making. Once the pressure of governing becomes real, these loose electoral coalitions are likely to break, often leaving the governing party without substantial leverage to accomplish his goals (Hillygus et Shields 2008, 191).

En 2004, Lockerbie s'est débarrassé de la dimension rétrospective de son modèle, retrait motivé par un désir de parcimonie, mais également par les recherches passées de l'auteur qui démontraient la force des évaluations futures de l'électorat (même en tenant compte de l'identification partisane) sur le vote lors des élections présidentielles et législatives (Lockerbie 2004; voir aussi Lockerbie 1991; 1992)⁷⁶. La variable mesurant le coût du pouvoir a par ailleurs été transformée en indicateur dichotomique codé 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti, mais dès 2008 Lockerbie est revenu à sa mesure initiale, soit le logarithme du nombre d'années passées par un parti à la Maison-Blanche. Ces modifications sont répertoriées dans le tableau 2.12.

En plus de prédire le résultat des élections présidentielles, Lockerbie utilise un modèle similaire pour estimer le changement dans le nombre de sièges capturés par le parti sortant à la Chambre des représentants. La seule différence tient à l'ajout d'une troisième variable qui correspond en réalité à un terme d'interaction entre le nombre de sièges ouverts du parti

⁷⁶ Le *Survey of Consumer Attitudes and Behavior* comporte une question rétrospective (« We're interested in how people are getting along financially these days. Would you say that you (and your family living there) are better off or worse off than you were a year ago? ») et une question prospective (« Now looking ahead do you think that a year from now you (and your family living there) will be better off or worse off financially a year from now, or just about the same as now? »). Lockerbie décide de ne pas inclure les deux items dans son modèle étant donné leur forte corrélation. L'auteur justifie le choix de la question prospective en soutenant que les considérations futures ont en réalité plus de poids que les évaluations passées au niveau individuel (micro), ce qui devrait se refléter au niveau agrégé (Lockerbie 2008a; voir aussi Lockerbie 2008b au sujet du vote prospectif).

présidentiel et ses chances d’obtenir une pluralité en chambre : autrement dit, s’agit-il d’une bonne ou d’une mauvaise année pour la formation du président? S’il s’agit d’une bonne année, alors la variable correspond tout simplement au nombre de sièges ouverts. Dans le cas contraire, le nombre de sièges est multiplié par -1. Or, comment savoir lequel des partis démocrate ou républicain dispose de l’avantage au moment d’un scrutin? Comme nous l’avons mentionné plus haut, l’histoire électorale des États-Unis montre que l’opposition est généralement favorisée lors des élections de mi-mandat. Par conséquent, pour les scrutins de mi-parcours, la variable prend une valeur négative. En ce qui a trait aux années d’élections concomitantes (*on-year races*), Lockerbie se sert de la règle suivante : si un pourcentage disproportionné (60% ou plus) de la population envisage la victoire du parti sortant⁷⁷, alors celui-ci est considéré comme le favori (dans quel cas le nombre de sièges est utilisé); si la même proportion d’individus croient que la victoire ira plutôt à l’opposition, alors le nombre de siège est multiplié par -1; enfin, lorsqu’aucun des deux partis n’atteint le seuil des 60%, la variable prend une valeur nulle – dans cette situation, aucune formation n’a véritablement d’avantage sur l’autre (Lockerbie 2008a). Les formules présidentielle et législative de Lockerbie, estimées sur l’ensemble des scrutins depuis 1956, sont les suivantes (Lockerbie 2016) :

$$\text{Équation 2.24) } PV = 73,22 - 0,55NYWORSE - 8,33LOGTWH$$

où *PV* correspond à la part du vote bipartite récolté par le candidat du parti sortant; *NYWORSE* au pourcentage d’individus qui soutiennent lors du second trimestre de l’année électorale que leur situation financière risque de se dégrader dans l’avenir; et *LOGTWH* au logarithme du nombre d’années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche.

⁷⁷ Lockerbie se sert donc d’une mesure d’anticipation (*expectation*) et non d’intention.

Équation 2.25) $HSC = 12,55 - 1,68NYWORSE + 1,98LOGTWH + 0,31OPENINT$

où *HSC* correspond au nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants; *NYWORSE* au pourcentage d'individus qui soutiennent lors du second trimestre de l'année électorale que leur situation financière risque de se dégrader dans l'avenir; *LOGTWH* au logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche; et *OPENINT* à un terme d'interaction entre le nombre de sièges ouverts du parti présidentiel et ses chances d'obtenir une pluralité en chambre.

La prédiction de Lockerbie pour 2016 laissait entrevoir une mince possibilité de victoire pour la candidate démocrate qui aurait récolté 50,43% du vote bipartite (une erreur minime de moins de 0,7 point de pourcentage). Le modèle de l'auteur prévoyait en outre une absence de changement à la chambre basse du Congrès, prédiction somme toute assez près de la réalité, le Parti démocrate n'ayant réalisé qu'un gain de six sièges. Il faut dire que contrairement au modèle présidentiel qui explique tout de même 70% de la variance dans la distribution du vote bipartite, la formule législative se révèle beaucoup plus décevante avec un R^2 de seulement 0,39, sans compter que la variable de temps y est statistiquement non-significative et dans la direction opposée à celle attendue (Lockerbie 2016).

Tableau 2.12 : Évolution du modèle présidentiel de Lockerbie, 2000-2016

Élection	Économie (vote rétrospectif)	Économie (vote prospectif)	Temps
2000	Taux de croissance du revenu disponible réel lors de l'année précédente	Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> du 2 ^e trimestre de l'année électorale qui croient que leurs finances vont s'améliorer	Logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche
2004		Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> du 2 ^e trimestre de l'année électorale qui croient que leurs finances vont se détériorer	Variable dichotomique codée 0 pour un seul mandat et 1 pour deux mandats ou plus d'un même parti
2008		Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> du 2 ^e trimestre de l'année électorale qui croient que leurs finances vont se détériorer	Logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche
2012		Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> du 2 ^e trimestre de l'année électorale qui croient que leurs finances vont se détériorer	Logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche
2016		Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> du 2 ^e trimestre de l'année électorale qui croient que leurs finances vont se détériorer	Logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche

Sources : Lockerbie 2000; 2001; 2004; 2008a; 2012; 2016.

Conclusion

En définitive, on peut dire que la littérature sur la prévision électorale aux États-Unis tourne principalement autour de deux facteurs, à savoir l'évolution de l'économie et la popularité du président sortant. En d'autres termes, la formule d'économie-popularité constitue le noyau dur de la prévision électorale. En ce sens, les travaux actuels ne sont pas bien différents des premiers efforts consentis dans les années 1970 et 1980. Les mesures économiques retenues peuvent certes varier – quoique l'on remarque une nette préférence pour l'évolution du produit intérieur/national brut et la croissance du revenu disponible réel per capita –, mais celles-ci partagent généralement quatre caractéristiques : (1) il s'agit

d'indicateurs objectifs et non d'évaluations subjectives de la part des électeurs, (2) ces mesures sont basées sur la théorie rétrospective plutôt que prospective du vote économique, (3) elles concernent l'état de l'économie nationale plutôt que les finances personnelles des citoyens et (4) celles-ci sont plus souvent relatives (on observe la croissance ou la décroissance par rapport à une période antérieure) que « statiques ». Outre l'économie et la popularité, quelques auteurs intègrent également des mesures de longévité gouvernementale et d'*incumbency* afin de tenir compte de l'usure du pouvoir et des bénéfices qui accompagne la présence d'un président éligible à un second mandat. On remarquera par ailleurs que le décalage typique des modèles américains se situe dans la plupart des cas entre trois et six mois. Selon Richard Nadeau, Michael Lewis-Beck et Éric Bélanger (2009, 336), le décalage le plus commun serait maintenant de deux ou trois mois avant l'élection. La variable dépendante des modèles américains correspond dans la vaste majorité des cas à la part du vote bipartite ou *two-party vote share* récolté par le parti présidentiel ou son candidat. Adaptée à la réalité politique américaine où Démocrates et Républicains sont rarement inquiétés par la présence de tiers partis ou de candidats indépendants électoralement viables, une telle variable n'est fort probablement pas adéquate pour les systèmes multipartites.

De manière générale, que nous apprennent les formules prédictives au sujet des élections américaines, et plus particulièrement des courses à la présidence? Tout d'abord, selon William Mayer, l'impact négatif de l'usure du temps sur les chances de réélection d'un parti est l'un des principaux enseignements de la littérature prévisionnelle. Alors qu'après quatre ans d'une même administration, les citoyens sont prêts à se montrer cléments – à « donner du mou » (*cut some slack*) pour reprendre les termes de Mayer – et à accepter les justifications qui émanent de la Maison-Blanche en cas de progrès trop lents ou même de

reculs, lorsque deux mandats complets se sont écoulés, l'électorat auraient plutôt tendance à se montrer nettement moins conciliant. La large diffusion du concept de *time-for-change*, aujourd'hui accepté par de nombreux auteurs, est en bonne partie, sinon entièrement, redevable à la publication du premier modèle prédictif d'Abramowitz en 1988. Le caractère rétrospectif du vote est une autre leçon importante : comme nous l'avons mentionné au fil de ce chapitre, la plupart des modèles considèrent que les électeurs se préoccupent avant tout du bilan gouvernemental plutôt que de ce que leur réserve l'avenir : ce bilan ne concerne pas seulement l'état de l'économie nationale, mais bien toutes les facettes de la politique intérieure et étrangère (les tensions raciales, la corruption, l'immigration, la conduite de la guerre, la gestion du terrorisme, etc.) dont l'évaluation est habituellement mesurée à travers le taux d'approbation du président. En ne s'appuyant que sur des facteurs rétrospectifs, les différents modèles sont en général capables d'expliquer plus de 80% de la variance dans le vote et de produire des estimations relativement précises (Mayer 2014, 329-30).

Si l'utilisation des sondages d'intention de vote dans certains modèles ne nous apprend à peu près rien sur les motivations des électeurs, elle aura au moins permis de mieux cerner ce que Mayer appelle le « rythme » des campagnes présidentielles. Les travaux d'auteurs comme Campbell et Wink (1990) ou plus récemment Campbell (2016b) et Holbrook (2016) permettent de constater que les sondages deviennent des outils efficaces pour saisir l'orientation de l'électorat seulement autour de la fête du Travail, moment à partir duquel leur précision stagne. La tenue des conventions démocrate et républicaine au cours de l'été contribuerait fortement à établir la force des candidats (Mayer 2014, 330; voir aussi Campbell et Mann 1996, 27).

Sur la nature du vote économique, Mayer souligne deux éléments : nous avons déjà mentionné le premier de ces éléments, à savoir que c'est la direction de l'économie (t par rapport à $t - 1$) qui compte et non son niveau au temps t . Par exemple, l'impact sur le vote d'un taux de chômage de 10% ne sera pas le même s'il a chuté de deux points ou s'il a grimpé de deux points par rapport à l'année précédente. Le second élément concerne l'horizon temporel sur lequel l'état de l'économie est évalué : celui-ci ne dépasse généralement pas un an. En d'autres termes, les électeurs auraient la mémoire plutôt courte. Ce qui se passe en début de mandat n'a donc pas beaucoup d'importance. C'est l'évolution *récente* de l'économie qui retient l'attention (Mayer 2014, 330-31; pour un avis contraire, voir Campbell et Mann 1996, 28-29).

Le lecteur l'aura sans doute remarqué, l'effet de la campagne sur le comportement des électeurs a à peine été abordé dans la revue de la littérature des modèles américains que nous venons de réaliser. Pendant longtemps, sous l'influence des paradigmes de Columbia et du Michigan, l'influence de la campagne sur le vote a été jugée restreinte. Puisque les choix politiques des individus étaient interprétés comme étant le résultat de caractéristiques sociodémographiques, de prédispositions profondément enracinées et des évaluations rétrospectives du travail accompli par le gouvernement et les partis, on estimait que la marge de manœuvre des politiciens et de leur entourage était relativement mince pour persuader les électeurs de les appuyer. On jugeait également qu'en raison du rapport de force équilibré qui existe habituellement entre les formations politiques, en termes de compétence et de ressources, les efforts des principaux concurrents finissaient en bout de ligne par s'annuler. Par exemple, si le Parti A lance sur les ondes une dizaine de publicités négatives contre le Parti B et que le Parti B en fait autant contre le Parti A, l'effet net de cette stratégie devrait être

nul. De même, si deux candidats disposent chacun de longues années d'expérience au service de l'État (comme on peut si attendre s'ils briguent des fonctions importantes), alors aucun d'entre eux ne possède un avantage sur l'autre⁷⁸. Cette vision de la campagne a été remise en doute par de nombreux chercheurs, mais la littérature à ce sujet reste encore bien loin d'un consensus (Hillygus 2010, 326 à 333).

Dans le domaine de la prédiction électorale, l'hypothèse des « effets minimaux » (*minimal effects hypothesis*) est toujours prédominante quoique cela ne veuille pas dire que les prévisionnistes jugent les efforts de campagne insignifiants (voir Mayer 2014, 331). Abramowitz exprime probablement le mieux la vision la plus répandue chez les concepteurs de modèles prédictifs :

Despite the time, effort, and money devoted to campaigning, there is very little that the candidates can do during September and October to alter the eventual outcome of a presidential election. This does not mean that presidential campaigns have no effect on voters, however. Campaigns play an important role in activating voters' partisan and ideological predispositions, but these predispositions are largely determined before the campaign begins (Abramowitz 1996, 436; voir aussi Foucault et Nadeau 2012, 219).

En fait, on peut dire que la campagne fournit aux électeurs les renseignements nécessaires (entre autres choses sur le bilan de l'administration passée) pour loger un vote qui corresponde aux attentes des modèles. Au fur et à mesure que les électeurs acquièrent

⁷⁸ Sur ce point, l'élection présidentielle américaine de 2016 est intrigante. À plusieurs niveaux, le clan Clinton a mené une campagne mieux organisée et nettement mieux financée que celle de son principal concurrent (Martin 2016). On aurait pu s'attendre à ce qu'un tel déséquilibre soit un atout majeur pour le Parti démocrate. Or, comme s'en étonne John Sides, cela n'a pas du tout été le cas : « Trump was the less popular of the two candidates, raised less money, aired fewer ads and had fewer field offices. Normally, political science would say that candidates and campaigns don't have a large effect on the outcomes of presidential elections. But part of the reason is that the candidates and campaigns are roughly equivalent in talent, resources and so on. This creates a "tug of war" dynamic [...] with no chronic net advantage for either candidate. The campaigns are actually mattering, but mainly canceling out each other's effects. This election seemed to suggest a durable advantage for Clinton – one that some observers thought would lead her to outperform, not underperform, the polls. It was certainly an election where I thought that candidates and campaigns might matter. Clearly that was not true, or at least not in the most obvious way. This surprised me » (Sides 2016).

l'information propagée par les partis et les médias, leur comportement deviendrait plus prévisible, se conformant ainsi aux soubassements théoriques des équations prévisionnelles. Au final, le succès d'une campagne dépendrait avant tout de conditions lui étant indépendantes comme l'état de l'économie, la popularité des leaders, la conduite d'une guerre et ainsi de suite (Holbrook 1996, 516-17; voir aussi Hillygus 2010, 329). Après tout, les formations politiques et les candidats font en bonne partie campagne sur des conditions préexistantes et doivent traîner avec eux un bilan qui peut autant constituer un boulet qu'un tremplin.

Éric Bélanger et Stuart Soroka se sont demandé si l'exclusion de la campagne dans les modèles prédictifs traditionnels (que ceux-ci qualifient de « modèles historiques » ou *historical models*) pouvait expliquer les erreurs associées à ces modèles. Autrement dit, la campagne est-elle à l'origine de l'écart qui existe entre les prévisions et les résultats électoraux? Pour répondre à cette question, les deux auteurs ont récolté plus de 63 000 articles de journaux couvrant 17 scrutins nationaux dans trois pays différents, à savoir les États-Unis (1984-2008), le Canada (1993-2008) et le Royaume-Uni (1997-2010). À l'aide de ces articles et d'un logiciel d'analyse de contenu, Bélanger et Soroka ont ensuite déterminé un indice mesurant l'avantage du parti ou du candidat sortant par rapport à son (ou ses) concurrent(s) en termes de tonalité de la couverture médiatique nette (*net media tone*) sur toute la durée de la campagne. Les erreurs de prédiction de trois modèles d'économie-popularité comparables en termes de structure et de soubassements théoriques (soit Abramowitz 2008 pour les États-Unis, Bélanger et Godbout 2010 pour le Canada ainsi que Bélanger, Lewis-Beck et Nadeau 2005 pour le Royaume-Uni) ont ensuite été régressées sur cet indice (et diverses spécifications de cet indice). Les auteurs n'ont toutefois trouvé aucun lien apparent entre la tonalité des médias et les erreurs des formules prévisionnelles, ce qui laisse croire que la prise en compte

de la campagne n'a pas grand-chose à apporter aux modèles. Or, comme le mentionnent Bélanger et Soroka, considérant la petite taille de l'échantillon utilisée (17 élections), cette conclusion ne doit certainement pas être tenue pour définitive (Bélanger et Soroka 2012, 704 à 708).

D'autres tests ont montré qu'il semblait y avoir une relation entre l'indice de tonalité et les variables indépendantes des modèles (l'économie, la popularité et le temps passé au pouvoir), ce qui pourrait indiquer un effet indirect de la campagne sur le vote : « [o]ne possibility is that campaigns influence the election outcome indirectly – that rather than add (or subtract) from the impact of long-term political and macroeconomic variables, campaigns capture or engage the impact of those variables » (Bélanger et Soroka 2012, 708). En d'autres termes, il est possible que la campagne (ici représentée par le ton des principaux organes de presse au sujet des partis et des leaders) ne soit que le reflet des conditions politiques et économiques préexistantes qui sont déjà intégrées dans les fonctions de vote, une théorie mise de l'avant par plusieurs prévisionnistes (Bélanger et Soroka 2012, 708 à 712).

Par ailleurs, l'utilisation de données de campagne a nécessairement pour effet de réduire le décalage entre la prévision et le vote. En outre, on ne peut pas inclure l'incidence d'événements inattendus et soudains dans un modèle prévisionnel. Et, bien que certains événements de campagne soient planifiés ou attendus (tels le débat des chefs et la publication des plateformes électorales), les données qui leur sont associées (et que le chercheur doit parfois prendre le temps d'analyser ou de transformer) arrivent souvent trop tard pour qu'on puisse en faire quoique ce soit. À titre d'exemple, la variable utilisée par Bélanger et Soroka est complètement inutilisable dans un modèle prédictif dans la mesure où les données nécessaires à la construction de leur indice exigent d'attendre la fin de la campagne – ce dont

ceux-ci sont d'ailleurs parfaitement conscients (Bélanger et Soroka 2012, 703). Enfin, comme le note Lockerbie, il est difficile de juger la qualité d'une campagne avant même que celle-ci ne soit terminée (Lockerbie 2001, 308-9). On pourrait bien sûr répondre qu'il n'est pas évident non plus de déterminer la manière dont vont agir les électeurs avant même que la campagne ne soit commencée!

CHAPITRE 3 : LES MODÈLES CANADIENS

Si la création de fonctions de vote et de popularité n'est pas chose nouvelle au Canada (voir par exemple Carmichael 1990; Happy 1986; 1989; 1992; Monroe et Erickson 1986), peu de modèles prévisionnels ont été développés pour les élections canadiennes. À notre connaissance, Richard Nadeau et André Blais sont les premiers politologues à avoir élaboré, au début des années 1990, un modèle prédictif pour le Canada. Le modèle de ces deux auteurs cherche à expliquer et à prédire la performance du Parti libéral lors des scrutins fédéraux depuis 1953 (Nadeau et Blais 1993, 777). Il fallut toutefois attendre le début du nouveau millénaire pour qu'une formule prédictive vouée au parti sortant voit le jour au Canada avec la publication d'un article dans *Le Devoir* par Éric Bélanger et Jean-François Godbout (2000). Comme le mentionnent ces derniers,

[l]a prédiction des résultats électoraux est une pratique beaucoup moins répandue au Canada qu'aux États-Unis. Les quelques analystes canadiens s'adonnant à cet exercice tentent surtout de prévoir la répartition des sièges aux parlements provinciaux et fédéral. Ces prédictions ont parfois la capacité d'identifier, quelques semaines avant une élection, le parti politique qui formera le gouvernement. Cependant, prévoir la répartition du vote populaire peut s'avérer instructif dans la mesure où celui-ci constitue un indicateur de l'humeur véritable de l'électorat à l'égard du gouvernement sortant, ce que la répartition des sièges permet moins bien d'établir en raison des nombreuses distorsions du vote dues à notre mode de scrutin majoritaire à un tour (Bélanger et Godbout 2000, A7; voir aussi Hibbing et Alford 1982, 510).

Bien que l'on trouve aujourd'hui de nombreux instruments prévisionnels (des agrégateurs) sur la toile exploitant des données de sondages (ThreeHundredEight, Canadian Election Watch, CVM Election Model, Election Almanac, LISPOP, Predictionator, Too Close too Call, etc.) dans le but d'estimer le résultat des élections fédérales/provinciales en termes de sièges et/ou de vote populaire (voir Eady et van der Linden 2015, 112), en ce qui a trait à la création de formules politico-économiques, la situation actuelle n'est pas bien différente de

celle décrite par Bélanger et Godbout il y a de cela plus de 15 ans. Au Canada, la prédiction électorale par le biais de modèles structurels se trouve toujours dans un état de sous-développement profond par rapport aux États-Unis, à la France et au Royaume-Uni. Dans ce chapitre, nous examinons tour à tour les modèles proposés par Nadeau et Blais (1993; 1995) ainsi que par Bélanger et Godbout (2000; 2004; 2006; 2010).

3.1 Un modèle pour le Parti libéral du Canada

Richard Nadeau et André Blais 1993-1995

Si Nadeau et Blais n'expliquent pas pourquoi les scores du Parti libéral sont utilisés à titre de variable dépendante dans leurs modèles plutôt que ceux du parti sortant comme cela est généralement le cas dans les fonctions de vote, la domination électorale des Libéraux au cours du 20^e siècle (voir Carty 2015) en fait une variable tout à fait pertinente.

La première formule proposée par Nadeau et Blais (1993) comprend un facteur économique ainsi qu'un facteur politique. Le facteur économique repose sur l'idée du vote rétrospectif voulant que les électeurs récompensent le gouvernement en période de croissance et s'en détournent lorsque l'économie nationale connaît des moments difficiles. Si aux États-Unis, les élections ont lieu à date fixe à tous les quatre ans (ou deux ans pour le Congrès), les choses ne fonctionnent pas exactement de la même manière au Canada. Le parti ministériel, tout particulièrement en période de gouvernement minoritaire, peut être défait à tout moment sur une question de confiance, ce qui entraîne généralement, par convention constitutionnelle, la dissolution de l'assemblée législative et le déclenchement d'élections (Canada, Parlement du Canada 2015a). Les gouvernements formés par John Diefenbaker en 1957 puis 1962 ainsi que le gouvernement de 1979 de Joe Clark ont ainsi duré moins d'un an. Selon Nadeau et

Blais, pour qu'un électeur puisse juger de manière convenable la performance de ses dirigeants, il faut que le gouvernement reste en place sur une période suffisamment longue, sans quoi l'attribution de responsabilité n'a pas vraiment de sens. Pour contrer ce problème, les auteurs estiment une première formule dans laquelle les élections qui sont déclenchées à la suite de mandats gouvernementaux d'une durée *inférieure* à 30 mois (deux ans et demi) – un mandat considéré comme « normal » – sont tout bonnement mises de côté : c'est le cas des scrutins de 1958, 1963, 1974 et 1980. Les élections de 1963 et 1974 partagent cependant une caractéristique importante : si les gouvernements qui ont précédé ces élections (soit 1962 et 1972) ont survécu moins de 30 mois, les Cabinets antérieurs (1958 et 1968) étaient formés par le même parti avec le même premier ministre en tête (les Progressistes-Conservateurs de John Diefenbaker puis les Libéraux de Pierre Elliott Trudeau). Il y avait donc une continuité dans l'exercice du pouvoir à laquelle les électeurs pouvaient s'accrocher pour juger le travail du parti ministériel. Nadeau et Blais ré-estiment donc leur régression en ajoutant les scrutins de 1963 et 1974. Les campagnes de 1958 et 1980 sont des cas un peu plus problématiques dans la mesure où le parti sortant (les Progressistes-Conservateurs dans les deux cas) avait pris le relai d'une formation politique différente (les Libéraux). Il n'est pas certain qu'un électeur puisse évaluer la performance économique d'un parti et d'un leader qui viennent tout juste d'être initiés à l'exercice du pouvoir. Afin d'estimer l'effet potentiel de ces deux observations, Nadeau et Blais proposent une troisième régression incluant 1958 et 1980 dans le calcul (Nadeau et Blais 1993, 778).

Trois variables économiques sont testées, à savoir le revenu disponible réel, l'inflation et le chômage. Comme l'indiquent les auteurs, « [r]eal disposable income best reflects the economic well-being of the average voter while inflation and unemployment are the two

standard economic indicators that are "highlighted by the media and salient to the voter" » (Nadeau et Blais 1993, 779). Ces trois mesures économiques sont construites en termes relatifs, en ce sens que c'est le *changement* dans la situation de l'économie par rapport à un état antérieur qui est jugé pertinent et non la situation immédiate telle qu'elle se présente avant la tenue du vote. Concrètement, la mesure élaborée correspond à la moyenne de la différence, sur les 10 trimestres précédant l'élection, entre le taux de chômage (ou d'inflation ou de croissance du revenu) dans un trimestre donné et le taux moyen de chômage (ou d'inflation ou de croissance du revenu) dans les cinq années précédentes. On remarquera que cette opérationnalisation des indicateurs économiques assume que l'électeur a la mémoire relativement longue puisque la performance économique du gouvernement se trouve à être jugée sur une période de deux ans et demi (Nadeau et Blais 1993, 779-80).

La variable non-économique de Nadeau et Blais concerne l'origine provinciale des leaders. Il semble en effet que la présence d'un chef québécois sur la scène politique fédérale constitue un avantage majeur pour un parti, ne serait-ce qu'en raison de l'attrait que cela exerce chez les électeurs du Québec qui seraient motivés à soutenir « l'un des leurs ». Au moment où Nadeau et Blais rédigeaient leur article, le poste de premier ministre avait été occupé par un Québécois pendant 35 des 47 années ayant suivi la fin de la Seconde Guerre mondiale. Les valeurs de cette variable se situent entre -1 et +1. Est attribuée une valeur de :

- +1 si le chef du Parti libéral est originaire du Québec et qu'aucun autre leader ne vient de cette province;
- +0,5 si le chef du Parti libéral est originaire du Québec et que le chef d'un tiers parti (*minor party*) – on veut ici parler du Ralliement créditiste/Crédit social entre 1962 et 1980 – est également originaire de cette province;
- 0 si aucun leader ne vient du Québec;

- -0,5 si le chef du Parti libéral n'est pas originaire du Québec, mais que tel est le cas pour le leader d'un tiers parti;
- -1 si le chef du Parti libéral n'est pas originaire du Québec, mais que tel est le cas pour le leader d'un parti majeur (*major party*)⁷⁹ (Nadeau et Blais 1993, 780-81).

Des trois variables économiques mises de l'avant par Nadeau et Blais, seule l'évolution du taux de chômage est statistiquement significative (autant lorsque les trois mesures sont intégrées simultanément dans le modèle que lorsque chacun des indicateurs est intégré individuellement en combinaison avec la variable relative à l'origine des leaders). Au final, deux formules de régression sont retenues par les auteurs, l'une exploitant l'ensemble des élections qui ont eu lieu entre 1953 et 1988, l'autre faisant fi des scrutins de 1958 et 1980 pour les raisons que nous avons évoqué plus haut⁸⁰ :

⁷⁹ Les indicateurs économiques ainsi que l'indicateur non-économique sont multipliés par -1 lorsque les Libéraux sont dans l'opposition et par +1 lorsqu'ils forment le gouvernement.

⁸⁰ Plutôt que de retranscrire les formules fournies par Nadeau et Blais, nous avons décidé de les ré-estimer en apportant une correction à la variable dépendante (le pourcentage des voix du Parti libéral) dont les valeurs présentaient des écarts tout de même importants pour les scrutins de 1953, 1957, 1972 et 1974 avec les résultats affichés par le Parlement du Canada (Canada, Parlement du Canada 2015b). Les valeurs utilisées par Nadeau et Blais proviennent de l'ouvrage *Pendulum of Power* de James Murray Beck (1968) dont d'autres travaux font d'ailleurs usage (par exemple Clarkson 2005, 12; Linteau, Durocher, Robert et Ricard 1991, 272; Tanguay 1999, 224-25). Nous avons préféré retenir les résultats fournis par le Parlement dont on peut confirmer l'exactitude en se référant au tableau Y75-198 des *Statistiques historiques du Canada* (voir Roy 2014). Les chiffres que nous présentons ici diffèrent donc légèrement de ceux que l'on retrouve dans l'article de Nadeau et Blais. De manière générale, cette modification n'altère pas les conclusions des deux auteurs.

Équation 3.1) $LIBVOTE = 40,216^{***} - 1,884^{**}UNEMP + 6,138^{***}LEADER$

$R^2 = 0,76$; Adj. $R^2 = 0,71$; SEE = 3,185;

DW = 1,56; N = 13 (1953-1988)

Équation 3.2) $LIBVOTE = 40,665^{***} - 2,113^{***}UNEMP + 5,795^{***}LEADER$

$R^2 = 0,87$; Adj. $R^2 = 0,83$; SEE = 2,478;

DW = 2,17; N = 11 (1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980)

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

où *LIBVOTE* correspond au pourcentage des votes obtenus par le Parti libéral du Canada; *UNEMP* à la moyenne de la différence, sur les 10 trimestres précédant l'élection, entre le taux de chômage dans un trimestre donné et le taux moyen de chômage dans les cinq années précédentes; *LEADER* à l'origine provinciale du chef du Parti libéral par rapport aux autres chefs de partis codée -1, -0.5, 0, +0.5 ou +1 dépendamment de la situation; R^2 au coefficient de détermination multiple; Adj. R^2 au coefficient de détermination multiple ajusté au nombre de degrés de liberté; SEE à l'erreur standard d'estimation; DW au test statistique Durbin-Watson pour l'autocorrélation d'ordre 1 des aléas; et N au nombre d'observations.

Que la régression soit estimée avec la totalité des observations ou en excluant les scrutins de 1958 et 1980, une hausse d'un point de pourcentage dans le taux de chômage relatif entraîne, toutes choses étant égales par ailleurs, une diminution d'à peu près deux points dans le vote en faveur du Parti libéral. En outre, la présence d'un chef québécois semble effectivement constituer un atout considérable : lorsque les Libéraux ont un Québécois à leur tête et qu'aucune autre formation politique n'est dirigée par un individu originaire de cette province, ceux-ci peuvent s'attendre à un gain substantiel d'environ six points. On remarquera que la part de la variance expliquée est plus élevée (0,83 par rapport à 0,71) et l'erreur

standard d'estimation moindre (2,48 par rapport à 3,19) lorsque les élections de 1958 et 1980 sont exclues (Nadeau et Blais 1993, 782-83).

Les prévisions intra-échantillon et hors-échantillon de l'équation 3.1 (voir le tableau 3.1 et le tableau 3.2) affichent une précision enviable : l'erreur moyenne absolue ainsi que la racine de l'erreur quadratique moyenne se situent entre 2,20 et 3,40 points de pourcentage. Il en va de même pour l'équation 3.2 (voir le tableau 3.3 et le tableau 3.4) dont la MAE et la RMSE (intra- et hors-échantillon) se situent entre 1,66 et 2,95 points de pourcentage. Étant inférieur à 1, le U_2 de Theil nous indique dans chaque cas que le modèle surpasse en précision les estimations qui ne seraient réalisées qu'avec la seule connaissance des scores antérieurs. On remarquera que l'indice de Theil est un peu plus près de 0 lorsque les scrutins de 1958 et 1980 ne sont pas pris en compte, ce qui témoigne également du bien-fondé du retrait de ces observations. Le tableau 3.5 présente les coefficients et les principaux paramètres statistiques lorsque les observations sont exclues une à la fois. Le tableau 3.6 est similaire, mais les calculs n'incluent pas les élections de 1958 et 1980.

Tableau 3.1 : Prédictions intra-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	46,17	50,00	-3,83
1957	45,04	42,30	2,74
1958	40,03	33,60	6,43
1962	39,97	37,40	2,57
1963	37,90	41,70	-3,80
1965	38,84	40,20	-1,36
1968	45,36	45,50	-0,14
1972	40,46	38,50	1,96
1974	42,15	43,20	-1,05
1979	40,27	40,10	0,17
1980	41,40	44,30	-2,90
1984	28,43	28,00	0,43
1988	30,69	31,90	-1,21
MAE	—	—	2,20
RMSE	—	—	2,79
U_2 de Theil	—	—	0,41

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau 3.2 : Prédictions hors-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	45,07	50,00	-4,93
1957	45,85	42,30	3,55
1958	40,64	33,60	7,04
1962	41,53	37,40	4,13
1963	37,03	41,70	-4,67
1965	38,39	40,20	-1,81
1968	45,32	45,50	-0,18
1972	40,85	38,50	2,35
1974	42,03	43,20	-1,17
1979	40,31	40,10	0,21
1980	40,99	44,30	-3,31
1984	28,91	28,00	0,91
1988	30,09	31,90	-1,81
MAE	—	—	2,78
RMSE	—	—	3,40
U_2 de Theil	—	—	0,50

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau 3.3 : Prédictions intra-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	46,25	50,00	-3,75
1957	44,98	42,30	2,68
1962	40,94	37,40	3,54
1963	38,61	41,70	-3,09
1965	39,67	40,20	-0,53
1968	45,89	45,50	0,39
1972	40,39	38,50	1,89
1974	42,29	43,20	-0,91
1979	40,18	40,10	0,08
1984	28,53	28,00	0,53
1988	31,07	31,90	-0,83
MAE	–	–	1,66
RMSE	–	–	2,11
U_2 de Theil	–	–	0,30

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau 3.4 : Prédictions hors-échantillon du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	44,99	50,00	-5,01
1957	45,93	42,30	3,63
1962	43,11	37,40	5,71
1963	37,85	41,70	-3,85
1965	39,48	40,20	-0,72
1968	46,01	45,50	0,51
1972	40,85	38,50	2,35
1974	42,16	43,20	-1,04
1979	40,20	40,10	0,10
1984	29,15	28,00	1,15
1988	30,64	31,90	-1,26
MAE	–	–	2,30
RMSE	–	–	2,95
U_2 de Theil	–	–	0,43

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau 3.5 : Stabilité des paramètres du modèle de Nadeau et Blais (1993) lorsque des observations sont exclues, 1953-1988

Élection exclue	Constante	Chômage	Origine	SEE	Adj. R^2
Aucune	40,216***	-1,884**	6,138***	3,185	0,714
1953	39,870***	-1,834**	5,380***	3,028	0,677
1957	40,409***	-1,812**	6,707***	3,193	0,732
1958	40,841***	-2,032***	6,014***	2,499	0,822
1962	40,779***	-2,316**	5,651***	3,181	0,735
1963	39,697***	-1,642**	6,646***	3,049	0,758
1965	39,991***	-1,744*	6,345***	3,316	0,716
1968	40,195***	-1,870**	6,128***	3,357	0,682
1972	40,317***	-1,754**	6,334***	3,280	0,721
1974	40,138***	-1,895**	6,052***	3,337	0,703
1979	40,224***	-1,871**	6,156***	3,357	0,709
1980	40,030***	-1,983**	5,880***	3,194	0,722
1984	40,245***	-1,780*	5,995***	3,351	0,553
1988	40,102***	-1,981**	6,446***	3,321	0,662

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau 3.6 : Stabilité des paramètres du modèle de Nadeau et Blais (1993) lorsque des observations sont exclues, 1953-1988 à l'exception de 1958 et 1980

Élection exclue	Constante	Chômage	Origine	SEE	Adj. R^2
Aucune	40,665***	-2,113***	5,795***	2,478	0,833
1953	40,230***	-2,078***	4,970***	2,082	0,847
1957	40,923***	-2,025***	6,423***	2,372	0,860
1962	41,527***	-2,746***	5,081***	2,033	0,897
1963	40,193***	-1,906***	6,218***	2,306	0,868
1965	40,567***	-2,055**	5,879***	2,639	0,829
1968	40,729***	-2,152**	5,825***	2,644	0,811
1972	40,800***	-1,975**	6,018***	2,526	0,843
1974	40,580***	-2,126***	5,709***	2,623	0,826
1979	40,670***	-2,107**	5,805***	2,649	0,828
1984	40,712***	-1,980**	5,621***	2,632	0,705
1988	40,574***	-2,180***	6,006***	2,623	0,792

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

En raison du faible nombre de cas, le test de la prévision avant-coup ne nous semble guère judicieux. Nadeau et Blais le font tout de même en estimant les résultats pour les élections de 1974, 1979, 1984 et 1988 (1980 est ignoré) à l'aide d'une équation de régression uniquement basée sur les scrutins antérieurs à 1974, à l'exception de 1958 (Nadeau et Blais 1993, 785-86). Cette manière de procéder est quelque peu hétérodoxe, puisque les données de 1974 ne sont pas utilisées dans la prédiction pour 1979, les données de 1974 et 1979 pour celle de 1984 et les données de 1974, 1979 et 1984 pour celle de 1988 (autrement dit, la même formule est appliquée aux quatre scrutins)⁸¹. Nous avons donc ré-effectué les prévisions avant-coup pour les mêmes quatre scrutins en utilisant cette fois-ci l'ensemble des données antérieures à l'élection prédite. Comme le montre le tableau 3.7, l'erreur de prédiction est

⁸¹ Les prévisions de type *one-step-ahead* ne sont bien sûr pas le seul test de précision légitime, mais il ne nous semble pas judicieux d'effectuer des prévisions *multi-step-ahead* avec si peu de cas.

minime, celle-ci étant en-deçà d'un point de pourcentage que l'on prenne la MAE ou la RMSE comme indicateur. La valeur du U_2 de Theil confirme encore une fois que le modèle de Nadeau et Blais vaut davantage qu'une formule « naïve », et ce, même lorsque les prévisions sont réalisées seulement à l'aide des données disponibles avant chaque élection. Le tableau 3.8 présente les coefficients et les principaux paramètres statistiques des régressions utilisées pour le test avant-coup.

Tableau 3.7 : Prédications avant-coup du modèle de Nadeau et Blais (1993), 1974-1988 (excluant 1980)

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1974	42,05	43,20	-1,15
1979	40,12	40,10	0,02
1984	28,13	28,00	0,13
1988	30,64	31,90	-1,26
MAE	–	–	0,64
RMSE	–	–	0,85
U_2 de Theil	–	–	0,13

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau 3.8 : Stabilité des paramètres du modèle de Nadeau et Blais (1993) sur différentes tailles d'échantillon (excluant 1958 et 1980)

Période	Constante	Chômage	Origine	SEE	Adj. R^2
1953-1988	40,665***	-2,113***	5,795***	2,478	0,833
1953-1984	40,574***	-2,180***	6,006***	2,621	0,792
1953-1979	40,585***	-2,161	5,974**	2,830	0,457
1953-1974	40,588***	-2,157	5,971**	3,101	0,407
1953-1972	40,423***	-2,279	5,995*	3,428	0,374

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Il est intéressant en outre de noter que Nadeau et Blais ont expérimenté quatre mesures alternatives de chômage pour voir de quelle manière cela affecterait leur modèle. Deux de ces mesures étaient relatives, en ce sens qu'elles concernaient l'évolution du taux sur un certain laps de temps (il s'agissait de la différence entre le taux de chômage de l'année précédant l'élection et celui de l'année précédant la dernière élection puis de la différence entre le taux enregistré lors du mandat gouvernemental le plus récent et le taux du mandat antérieur). Les deux autres mesures correspondaient à des lectures fixes, soit le taux de chômage au cours de l'année précédant le scrutin et le taux enregistré lors du mandat gouvernemental qui a précédé le vote. Nadeau et Blais constatent que seules les mesures relatives produisent des résultats statistiquement significatifs. En outre, de toutes ces mesures, c'est celle qu'emploient les deux auteurs qui produit les résultats les plus satisfaisants (Nadeau et Blais 1993, 784-85).

Puisque la formation des gouvernements au Canada dépend du nombre de sièges que remporte chaque parti et non du nombre de voix, Nadeau et Blais présentent également deux régressions qui correspondent en tous points à l'équation 3.1 et à l'équation 3.2, à l'exception que la variable dépendante n'est plus le pourcentage du vote populaire recueilli par le Parti libéral mais plutôt le pourcentage des sièges récoltés à la Chambre des communes. La variance expliquée par ces modèles est moindre, ce qui traduit le fait qu'un certain nombre de facteurs n'étant pas pris en compte affectent la taille de la députation des partis au Parlement, notamment la concentration géographique des appuis. L'effet du chômage et de l'origine du leader sur le vote est renforcé, un résultat prévisible si l'on tient compte de la prime au gagnant en termes de sièges qui accompagne généralement le mode de scrutin uninominal pluralitaire à un tour. *Ceteris paribus*, une augmentation d'un point de pourcentage du taux de chômage relatif diminuerait de cinq ou six points le pourcentage des sièges récoltés par les

Libéraux alors que la présence d'un leader québécois permettrait au parti d'aller chercher environ 10 ou 11 points supplémentaires (Nadeau et Blais 1993, 786-87).

Pour 1993, le modèle de Nadeau et Blais (équation 3.2) accordait aux Libéraux de Jean Chrétien un score de 45,5%, soit un écart légèrement supérieur à quatre points par rapport au résultat réel⁸². Si cette erreur est tolérable, elle reste décevante. Sans contredit, le Parti libéral a bénéficié de la croissance du taux de chômage (rappelons que les Libéraux étaient alors dans l'opposition), mais l'impact du « facteur Québec » est moins évident : certes, Chrétien (le « p'tit gars de Shawinigan ») remporte l'élection et retrouve en face de lui sur les bancs de l'opposition un autre Québécois, Lucien Bouchard, mais c'est le chef bloquiste qui a recueilli le gros des suffrages et des sièges dans la Belle Province. L'inclusion des données de 1993 dans le modèle ne change pas fondamentalement les conclusions des auteurs : les Libéraux peuvent toujours espérer un gain d'environ six points de pourcentage si leur chef est originaire du Québec (et que cela n'est pas le cas pour les autres partis). La plus grande popularité de Jean Charest par rapport à Kim Campbell au sein de l'électorat lors de la course au leadership du Parti progressiste-conservateur en 1993 est un autre indice, de l'avis des auteurs, que la présence d'un chef québécois constitue réellement un atout sur le plan électoral. Ceci étant dit, l'avantage que procure la présence d'un homme politique québécois n'est pas automatique comme le montre la performance modeste du Parti libéral en 1993 au Québec – le cas de Stéphane Dion en 2008 est un autre exemple probant (Bélanger et Nadeau 2009, 150). Une mesure plus globale de l'évaluation des chefs pourrait donc contribuer à l'amélioration du

⁸² Nadeau et Blais (1995, 217, note 3) considèrent le Bloc québécois comme un parti majeur et non mineur. La variable d'origine provinciale des chefs prend ainsi une valeur de 0 dans la mesure où le chef du Bloc québécois (Lucien Bouchard) et le chef du Parti libéral (Jean Chrétien) étaient tous deux originaires du Québec en 1993. Cette possibilité n'était pas évoquée dans le premier article de Nadeau et Blais (1993). Si les auteurs avaient considéré le Bloc comme un tiers parti, ils auraient alors attribué une valeur de +0,5 à la variable d'origine, ce qui aurait mené à une prédiction de 48,4% pour les Libéraux.

modèle (Nadeau et Blais 1995, 214). Dans un nouvel article, Nadeau et Blais ont donc choisi de remplacer leur variable initiale concernant l'origine des leaders par le pourcentage des individus affirmant que le chef du Parti libéral ferait le meilleur premier ministre. Cet indicateur est tiré de sondages (Gallup et Angus Reid) conduits entre 1958 et 1993, à l'exception de 1965⁸³, année au cours de laquelle l'Institut canadien d'opinion publique (ICOP) – filiale canadienne de Gallup – n'a pas mesuré cet item⁸⁴. La nouvelle formule de Nadeau et Blais (qui emploie toujours la même variable économique) explique environ 88% de la variance dans le vote libéral, une augmentation par rapport au modèle original qui traduirait la nature plus englobante de la variable d'évaluation des leaders. Si cette dernière peut refléter en partie l'origine provinciale des chefs, elle comprend très certainement d'autres critères tels que la compétence, les qualités, les défauts et la personnalité des candidats. La formule modifiée est la suivante⁸⁵ (Nadeau et Blais 1995, 214) :

Équation 3.3) $LIBVOTE = 26,13^{***} - 0,87^{**}UNEMP + 0,38^{***}LEADEREV$

Adj. $R^2 = 0,88$

N = 11 (1953-1993 à l'exception de 1965)

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

⁸³ Les élections de 1958 et 1980 sont incluses.

⁸⁴ La question a toujours été posée avant que l'élection n'ait lieu, sauf en 1984. Le retrait de ce scrutin de la régression laisse toutefois les paramètres du modèle pratiquement intacts.

⁸⁵ Contrairement aux formules précédentes, nous n'avons pas ré-estimé la régression, à la fois parce que les valeurs de la variable dépendante (qui ont été arrondies à l'unité près) correspondent à celles du Parlement, mais aussi parce qu'il nous a été impossible de retrouver toutes les données de sondages nécessaires pour refaire les calculs. Le coefficient de détermination multiple (non-ajusté), l'erreur standard de l'estimation et la valeur du test de Durbin-Watson ne sont pas rapportés par les auteurs.

où *LIBVOTE* correspond au pourcentage des votes obtenus par le Parti libéral du Canada; *UNEMP* à la moyenne de la différence, sur les 10 trimestres précédant l'élection, entre le taux de chômage dans un trimestre donné et le taux moyen de chômage dans les cinq années précédentes; *LEADEREV* au pourcentage des individus affirmant que le chef du Parti libéral ferait le meilleur premier ministre; $Adj. R^2$ au coefficient de détermination multiple ajusté au nombre de degrés de liberté; et N au nombre d'observations.

L'erreur des prévisions intra- et hors-échantillon obtenues grâce à ce modèle est minime, celle-ci se situant entre un et deux points de pourcentage que l'on prenne la MAE ou la RMSE comme indicateur (Nadeau et Blais 1995, 215-16). En somme, la révision de la variable non-économique du modèle semble capturer de façon plus adéquate le jugement que portent les électeurs sur les chefs des partis fédéraux.

3.2 Un modèle pour le parti sortant

Éric Bélanger et Jean-François Godbout 2000-2010

Le premier modèle politico-économique voué à la prédiction des résultats du *parti sortant* lors des élections fédérales canadiennes est de conception assez récente. On doit cette formule à Éric Bélanger et Jean-François Godbout. Le modèle de ces deux auteurs, initialement publié sous la forme d'articles de presse dans *Le Devoir* puis le *Toronto Star* pour les élections de 2000, 2004 et 2006 (Bélanger et Godbout 2000; 2004; 2006), utilise trois variables campées dans la théorie du vote rétrospectif et la notion de volonté de changement (*time-for-change*) qui sont, comme nous avons pu le constater, au cœur de nombreuses formules prévisionnelles. Parmi toute la gamme des mesures économiques, Bélanger et Godbout ont retenu le taux de chômage national pour le deuxième trimestre précédant l'élection (soit la moyenne pour les quatrième, cinquième et sixième mois avant la tenue du scrutin). Si on en croit les auteurs, « all the most recent aggregate-level studies of economic

voting in Canadian federal elections have shown [unemployment] to be the single most effective economic predictor of the vote in the country outperforming any other macroeconomic variable » (Bélanger et Godbout 2010, 692). L'absence de mesures de chômage mensuelles avant le début des années 1950 force Bélanger et Godbout à prendre le scrutin de 1953 comme point de départ de leur modèle.

Cette variable économique est complétée par deux variables de nature politique, à savoir le taux de satisfaction envers le gouvernement en place ainsi que le logarithme naturel du nombre de mois passés au pouvoir par le parti sortant au moment de l'élection. Le taux de satisfaction n'étant disponible que pour une poignée de scrutins, les auteurs se rabattent sur une mesure approximative, soit les intentions de vote en faveur de la formation ministérielle trois mois avant l'élection. Le facteur de longévité exprime simplement la tendance qu'a l'électorat à vouloir remplacer ses gouvernants après plusieurs années d'une même administration. Autrement dit, l'exercice du pouvoir aurait un coût que le gouvernement doit éventuellement payer (Bélanger et Godbout 2010, 693).

Notons déjà que l'emploi des intentions de vote en remplacement du taux de satisfaction envers le gouvernement nous semble inapproprié. Si l'on prend l'exemple du Royaume-Uni, État pour lequel on dispose de données d'intention de vote et de satisfaction gouvernementale pour les élections de 1950 à aujourd'hui⁸⁶, on remarque que l'écart entre les intentions de vote pour le parti ministériel lors du troisième mois précédant le scrutin et le taux de satisfaction des électeurs enregistré au même moment est dans la plupart des cas substantiel (en moyenne près de six points de différence). Le tableau 3.9 présente ces écarts.

⁸⁶ De 1950 à 1997, les données (tant les intentions de vote que les taux de satisfaction) proviennent de la firme Gallup. À partir de 2001, les données sont celles recueillies par Ipsos MORI (lorsque plus d'un sondage ont été conduits lors du mois pertinent, nous avons pris la moyenne des différents sondages pour ce mois).

Tableau 3.9 : Comparaison des intentions de vote pour le parti ministériel et du taux de satisfaction envers le gouvernement au Royaume-Uni trois mois avant l'élection, 1950-2017

Élection	Parti ministériel	Intentions de vote	Taux de satisfaction	Différence
1950	Travailliste	40	39	1,0
1951	Travailliste	39	31	8,0
1955	Conservateur	46	53	-7,0
1959	Conservateur	45	53	-8,0
1964	Conservateur	40	43	-3,0
1966	Travailliste	48	55	-7,0
1970	Travailliste	41	35	6,0
Février 1974	Conservateur	36	31	5,0
Octobre 1974	Travailliste	38	32	6,0
1979	Travailliste	33	23	10,0
1983	Conservateur	39	41	-2,0
1987	Conservateur	37,5	35	2,5
1992	Conservateur	39	30,2	8,8
1997	Conservateur	32,8	25,5	7,3
2001	Travailliste	31,5	40	-8,5
2005	Travailliste	39	31	8,0
2010	Travailliste	32	26	6,0
2015	Conservateur	34	34	0,0
2017	Conservateur	43	38	5,0
DMA*	–	–	–	5,7

* Différence moyenne absolue.

Sources : Butler et Butler 2011, 299 à 312; Ipsos MORI 2017a; 2017b; 2017c.

Contrairement aux modèles que nous avons présentés précédemment, nous allons ici accorder davantage d'attention aux paramètres statistiques et aux capacités prédictives des formules proposées par Bélanger et Godbout dans la mesure où il s'agira à la fois du modèle de référence et de la base de comparaison pour notre propre équation prévisionnelle. Afin d'assurer la plus grande comparabilité possible, nous avons procédé à la mise à jour du modèle en intégrant les données de 2011 et 2015⁸⁷, ce qui donne la formule suivante :

⁸⁷ Une correction a été apportée à la variable dépendante (le pourcentage des voix du parti sortant) dont les valeurs présentaient des écarts importants pour les scrutins de 1953 et 1957 avec les résultats affichés par le Parlement du Canada (Canada, Parlement du Canada 2015b). Par ailleurs, nous sommes redevables à Ruth Dassonneville, professeure adjointe au département de science politique de l'Université de Montréal, pour nous avoir fourni les valeurs nécessaires afin de compléter le modèle.

Équation 3.4) $V = 42,582^{***} - 2,222^{***}U + 0,474^{***}P - 2,104^*M$

$R^2 = 0,70$; Adj. $R^2 = 0,65$; SEE = 4,72;

DW = 2,34; N = 21 (1953-2015)

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

où V correspond au pourcentage des votes obtenus par le parti ministériel; U au taux de chômage pour le deuxième trimestre précédant l'élection; P au pourcentage des intentions de vote en faveur du parti ministériel (censé représenter le taux de satisfaction envers le gouvernement) trois mois avant l'élection; M au logarithme naturel du nombre de mois passés au pouvoir; R^2 au coefficient de détermination multiple; Adj. R^2 au coefficient de détermination multiple ajusté au nombre de degrés de liberté; SEE à l'erreur standard d'estimation; DW au test statistique Durbin-Watson pour l'autocorrélation d'ordre 1 des aléas; et N au nombre d'observations.

Toutes les variables sont statistiquement significatives – le chômage et la popularité au seuil de 0,01 et le logarithme du nombre de mois au seuil de 0,1 (test bilatéral). La combinaison de ces trois facteurs explique environ 65% de la variance dans le vote en faveur du gouvernement sortant, ce qui est relativement modeste par rapport à plusieurs des modèles américains (mais aussi des modèles français et britanniques). La valeur de la statistique de Durbin-Watson indique l'absence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1. Sans entrer dans les détails, la présence d'autocorrélation ne signifierait pas que les estimateurs sont biaisés, mais aurait pour effet de réduire l'efficacité du modèle comme outil prédictif (Wang et Jain 2003, 74).

L'erreur moyenne absolue des prévisions intra-échantillon est égale à 3,38 points de pourcentage alors que la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne s'élève à 4,25 points de pourcentage (voir le tableau 3.10). En comparaison, la MAE et la RMSE des prévisions hors-échantillon sont respectivement de 4,27 points et 5,37 points de pourcentage (voir le

tableau 3.11). Alors que dans certains cas le modèle performe particulièrement bien, dans d'autres, l'écart entre les prévisions et les résultats est substantiel, ce qui contribue à faire gonfler la valeur de nos deux indicateurs de précision. Par exemple, dans cinq des prévisions hors-échantillon (soit 1958, 1965, 1979, 1988 et 1993), l'erreur absolue dépasse les huit points de pourcentage. Comme l'indiquent Bélanger et Godbout, il se peut que la campagne, les enjeux de l'heure et un certain nombre d'éléments idiosyncratiques aient rendu le modèle moins pertinent pour ces scrutins. Selon les auteurs, le débat sur le libre-échange en 1988 et la piètre performance de Kim Campbell en 1993 pourraient expliquer les ratés du modèle pour ces deux élections (Bélanger et Godbout 2010, 694).

Les erreurs hors-échantillon nous permettent de produire un autre indicateur de précision, à savoir la statistique PRESS (*predicted residual error sum of squares*). Cette statistique correspond tout simplement à la somme des carrés des erreurs hors-échantillon. Plus sa valeur est petite, plus le modèle est réputé avoir de bonnes capacités prédictives⁸⁸. La statistique PRESS nous permet également de calculer le R^2 -prévu (*predicted R^2*) qui indique la capacité d'un modèle à prédire de nouvelles observations (autrement dit, la proportion de la variance expliquée parmi les observations futures). On l'obtient en divisant la statistique PRESS par la somme des carrés totale (SS_T) puis en soustrayant de 1 le résultat de cette opération, soit $1 - (PRESS/SS_T)$ (Montgomery, Jennings et Kulahci 2016, 142; Stevens 2009, 98). La valeur de la PRESS pour l'équation 3.4 est de 605,38 (et la somme des carrés de 1277,983), ce qui nous donne un R^2 -prévu de 0,53. Ces mesures nous seront utiles à des fins comparatives lorsque nous établirons notre propre modèle.

⁸⁸ Comme l'indiquent John Mentzer et Mark Moon, « [t]here is no rule of thumb for the appropriate value of the PRESS statistic when evaluating only one model. The most valid way to apply this statistic is to compare PRESS statistics for more than one model, choosing the model with the smallest PRESS statistic » (Mentzer et Moon 2005, 134).

Tableau 3.10 : Prédications intra-échantillon du modèle de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	47,57	50,00	-2,43
1957	44,94	42,30	2,64
1958	48,10	53,70	-5,60
1962	38,43	37,30	1,13
1963	36,18	32,90	3,28
1965	47,80	40,20	7,60
1968	47,79	45,50	2,29
1972	38,73	38,50	0,23
1974	39,19	43,20	-4,01
1979	32,93	40,10	-7,17
1980	34,76	32,50	2,26
1984	28,88	28,00	0,88
1988	34,52	43,00	-8,48
1993	23,76	16,00	7,76
1997	37,99	38,50	-0,51
2000	44,67	40,80	3,87
2004	33,94	36,70	-2,76
2006	33,34	30,20	3,14
2008	37,85	37,70	0,15
2011	34,99	39,60	-4,61
2015	32,16	31,90	0,26
MAE	–	–	3,38
RMSE	–	–	4,25
U_2 de Theil	–	–	0,30

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 3.11 : Prédiction hors-échantillon du modèle de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	46,58	50,00	-3,42
1957	46,14	42,30	3,84
1958	44,44	53,70	-9,26
1962	38,51	37,30	1,21
1963	36,60	32,90	3,70
1965	49,42	40,20	9,22
1968	48,25	45,50	2,75
1972	38,75	38,50	0,25
1974	38,75	43,20	-4,45
1979	32,00	40,10	-8,10
1980	36,44	32,50	3,94
1984	29,43	28,00	1,43
1988	33,81	43,00	-9,19
1993	27,20	16,00	11,20
1997	37,77	38,50	-0,73
2000	45,87	40,80	5,07
2004	33,70	36,70	-3,00
2006	33,80	30,20	3,60
2008	37,87	37,70	0,17
2011	34,68	39,60	-4,92
2015	32,21	31,90	0,31
MAE	–	–	4,27
RMSE	–	–	5,37
U_2 de Theil	–	–	0,37

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Le test de la prévision hors-échantillon nous permet en outre d'évaluer la stabilité du modèle (voir le tableau 3.12). Comme un faible nombre d'élections sont mobilisées, il se pourrait qu'une ou deux observations extrêmes influencent à la hausse ou la baisse les coefficients et créent l'illusion de relations fortes ou modestes (Holbrook 1996, 512-13). Les scrutins de 1958 et 1993 semblent tout particulièrement problématiques. En 1958, le gouvernement progressiste-conservateur de John Diefenbaker a été reporté au pouvoir grâce à un appui substantiel des électeurs qui lui accordèrent près de 54% des voix. Or, cette victoire

impressionnante survint après seulement 10 mois de gouverne conservatrice alors que la popularité du parti ministériel était passablement élevée (50%). Cette observation unique a donc pour effet d'amplifier la relation entre le vote et la longévité gouvernementale ainsi que la popularité du parti au pouvoir. En retirant 1958 du modèle, la valeur du coefficient associé au logarithme du nombre de mois est réduite de plus de moitié (celle-ci passe en effet de -2,104 à -0,906). L'impact est nettement moins dramatique en ce qui a trait à la satisfaction, mais on observe tout de même une diminution de près de 0,1 point de la valeur du coefficient concerné. En 1993, le taux de chômage était à son maximum pour la période couverte avec près de 12% de sans-emplois. Associé au résultat catastrophique des Progressistes-Conservateurs qui n'ont obtenu que 16% des suffrages, le poids de l'économie se trouve donc à être magnifié : alors que sur l'ensemble de la période couverte, une augmentation d'un point dans le taux de chômage observé lors du deuxième trimestre avant le vote correspond à une perte d'environ 2,22 points de pourcentage pour le parti sortant, en retirant 1993 de l'équation, la sanction n'est plus que de 1,70 point de pourcentage. L'exclusion simultanée des scrutins de 1958 et 1993 change considérablement l'aspect du modèle : la variance expliquée n'est plus que de 50%, l'effet de la longévité se trouve divisé par quatre alors que l'impact du chômage et celui de la satisfaction sont réduits à peu près du quart. Cela ne veut pas dire bien sûr que les variables de chômage, de satisfaction et de temps passé au pouvoir n'ont pas d'impact réel sur le vote, mais seulement que quelques observations peuvent nous inciter à sous-estimer ou à surestimer l'importance de certains facteurs explicatifs.

Tableau 3.12 : Stabilité des paramètres du modèle de Bélanger et Godbout (2010) lorsque des observations sont exclues, 1953-2015

Élection exclue	Constante	Chômage	Satisfaction	Temps	SEE	Adj. R^2
Aucune	42,582***	-2,222***	0,474***	-2,104*	4,720	0,651
1953	42,781***	-2,087***	0,465***	-2,314*	4,812	0,610
1957	41,982***	-2,237***	0,484***	-1,854	4,806	0,651
1958	40,586***	-2,210***	0,384**	-0,906	4,520	0,619
1962	42,877***	-2,230***	0,471***	-2,116*	4,856	0,649
1963	44,044***	-2,262***	0,447***	-2,083*	4,786	0,652
1965	45,358***	-2,448***	0,506***	-2,596**	4,392	0,712
1968	42,480***	-2,276***	0,494***	-2,151*	4,825	0,637
1972	42,575***	-2,223***	0,474***	-2,098*	4,865	0,648
1974	42,069***	-2,147***	0,488***	-2,280*	4,749	0,657
1979	44,516***	-2,320***	0,480***	-2,545**	4,477	0,701
1980	46,165***	-2,209***	0,436**	-2,544*	4,808	0,648
1984	41,430***	-2,154***	0,484***	-2,025	4,857	0,618
1988	40,879***	-2,312***	0,500***	-1,917*	4,335	0,715
1993	40,068***	-1,695***	0,438***	-1,873*	4,271	0,549
1997	42,876***	-2,245***	0,466***	-2,069	4,863	0,648
2000	40,174***	-2,194***	0,539***	-2,154*	4,737	0,664
2004	42,593***	-2,236***	0,483***	-2,206*	4,812	0,655
2006	43,141***	-2,235***	0,449***	-1,935	4,792	0,641
2008	42,671***	-2,223***	0,473***	-2,112*	4,865	0,648
2011	41,971***	-2,260***	0,485***	-2,062*	4,717	0,668
2015	42,674***	-2,223***	0,471***	-2,093	4,865	0,637

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Les prédictions avant-coup (voir le tableau 3.13) affichent sans surprise des erreurs plus élevées : la MAE est de 5,37 points de pourcentage alors que la RMSE est supérieure à sept points. Chaque résultat a été estimé à partir des scrutins antérieurs, et ce, pour toutes les élections depuis 1965, soit jusqu'à la limite de l'épuisement des degrés de liberté. Cela signifie que la prévision pour 1965 ne repose que sur quatre observations (1953-1963), celle de 1968 sur cinq observations (1953-1965), et ainsi de suite. Si faire des prévisions avec 21 cas est déjà

relativement périlleux, asseoir un modèle sur quatre ou cinq élections est un exercice futile d'un point de vue prédictif. Il s'agit en fait surtout d'observer comment le modèle réagit au fur et à mesure que la taille de l'échantillon est réduite (voir le tableau 3.14). On notera par exemple que dans les prévisions fondées sur les scrutins fédéraux antérieurs à 1984, le taux de chômage n'est plus statistiquement significatif et prend parfois une valeur positive (ce qui indique de façon tout à fait contre-intuitive que la hausse du chômage favorise le gouvernement). Peut-être serait-il plus judicieux de ne remonter que jusqu'en 1984 et d'abandonner les tentatives de prédiction pour les scrutins précédents : or, la MAE et la RMSE sont en fait encore plus élevées, dans la mesure où trois des quatre pires estimations (soit 1984, 1988 et 1993) se retrouvent précisément dans la période de 1984 à 2015. On constate aussi que la variable de temps n'atteint jamais les seuils de signification statistique conventionnels de 0,05 et 0,1.

Tableau 3.13 : Prédications avant-coup du modèle de Bélanger et Godbout (2010), 1965-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1965	54,56	40,20	14,36
1968	50,29	45,50	4,79
1972	41,01	38,50	2,51
1974	36,99	43,20	-6,21
1979	39,19	40,10	-0,91
1980	29,53	32,50	-2,97
1984	45,37	28,00	17,37
1988	34,59	43,00	-8,41
1993	27,59	16,00	11,59
1997	38,68	38,50	0,18
2000	45,69	40,80	4,89
2004	33,72	36,70	-2,98
2006	33,59	30,20	3,39
2008	37,48	37,70	-0,22
2011	34,68	39,60	-4,92
2015	32,21	31,90	0,31
MAE	–	–	5,37
RMSE	–	–	7,33
U_2 de Theil	–	–	0,43

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 3.14 : Stabilité des paramètres du modèle de Bélanger et Godbout (2010) sur différentes tailles d'échantillon

Période	Constante	Chômage	Satisfaction	Temps	SEE	Adj. R^2
1953-2015	42,582***	-2,222***	0,474***	-2,104*	4,720	0,651
1953-2011	42,674***	-2,223***	0,471***	-2,093	4,865	0,637
1953-2008	41,948***	-2,260***	0,486***	-2,065	4,872	0,655
1953-2006	41,836***	-2,259***	0,487***	-2,057	5,043	0,650
1953-2004	42,729***	-2,273***	0,456**	-1,891	5,162	0,635
1953-2000	42,405***	-2,285***	0,474**	-2,017	5,312	0,636
1953-1997	39,690***	-2,253***	0,547**	-2,096	5,400	0,648
1953-1993	39,575***	-2,247***	0,550*	-2,107	5,664	0,640
1953-1988	37,128***	-1,620**	0,500	-1,826	5,130	0,473
1953-1984	35,247***	-1,829**	0,552**	-1,733	4,708	0,588
1953-1980	12,975	-0,104	0,795***	-0,974	3,953	0,633
1953-1979	7,439	-0,024	0,875**	-0,620	4,214	0,526
1953-1974	9,827	-0,195	0,854*	-0,773	4,162	0,487
1953-1972	8,965	-0,351	0,922*	-1,245	4,358	0,599
1953-1968	0,128	0,322	0,993	-0,595	4,940	0,531
1953-1965	-12,704	0,943	1,178	-0,013	5,377	0,527
1953-1963	77,152	-5,189	0,463	-6,603	1,765	0,958

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Bélanger et Godbout tentent ensuite d'améliorer leur modèle en y apportant certaines modifications. Tout d'abord, les auteurs se penchent sur le cas de l'élection de 1993 qui peut être considérée comme atypique à bien des égards, entre autres choses, en raison de l'effondrement quasi-total des Progressistes-Conservateurs, qui ont vu leur contingent parlementaire fondre de 169⁸⁹ à seulement deux députés, du confinement du Parti libéral à l'Ontario et aux provinces de l'Atlantique et de l'apparition soudaine et affirmée de deux partis régionalistes à la Chambre des communes – le Bloc québécois et le Parti réformiste (Bissonnette 1993, A8; Carty, Cross et Young 2000, 33-34; Clarke et Kornberg 1996; Koop et

⁸⁹ Cent cinquante-quatre au moment de la dissolution (Marsh 1999, 465).

Bittner 2013, 311; Nadeau, Guérin et Martin 1995, 124; Srebrnik 1997, 5). L'inclusion d'une variable dichotomique visant à contrôler cette élection de même que son retrait du modèle nuisent toutefois plus qu'autre chose. Traiter les gouvernements minoritaires comme des cas aberrants n'est pas d'un grand secours non plus. Suivant Nadeau et Blais (1993, 778), Bélanger et Godbout retirent de leur équation les scrutins de 1958 et 1980 puisque les gouvernements ayant précédé ces deux élections ont survécu moins d'un an, une période probablement trop courte pour que les électeurs puissent en évaluer la performance (Bélanger et Godbout 2010, 695). Or, ces retraits font chuter la valeur du coefficient de détermination multiple ajusté qui passe de 0,65 à 0,61 (selon nos propres calculs).

Enfin, les auteurs empruntent à Nadeau et Blais la variable concernant l'origine provinciale des leaders. Son opérationnalisation correspond *grosso modo* au codage employé par Nadeau et Blais (1993, 780-81), la principale différence étant que le premier ministre sortant remplace ici le chef libéral comme « individu de référence » (Bélanger et Godbout 2010, 695-96)⁹⁰. En intégrant ce nouveau facteur dans la formule initiale, on obtient la régression suivante :

Équation 3.5) $V = 47,336^{***} - 1,776^{***}U + 0,338^{**}P - 2,604^{**}M + 4,194^{**}L$

$$R^2 = 0,77; \text{Adj. } R^2 = 0,72; \text{SEE} = 4,26;$$

$$\text{DW} = 2,25; \text{N} = 21 \text{ (1953-2015)}$$

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

⁹⁰ Le Bloc québécois est considéré comme un parti mineur (et non majeur comme dans l'article de 1995 de Nadeau et Blais).

où V correspond au pourcentage des votes obtenus par le parti ministériel; U au taux de chômage pour le deuxième trimestre précédant l'élection; P au pourcentage des intentions de vote en faveur du parti ministériel (censé représenter le taux de satisfaction envers le gouvernement) trois mois avant l'élection; M au logarithme naturel du nombre de mois passés au pouvoir; L à l'origine provinciale du premier ministre par rapport aux autres chefs de partis codée -1, -0.5, 0, +0.5 ou +1 dépendamment de la situation; R^2 au coefficient de détermination multiple; $\text{Adj. } R^2$ au coefficient de détermination multiple ajusté au nombre de degrés de liberté; SEE à l'erreur standard d'estimation; DW au test statistique Durbin-Watson pour l'autocorrélation d'ordre 1 des aléas; et N au nombre d'observations.

À première vue, l'ajout de cette nouvelle variable semble améliorer le modèle, la valeur du coefficient de détermination multiple étant plus élevée et celle de l'erreur standard d'estimation plus basse. De même, l'erreur moyenne absolue, la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne ainsi que le U_2 de Theil sont moindres dans le cas des prévisions intra-échantillon (voir le tableau 3.15). Or, la MAE et le coefficient d'inégalité associés aux estimations hors-échantillon sont légèrement plus élevés et la RMSE à peine inférieure à celle du modèle de base (voir le tableau 3.16). Il n'est donc pas clair que la prise en compte de l'origine provinciale des leaders renforce véritablement les capacités prédictives du modèle. D'autre part, l'ajout d'une nouvelle variable rend la fonction de vote moins parcimonieuse, une propriété importante surtout lorsque le nombre de cas exploités est modeste. Le tableau 3.17 contient les coefficients de chaque régression utilisée pour faire les prévisions *out-of-sample* du modèle alternatif à quatre variables. Notons qu'à partir de maintenant, lorsque nous faisons référence au modèle de Bélanger et Godbout (sans autre précision), nous parlons de la formule à trois variables retenue par les auteurs et non de la formule alternative.

Tableau 3.15 : Prédictions intra-échantillon du modèle alternatif de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	48,65	50,00	-1,35
1957	46,36	42,30	4,06
1958	47,58	53,70	-6,12
1962	36,59	37,30	-0,71
1963	34,85	32,90	1,95
1965	44,40	40,20	4,20
1968	47,73	45,50	2,23
1972	40,26	38,50	1,76
1974	40,61	43,20	-2,59
1979	35,19	40,10	-4,91
1980	35,86	32,50	3,36
1984	25,10	28,00	-2,90
1988	39,94	43,00	-3,06
1993	24,39	16,00	8,39
1997	40,17	38,50	1,67
2000	44,71	40,80	3,91
2004	32,31	36,70	-4,39
2006	31,87	30,20	1,67
2008	36,87	37,70	-0,83
2011	33,80	39,60	-5,80
2015	31,26	31,90	-0,64
MAE	–	–	3,17
RMSE	–	–	3,72
U_2 de Theil	–	–	0,25

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 3.16 : Prédictions hors-échantillon du modèle alternatif de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	48,06	50,00	-1,94
1957	47,85	42,30	5,55
1958	43,53	53,70	-10,17
1962	36,51	37,30	-0,79
1963	35,15	32,90	2,25
1965	46,27	40,20	6,07
1968	48,46	45,50	2,96
1972	40,45	38,50	1,95
1974	40,25	43,20	-2,95
1979	34,15	40,10	-5,95
1980	38,49	32,50	5,99
1984	21,55	28,00	-6,45
1988	37,81	43,00	-5,19
1993	28,19	16,00	12,19
1997	41,07	38,50	2,57
2000	45,96	40,80	5,16
2004	31,77	36,70	-4,93
2006	32,18	30,20	1,98
2008	36,75	37,70	-0,95
2011	33,32	39,60	-6,28
2015	31,13	31,90	-0,77
MAE	–	–	4,43
RMSE	–	–	5,31
U_2 de Theil	–	–	0,36

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 3.17 : Stabilité des paramètres du modèle alternatif de Bélanger et Godbout (2010) lorsque des observations sont exclues, 1953-2015

Élection exclue	Constante	Chômage	Satisfaction	Temps	Leader	SEE	Adj. R ²
Aucune	47,336***	-1,776***	0,338**	-2,604**	4,194**	4,265	0,715
1953	47,336***	-1,710***	0,336**	-2,711**	4,095*	4,385	0,676
1957	46,812***	-1,903***	0,341**	-2,251*	4,574**	4,230	0,730
1958	45,430***	-1,736***	0,231	-1,317	4,448**	3,906	0,716
1962	47,221***	-1,763***	0,338**	-2,605**	4,264*	4,401	0,712
1963	48,066***	-1,816***	0,326**	-2,574**	4,051*	4,371	0,710
1965	48,046***	-2,030***	0,391**	-2,810**	3,209	4,207	0,736
1968	47,228***	-1,830***	0,357**	-2,649**	4,817**	4,359	0,704
1972	47,446***	-1,772***	0,334**	-2,573**	4,336**	4,379	0,715
1974	46,768***	-1,748***	0,354**	-2,697**	3,994*	4,346	0,713
1979	48,029***	-1,916***	0,363**	-2,851**	3,554*	4,178	0,740
1980	53,142***	-1,724***	0,270	-3,310**	4,508**	4,250	0,725
1984	53,796***	-1,956***	0,255	-3,098**	5,359**	4,261	0,706
1988	44,839***	-1,971***	0,397**	-2,337*	2,843	4,283	0,722
1993	45,016***	-1,164**	0,287**	-2,396**	4,560**	3,549	0,689
1997	46,590***	-1,664***	0,358**	-2,764**	4,460**	4,372	0,716
2000	44,912***	-1,747***	0,404**	-2,656**	4,206**	4,249	0,730
2004	47,792***	-1,759***	0,341**	-2,818**	4,580**	4,238	0,733
2006	47,485***	-1,798***	0,329**	-2,495**	4,056*	4,380	0,700
2008	46,904***	-1,764***	0,342**	-2,569**	4,239**	4,399	0,712
2011	46,960***	-1,787***	0,341**	-2,593**	4,554**	4,119	0,747
2015	47,150***	-1,770***	0,344**	-2,637**	4,228**	4,401	0,703

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b.

Comme le notent Bélanger et Godbout, ultimement, c'est la part des sièges qui nous indique lequel des partis sera en mesure de former le gouvernement. Le pourcentage du vote populaire recueilli est loin d'être un indicateur inutile puisque dans 39 des 42 élections fédérales qui ont eu lieu depuis 1867, la formation ayant obtenu la pluralité des voix a également obtenu la pluralité des sièges à la Chambre des communes. On peut toutefois établir

un *swing ratio* afin d'estimer le pourcentage des sièges à partir du pourcentage des voix. Cette régression prend la forme suivante⁹¹ :

$$\text{Équation 3.6) } S = -31,896^{***} + 2,003^{***}V$$

$$R^2 = 0,90; \text{ Adj. } R^2 = 0,89; \text{ SEE} = 5,53;$$

$$\text{DW} = 1,84; \text{ N} = 21 \text{ (1953-2015)}$$

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

où S correspond au pourcentage des sièges obtenus à la Chambre des communes par le parti ministériel; V au pourcentage des votes obtenus par le parti ministériel; R^2 au coefficient de détermination multiple; Adj. R^2 au coefficient de détermination multiple ajusté au nombre de degrés de liberté; SEE à l'erreur standard d'estimation; DW au test statistique Durbin-Watson pour l'autocorrélation d'ordre 1 des aléas; et N au nombre d'observations.

S'il n'existe pas de rapport parfaitement proportionnel entre voix et sièges sous le système uninominal pluralitaire à un tour, l'association entre les deux reste néanmoins très forte comme le montre le coefficient de détermination multiple ajusté de 0,89. Pour un point de pourcentage de plus dans les suffrages du parti sortant, ce dernier peut s'attendre à aller chercher deux points supplémentaires dans son pourcentage des sièges à l'assemblée législative. Une telle équation comporte toutefois un défaut majeur, à savoir que l'estimation de la part des sièges cumule deux sources d'erreurs : tout d'abord, celle de la prédiction du vote populaire et ensuite l'erreur de l'équation elle-même. En outre, comme le Canada n'est pas un système parfaitement bipartite (à tout le moins depuis 1921), plusieurs partis ont pu former le gouvernement sans détenir une majorité de députés à la Chambre des communes.

⁹¹ Soulignons que le modèle est élaboré à l'aide des scores électoraux *réels* du parti sortant et non à l'aide des scores prédits. Le résultat estimé ne sert qu'au moment de faire la prédiction.

« Consequently, knowledge of the number of seats won by the incumbent party does not necessarily reveal whether it will form the next government with any certainty » (Bélanger et Godbout 2010, 695). Cette estimation doit donc être considérée avec précaution.

Le tableau 3.18 et le tableau 3.19 présentent les prévisions intra- et hors-échantillon du ratio de transfert (le tableau 3.20 contient les coefficients de chaque régression employée pour le test *out-of-sample*). Si la formule de régression a été estimée à l'aide du vote réel reçu par le parti sortant à chaque élection, les prédictions ont pour leur part été réalisées en insérant la valeur *prédite* du vote dans l'équation (les prévisions hors-échantillon du modèle des sièges présentées par Bélanger et Godbout utilisent les score réels, ce qui n'a pas véritablement de sens d'un point de vue prévisionnel). Sans surprise, les erreurs qui accompagnent ces prédictions sont considérables – de 7,77 points à plus de 12 points de pourcentage selon la méthode de prédiction et l'indicateur considérés.

Notons que les données utilisées pour reproduire les formules de Nadeau et Blais (1993) ainsi que de Bélanger et Godbout (2010) se trouvent dans l'annexe I.

Tableau 3.18 : Prédications intra-échantillon de la formule de conversion des votes en sièges de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	63,39	64,53	-1,14
1957	58,12	39,62	18,50
1958	64,46	78,49	-14,03
1962	45,07	43,77	1,30
1963	40,57	35,85	4,72
1965	63,85	49,43	14,42
1968	63,82	58,71	5,11
1972	45,68	41,29	4,39
1974	46,61	53,41	-6,80
1979	34,07	40,43	-6,36
1980	37,73	36,52	1,21
1984	25,95	14,18	11,77
1988	37,24	57,29	-20,05
1993	15,69	0,68	15,01
1997	44,19	51,50	-7,31
2000	57,57	57,14	0,43
2004	36,09	43,83	-7,74
2006	34,88	33,44	1,44
2008	43,92	46,43	-2,51
2011	38,19	53,90	-15,71
2015	32,53	29,29	3,24
MAE	–	–	7,77
RMSE	–	–	9,88
U_2 de Theil	–	–	0,15

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 3.19 : Prédications hors-échantillon de la formule de conversion des votes en sièges de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	61,96	64,53	-2,57
1957	61,58	39,62	21,96
1958	56,63	78,49	-21,86
1962	45,21	43,77	1,44
1963	41,31	35,85	5,46
1965	67,06	49,43	17,63
1968	64,80	58,71	6,09
1972	45,89	41,29	4,60
1974	44,78	53,41	-8,63
1979	32,52	40,43	-7,91
1980	40,89	36,52	4,37
1984	28,36	14,18	14,18
1988	35,71	57,29	-21,58
1993	22,37	0,68	21,69
1997	43,47	51,50	-8,03
2000	59,47	57,14	2,33
2004	35,46	43,83	-8,37
2006	35,42	33,44	1,98
2008	43,83	46,43	-2,60
2011	37,29	53,90	-16,61
2015	32,84	29,29	3,55
MAE	–	–	9,69
RMSE	–	–	12,15
U_2 de Theil	–	–	0,16

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 3.20 : Stabilité des paramètres de la formule de conversion des votes en sièges de Bélanger et Godbout (2010), 1953-2015

Élection exclue	Constante	Vote	SEE	Adj. R^2
Aucune	-31,896***	2,003***	5,534	0,893
1953	-33,263***	2,044***	5,604	0,887
1957	-33,016***	2,050***	4,689	0,927
1958	-30,339***	1,957***	5,634	0,865
1962	-31,966***	2,004***	5,681	0,893
1963	-32,294***	2,011***	5,667	0,892
1965	-31,882***	2,002***	5,682	0,892
1968	-31,998***	2,006***	5,684	0,888
1972	-31,758***	2,004***	5,606	0,895
1974	-32,036***	2,008***	5,677	0,891
1979	-32,015***	2,017***	5,346	0,905
1980	-32,655***	2,018***	5,627	0,893
1984	-27,933***	1,913***	5,095	0,896
1988	-31,568***	1,990***	5,636	0,891
1993	-32,546***	2,019***	5,683	0,835
1997	-32,118***	2,001***	5,479	0,899
2000	-31,627***	1,986***	5,402	0,900
2004	-32,100***	2,005***	5,660	0,893
2006	-33,400***	2,036***	5,557	0,895
2008	-32,066***	2,004***	5,644	0,894
2011	-31,902***	1,995***	5,465	0,899
2015	-31,222***	1,989***	5,646	0,889

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Conclusion

Les modèles que nous venons d'examiner possèdent sans contredit plusieurs mérites. Tout d'abord, ceux-ci permettent d'établir l'importance du chômage comme principal indicateur économique de référence chez les Canadiens et les Canadiennes en période électorale. En outre, l'introduction par Nadeau et Blais d'une variable d'origine provinciale accordant une place particulière au Québec met à la disposition des prévisionnistes un

indicateur résolument canadien qui permet d'aller au-delà de la simple formule d'économie-popularité typique applicable à l'ensemble des États. Le propos de ces auteurs sur le problème de la trop grande proximité de certains scrutins est également pertinent : lorsqu'une élection a lieu peu de temps après l'arrivée d'un nouveau parti à la barre du gouvernement, il est peut-être plus judicieux de l'exclure du modèle. Il faut qu'un certain nombre de mois ou d'années s'écoulent pour qu'un électeur puisse se prononcer en toute connaissance de cause sur la performance de son gouvernement et l'effet de ses politiques.

Certains éléments demandent néanmoins à être revus. Alors que les formules mises de l'avant par Nadeau et Blais concernent le Parti libéral et non le parti sortant, l'équation créée par Bélanger et Godbout explique une part trop congrue de la variance dans le vote récolté par la formation gouvernementale et produit des estimations souvent éloignées des scores réels. Par ailleurs, la mesure de popularité retenue par Bélanger et Godbout nous semble inadéquate : on ne peut pas considérer les intentions de vote comme une mesure équivalente au taux d'approbation du gouvernement en poste. Cette mesure rend en outre la précision du modèle en partie dépendante de la qualité des sondages et n'amène rien de bien concret sur le plan explicatif.

Dans les chapitres qui suivent, nous proposons un nouveau modèle pour les scrutins fédéraux canadiens qui ont pris place depuis 1953. Le chapitre 4 expose en détails les raisons qui justifient le choix de nos variables alors que le chapitre 5 présente l'opérationnalisation des indicateurs retenus. Les résultats sont rapportés dans le chapitre 6.

CHAPITRE 4 : CADRE THÉORIQUE DU MODÈLE ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

À la lumière des différents modèles discutés tout au long de ce travail (voir l'annexe II), nous préconisons l'usage de quatre variables afin de prédire le score du parti sortant lors des élections fédérales canadiennes, à savoir un indicateur macroéconomique, l'origine provinciale et l'expérience politique du premier ministre ainsi qu'un facteur temporel exprimant l'usure du pouvoir (nous verrons plus loin que la prise en compte de ce facteur nous mène à la proposition d'une cinquième variable concernant la substitution du premier ministre). Chacune de ces variables est considérée plus en détails d'un point de vue théorique dans les sections qui suivent. Une hypothèse est également établie pour chacune d'entre elles.

Comme nous avons pu le constater, l'inclusion d'une variable économique est pratiquement un incontournable dans la construction des modèles prédictifs et compte généralement pour beaucoup dans la qualité des formules. En ce qui concerne l'usure du pouvoir, depuis qu'Abramowitz a introduit la notion de *time-for-change* à la fin des années 1980, de nombreux auteurs ont intégré un facteur temporel afin de tenir compte de la fatigue de l'électorat et de la diminution progressive du capital de sympathie des gouvernants. Si l'on se fie au modèle mis de l'avant par Bélanger et Godbout (2010), les gouvernements au Canada ne seraient pas immunisés contre l'érosion du temps.

L'expérience politique et l'origine des candidats sont pour leur part des facteurs nettement moins exploités. Pour ce qui est de l'origine, nous nous inspirons entièrement de Nadeau et Blais (1993) qui ont montré l'influence notable que pouvait avoir la présence d'un

chef québécois sur la scène politique fédérale⁹². L'expérience politique objective d'un candidat n'a été testée, à notre connaissance, que par Lewis-Beck et Rice (1984a, 14-15) pour les élections présidentielles américaines. Cette variable ayant été ignorée dans la littérature prévisionnelle (peut-être parce que les auteurs jugent que l'expérience et la compétence sont capturées dans les taux d'approbation et de satisfaction), il nous paraît juste de sortir des sentiers battus afin de voir quel pourrait en être l'impact dans un système parlementaire comme le Canada.

4.1 L'économie

La question du vote économique a été amplement abordée dans la discussion des différents modèles prédictifs qui ont vu le jour au cours des 40 dernières années. Les taux d'inflation et de chômage, de même que la croissance réelle du PNB ou du PIB et celle du revenu disponible brut des ménages, sont habituellement considérés comme les principaux indicateurs économiques qui risquent d'attirer l'attention de l'électorat⁹³ (Auberger 2004, 96; Dormagen et Mouchard 2010, 203; Lewis-Beck et Paldam 2000, 114 et 117; Lewis-Beck et Stegmaier 2013, 376). Si on en croit Peter Nannestad et Martin Paldam, le changement des conditions macroéconomiques expliquerait, en général, environ le tiers de la variance dans le pourcentage des voix obtenues par le gouvernement sortant (Nannestad et Paldam 1994, 237; voir aussi Lewis-Beck et Paldam 2000, 114). L'idée de base est toujours la même : le parti sortant peut s'attendre à être sanctionné en période de ralentissement économique ou de crises

⁹² Il semble que Rosenstone (1983) soit le seul autre prévisionniste à avoir employé la provenance géographique (soit l'État ou la région des candidats démocrates à la présidence et à la vice-présidence des États-Unis) comme variable explicative dans un modèle prédictif.

⁹³ Notons toutefois que l'inflation a tendance à être déconsidérée comme variable prédictive pertinente, dans la mesure où il s'agit d'un enjeu nettement moins prégnant que par le passé dans la plupart des démocraties occidentales.

et à être récompensé lorsque l'économie se porte bien. Cependant, certains éléments concernant la nature de ce vote et le processus d'attribution de responsabilité demandent à notre avis d'être explorés davantage.

On associe habituellement le concept de vote rétrospectif aux travaux de V. O. Key, lequel soutenait que les citoyens étaient bien davantage influencés dans leur décision par la performance du gouvernement en place que par les promesses et les plans d'avenir des partis et des candidats. Pour reprendre les mots de Key, « [v]oters may reject what they have known; or they may approve what they have known. They are not likely to be attracted in great numbers by promises of the novel or the unknown » (Key 1966, 61). Rares sont les élections dont le résultat exprime la volonté du peuple de mettre en branle une nouvelle politique ou un nouveau programme qui leur a été « vendu » par un parti⁹⁴ (Key 1961, 474). Pour Key, les électeurs punissent et récompensent ceux et celles qui les ont dirigé en fonction du travail qu'ils ont accompli (ou plus spécifiquement selon que leurs conditions de vie se sont améliorées ou détériorées)⁹⁵. Comme l'indique Morris Fiorina, il n'est pas nécessaire pour les électeurs de connaître les politiques et la législation adoptées par le gouvernement pour en ressentir les effets (et voter en conséquence) : si des usines et des entreprises ferment leurs portes par centaines, des infrastructures laissées à l'abandon, des services essentiels négligés, c'est que quelque chose ne va pas. Si la plupart de l'électorat juge le gouvernement responsable de ces problèmes, il lui fera savoir le jour du scrutin en lui retirant son appui (Fiorina 1981, 5-6). Tout cela revient à considérer l'acte électoral comme une forme de

⁹⁴ Dans cette perspective, on pourrait par exemple défendre l'idée que les Américains n'ont pas tellement voté pour la « nouvelle donne » promise par Roosevelt en 1932, mais plutôt *contre* un Parti républicain dépassé par les méfaits de la Grande Dépression (Mason 2012, 13).

⁹⁵ Cette idée n'était pas nouvelle. Le journaliste et polémiste Walter Lippmann écrivait en 1927 : « To support the Ins when things are going well; to support the Outs when they seem to be going badly, this, in spite of all that have been said about tweedledum and tweedledee, is the essence of popular government » (Lippmann 2011, 116).

plébiscite populaire où chacun peut se prononcer sur la prestation de ses dirigeants⁹⁶. Cette interprétation est compatible avec ce que Bernard Manin tient pour être l'un des principaux concepts qui caractérisent le gouvernement représentatif, à savoir le jugement public : « [l]e peuple est fait juge des politiques menées par les gouvernants, dans la mesure où c'est par son *appréciation rétrospective* des initiatives relativement autonomes des dirigeants qu'il contrôle la conduite des affaires publiques » (Manin 1996, 245 – italiques ajoutés). De la théorie traditionnelle du vote rétrospectif, on peut donc déduire que les électeurs sont davantage intéressés par les *résultats* de l'action politique que par les moyens retenus par les législateurs. Que la politique A ou la politique B soit choisie, cela a au final peu d'importance en autant que le résultat X soit atteint. On pourrait dire, en caricaturant, que la conception rétrospective du vote a quelque chose du *pollice verso* des amphithéâtres romains : la foule des électeurs n'a qu'à tourner le pouce pour décider du sort de ses dirigeants. En ce sens, le vote rétrospectif exige bien moins des électeurs que les théories prospectives du choix rationnel qui attendent du citoyen qu'il se renseigne sur les alternatives partisanes, en détermine les avantages et les inconvénients puis choisisse la plateforme qui promet d'être la plus efficace et la plus payante (Fiorina 1981, 8-9). Comme le mentionne Fiorina,

[t]he retrospective voter need not spend his life watching "Meet the Press" and reading the *New York Times*. He can look at the evening news and observe the coffins being unloaded from Air Force transports, the increasing price of a basket of groceries between this month and last, and the police arresting demonstrators of one stripe or another. What does it matter if this voter is

⁹⁶ En 1980, Ronald Reagan encourageait les électeurs américains à réfléchir de cette manière : « Next Tuesday is election day. Next Tuesday all of you will go to the polls; you'll stand there in the polling place and make a decision. I think when you make that decision, it might be well if you would ask yourself, are you better off than you were four years ago? Is it easier for you to go and buy things in the stores than it was four years ago? Is there more or less unemployment in the country than there was four years ago? Is America as respected throughout the world as it was? Do you feel that our security is as safe, that we're as strong as we were four years ago? And if you answer all of those questions yes, why then, I think your choice is very obvious as to who you'll vote for. If you don't agree, if you don't think that this course that we've been on for the last four years is what you would like to see us follow for the next four, then I could suggest another choice that you have » (Reagan dans Ronald Reagan Presidential Library and Museum S.d.).

not familiar with the nuance of current government policies or is not aware of the precise alternatives offered by the opposition (Fiorina 1981, 10-11)?

Enfin, il importe de noter que les électeurs, dans la perspective du vote rétrospectif, ne cherchent pas à savoir si leurs représentants politiques ont tenu leurs promesses, mais s'interrogent plutôt sur l'impact des mesures réellement mises en œuvre. Dans son ouvrage sur le gouvernement représentatif, Manin montre bien de quelle manière la structure du dispositif institutionnel en place dans de nombreux États encourage – ou, à tout le moins, devrait encourager – l'usage du vote rétrospectif. Malgré ce que pourrait laisser croire la formule lincolnienne du « gouvernement du peuple *par* le peuple, pour le peuple », le régime représentatif n'accorde pas à la volonté populaire le pouvoir plein et entier de gouverner. Le système représentatif assure en fait une part d'autonomie relativement grande aux gouvernants. Les représentants peuvent faire des promesses ou se montrer sensibles aux demandes de l'électorat, mais, en dernière instance, ceux-ci *ne peuvent pas* être considérés comme des intermédiaires liés juridiquement aux instructions que leur donne l'homme de la rue : ce dernier n'a aucune assurance que les partis tiendront parole. À défaut de posséder une influence substantielle sur le contenu des décisions et des programmes politiques, les électeurs ont par contre le dernier mot lorsque vient le moment de renouveler (ou non) les mandats de leurs représentants. C'est avec la tenue de scrutins *répétés* à intervalles réguliers que les citoyens détiennent une véritable force contraignante sur ceux et celles qu'ils placent au pouvoir :

[...] des représentants soumis à réélection sont incités à *anticiper le jugement rétrospectif des électeurs sur la politique qu'ils mènent*. La perspective d'un renvoi possible exerce par anticipation un effet sur la conduite des gouvernants à tous les moments de leur mandat. Des gouvernants poursuivant le but d'être réélus ont intérêt à éviter de provoquer, par leurs décisions présentes, le rejet futur des électeurs. Ils doivent donc tenter d'anticiper les réactions

que ces décisions provoqueront chez les électeurs et tenir compte de cette anticipation dans le calcul menant à la décision (Manin 1996, 228 – italiques dans l’original).

En d’autres mots, si les élus veulent retrouver leurs sièges à l’occasion du scrutin suivant, ils doivent, autant que faire se peut, tenter de prédire la manière dont seront jugées leurs initiatives présentes – et les conséquences de celles-ci – une fois leur mandat terminé. Comme le soulève Manin, une telle affirmation suppose que les électeurs votent avant tout en fonction de la performance passée (et non attendue) des candidats et des formations politiques, puisque c’est en agissant de la sorte qu’ils possèdent le plus d’influence. Ce n’est donc pas dans sa dimension prospective qu’il faut chercher l’essence démocratique de l’élection (dans la mesure où elle laisse l’initiative politique entre les mains des gouvernants), mais plutôt dans sa dimension rétrospective (Manin 1996, 223 à 234).

Le modèle de récompense-punition (*reward-punishment model*) de Key diffère sous certains aspects de l’interprétation que fait Anthony Downs (1957) de l’usage des performances passées par l’électorat. Pour Downs, les évaluations rétrospectives des électeurs s’inscrivent dans un esprit résolument prospectif. Ainsi que le précise Fiorina, « Downs views retrospective voting as a cost-cutting element in a citizen’s voting decision. Knowledge of past performance is cheaper to acquire (it is acquired automatically, in effect) than knowledge of future plans » (Fiorina 1981, 12). Dans la perspective downsienne, le passé est l’indicateur le plus sûr pour prévoir l’action future des partis – et les revenus d’utilité qu’elle procurera (Downs 1957, 38 à 40; voir aussi Alvarez 1998, 13; Keech 1995, 131 à 133). La théorie traditionnelle, en revanche, ne postule que le rejet ou l’acceptation du *statu quo* : l’électeur renouvelle (ou non) son consentement parce qu’il a été satisfait (ou insatisfait) de ce que le

gouvernement a accompli et non parce qu'il présume (comme le veut la perspective downsienne) que les partis prolongeront leurs politiques dans l'avenir⁹⁷ (Fiorina 1981, 13).

Peu importe qui de Downs ou de Key capture le mieux l'essence ou la signification du vote, la dimension rétrospective des citoyens reste la principale clé du vote économique. Toutefois, il ne suffit pas de se demander si l'acte électoral est avant tout rétrospectif ou prospectif : il faut aussi s'interroger sur le type de conditions économiques pris en considération par les électeurs dans leurs calculs politiques. Ainsi, seront-ils davantage intéressés par l'évolution de leurs finances personnelles ou par l'état général de l'économie? Il semble que la seconde option soit plus proche de la réalité : autrement dit, les électeurs auraient plutôt tendance à adopter un comportement « sociotropique » (par opposition à « égotropique » aussi qualifié de *pocketbook voting*). Les jugements collectifs importeraient donc plus que les doléances personnelles des électeurs, un constat qui semble se vérifier dans de nombreuses démocraties et à travers le temps (Gidengil, Nevitte, Blais, Everitt et Fournier 2012, 71; Godbout et Bélanger 2002; Lewis-Beck et Paldam 2000, 118; Lewis-Beck et Stegmaier 2007, 519; 2013, 369-70). Toutefois, il n'est pas impossible que la situation financière des individus conditionne leur évaluation subjective de l'économie nationale (Clarke et Stewart 1996). Néanmoins, comme nous avons pu le constater, la plupart des modèles prédictifs utilisent des données de type sociotropique concernant l'économie globale de la nation (ou d'une unité géographique comme l'État fédéré par exemple).

⁹⁷ D'après Fiorina, les conceptions de Key et de Downs ne présentent toutefois plus aucune différence lorsque moyens et buts se confondent. Autrement dit, lorsque la politique poursuivie devient elle-même un enjeu qui éveille la controverse, les citoyens seraient alors enclins à statuer sur la mesure retenue par leurs gouvernants. Dans de telles situations, ce ne sont pas les résultats qui importent, mais la *manière* dont le problème est abordé par l'État (Fiorina 1981, 13-14).

Il faut préciser qu'un modèle s'appuyant sur des indicateurs macroéconomiques n'aura de sens que si les *perceptions* qu'ont les électeurs de la situation économique reflètent l'état *réel* de l'économie et la fluctuation conséquente du vote. Ainsi, Nannestad et Paldam font remarquer à juste titre : « [u]nder the sociotropic hypothesis the macro VP-function [vote and popularity function] is an average of people's *perceptions of the average*, i.e., the macroeconomy » (Nannestad et Paldam 1994, 224 – italiques dans l'original). Or, les données agrégées pourraient masquer l'inexistence (ou la faiblesse) du vote économique au niveau individuel. De même, l'évaluation de l'économie peut être faussée par toutes sortes de biais perceptifs, à commencer par la complaisance des partisans à l'égard de la formation qu'ils supportent et la sévérité parfois injustifiée des opposants. Comme le mentionnent Michael Lewis-Beck, Rune Stubager et Richard Nadeau,

[a]t the moment of the survey there can, for example, be only one GDP to be observed, yet voters will differ widely in their assessment of it. Part of this observational error [...] comes from partisan bias, e.g., backers of the incumbent party will paint too rosy a picture of economic performance (Lewis-Beck, Stubager et Nadeau 2013, 500).

Les mesures de perception de l'économie invitent donc au scepticisme pour de nombreux auteurs : ceux-ci estiment que les périodes de vaches grasses ou de vaches maigres seront, en quelque sorte, fonction de l'affiliation partisane des électeurs (Lewis-Beck, Stubager et Nadeau 2013, 500-1) – c'est notamment le cas de Larry Bartels qui démontre par exemple que l'opinion du public américain sur certains enjeux réputés « objectifs » comme le chômage, l'inflation ou encore la taille du déficit gouvernemental, est sujette à distorsion selon l'allégeance partisane des individus (Bartels 2002, 133 à 138). À l'aide de sondages menés au Danemark à l'occasion de différents scrutins (1987-2011), Lewis-Beck, Stubager et Nadeau

ont montré, en contrôlant pour diverses variables (dont l'identification idéologique⁹⁸), que l'agrégation des évaluations *microéconomiques* à l'échelon national comme indicateur pour expliquer la fluctuation du soutien électoral envers le gouvernement sortant n'apporte pas des résultats fondamentalement différents de ceux obtenus à l'aide de variables macroéconomiques – le produit intérieur brut dans ce cas-ci (Lewis-Beck, Stubager et Nadeau 2013, 504-5). En somme, « micro- and macro- processes mirror each other » (Lewis-Beck, Stubager et Nadeau 2013, 500). Les conclusions de Lewis-Beck et ses collègues donnent donc à penser que le jugement des électeurs n'est pas nécessairement loin de la réalité (une conclusion soutenue par Sanders 2000 dans le cas des élections britanniques). Et, comme le soulignent Nannestad et Paldam, « [i]t is hard to imagine that the perceptions of the same macroeconomic development can be more different than the actual experiences » (Nannestad et Paldam 1994, 224). À l'aide de données de sondages conduits dans 10 démocraties européennes, Richard Nadeau, Michael Lewis-Beck et Éric Bélanger arrivent à un constat similaire : les perceptions des individus reflètent bel et bien les conditions objectives de l'économie (Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger 2012, 565). D'après Ruth Dassonneville et Michael Lewis-Beck, la thèse du « sophisme écologique » (*ecological fallacy*) a en fait été écartée par de nombreuses études (Dassonneville et Lewis-Beck 2014, 373) – bien que le débat soit loin d'être clos à ce sujet.

En outre, certains auteurs (notamment Bloom et Price 1975; Mueller 1973; Nannestad et Paldam 1997) ont avancé la possibilité que le vote économique se caractérise par une certaine asymétrie. En d'autres termes, les électeurs seraient plus prompts à pénaliser un parti (ou un candidat) pour une conjoncture défavorable qu'à le récompenser pour une conjoncture

⁹⁸ Selon les auteurs, le clivage gauche-droite est une dimension plus pertinente dans le cas danois que l'identification partisane (Lewis-Beck, Stubager et Nadeau 2013, 502).

favorable. Pour simplifier à l'excès, on pourrait dire que l'électeur moyen est une personne à la fois sévère et ingrate! Ce trait de l'électorat pourrait notamment s'expliquer par le fait qu'une économie battant de l'aile recevra plus d'attention médiatique qu'une économie florissante ou, à tout le moins, satisfaisante (Soroka 2006). Par l'intermédiaire d'une base de données rassemblant plus de 350 élections d'une trentaine de pays européens (depuis 1950), Dassonneville et Lewis-Beck ont montré pour leur part que l'impact de la décroissance du produit intérieur brut sur la proportion des voix récoltées par le parti (ou la coalition) sortant(e) était, de manière générale, près de deux fois *supérieur* à l'effet de sa croissance. « Clearly, the results are robust and straightforward: negative economic growth has more importance for incumbent electoral results » (Dassonneville et Lewis-Beck 2014, 385). Par conséquent, en période de récession, le vote économique se trouverait amplifié. En remplaçant le PIB par l'évolution du taux de chômage (plus spécifiquement la différence entre le taux de chômage un an avant l'élection et le taux de chômage deux ans avant l'élection), le constat de Dassonneville et Lewis-Beck tient toujours : autrement dit, l'augmentation du nombre de sans-emplois (qui indique une détérioration de l'économie) pénalise davantage la formation ou la coalition sortante que ne la récompense une diminution du nombre de chômeurs (Dassonneville et Lewis-Beck 2014, 386). L'idée de vote asymétrique reste cependant controversée, dans la mesure où il ne semble pas se dégager de consensus au sein de la littérature portant sur le sujet (Lewis-Beck et Stegmaier 2013, 370-71).

Qu'en est-il plus précisément du vote économique au Canada? Pour déterminer l'influence des conditions macroéconomiques sur le vote au niveau fédéral, Keith Archer et Marquis Johnson ont développé un modèle qu'on pourrait qualifier de multiniveaux et d'éliminatoire fonctionnant, en quelque sorte, sur le principe des poupées russes. En fait, pour

être considérés comme ayant voté sur la base d'un enjeu économique particulier (l'inflation en 1974 et le chômage en 1984⁹⁹), les électeurs devaient (1) avoir mentionné cet enjeu comme étant le plus important (ou second plus important) de la campagne, (2) avoir identifié un parti comme étant plus près de leur position que les autres au sujet de cet enjeu et (3) avoir voté pour ce même parti le jour du scrutin (Archer et Johnson 1988, 577). Les auteurs contrôlaient ensuite pour l'identification partisane et l'évaluation du leader afin de s'assurer que les considérations de ces électeurs n'avaient pas été teintées par leurs préférences politiques. Suivant cette procédure, Archer et Johnson ont constaté qu'un peu plus de 9% de l'électorat canadien avait voté (spécifiquement) en fonction du chômage lors du scrutin de 1984, la vaste majorité (76%) ayant choisi d'accorder leur soutien au Parti progressiste-conservateur alors sur les bancs de l'opposition¹⁰⁰. C'est donc dire que le chômage a eu un impact réel sur les résultats électoraux (Archer et Johnson 1988, 580 à 582). Toutefois, certains enjeux peuvent détourner l'attention des électeurs de la situation économique : ainsi que le soulignent Archer et Johnson, les campagnes de 1979 et 1980, ont largement porté sur des questions d'unité nationale (avec le référendum pour la souveraineté-association au Québec) et de politiques énergétiques, alors que l'inflation et le chômage, bien qu'élevés, restaient relativement stables. D'après Archer et Johnson,

[n]either rapid deterioration in performance, as with inflation in 1974, nor stable poor performance, as with both inflation and unemployment in 1979 and 1980, is a sufficient condition for influencing the outcome of elections. In all three cases, although economic performance may have had some effect, its importance was at the margins, superseded by more highly salient issues, prior partisan attachments or evaluations, both positive and negative, or party leaders (Archer et Johnson 1988, 583).

⁹⁹ La croissance de l'inflation dans les années précédant l'élection de 1974 et du chômage au cours de la période 1980-1984 rendait ces deux scrutins particulièrement pertinents aux yeux d'Archer et Johnson.

¹⁰⁰ Il est intéressant de noter que l'inflation avait conditionné le vote d'une proportion relativement similaire d'électeurs en 1974 (10,5%), mais que la distribution des appuis avait été beaucoup moins inégale – 37,5% pour les Libéraux et 46,5% pour les Progressistes-Conservateurs (Archer et Johnson 1988, 578 à 580).

Il ressort de tout cela que l'effet des changements économiques sur le vote est plutôt variable dans le temps et doit toujours être examiné à la lumière d'autres facteurs, que ce soit l'attention ou la couverture récoltée par d'autres enjeux (non-économiques) ou encore l'influence des partis et des chefs de partis sur les allégeances et les choix individuels. Par exemple, alors que l'inflation était une préoccupation saillante en 1974, il se peut que la grande popularité de Pierre Elliott Trudeau ait contribué à amoindrir l'impact du vote économique sur les scores du Parti libéral, ce dont ne semble pas avoir profité John Turner en 1984 alors que le chômage était partie intégrante du malaise et des inquiétudes de plusieurs foyers – autrement dit, Turner n'offrait pas de « contrepoids » au chômage comme a pu le faire Trudeau pour l'inflation (Archer et Johnson 1988, 583).

Sur la question du vote asymétrique, Harold Clarke et Allan Kornberg ont mis de l'avant, à l'aide de sondages nationaux (1983, 1987, 1988 et 1990), l'existence possible d'une telle attitude chez les électeurs canadiens : par exemple, 34% des individus croyant que l'économie allait s'améliorer en 1990 attribuaient l'essentiel du mérite de cette évolution anticipée au gouvernement, alors que 70% d'entre ceux qui entrevoyaient une éventuelle détérioration des conditions économiques nationales étaient d'avis que le gouvernement en portait largement la faute¹⁰¹. Clarke et Kornberg ont observé une tendance similaire (quoique moins prononcée) en 1983, 1987 et 1988. Ainsi jugent-ils que

[...] the attribution process is very one-sided. Unfortunately for any Canadian government, when judgments about national and personal economic conditions are considered in conjunction with beliefs about the extent to which these conditions are affected by government, it is apparent that the more positive these evaluations are, the less likely voters are to credit government (Clarke et Kornberg 1992, 36).

¹⁰¹ Ceci était également vrai pour la situation financière et matérielle personnelle (actuelle ou anticipée) des répondants.

Bien sûr, pour punir ou récompenser le gouvernement en raison d'une économie chancelante ou prospère, l'électeur doit tout d'abord en attribuer la responsabilité au parti ministériel. S'il juge les fluctuations économiques attribuables à des acteurs autres que le gouvernement ou à des facteurs que ne contrôlent pas le parti au pouvoir, il y a fort à parier que l'état de l'économie ne guidera pas sa décision. En fait, pour Manin, l'imputation de la responsabilité est une des conditions primordiales du vote rétrospectif (Manin 1996, 231). Lorsque le gouvernement est issu d'une coalition multipartite, l'attribution du blâme (ou des louanges le cas échéant) est moins évidente¹⁰² (Lewis-Beck 1986, 341; Lewis-Beck et Stegmaier 2013, 372). Sur la base de données de sondages provenant de 13 États européens, Christopher Anderson conclut par exemple :

[...] voters' ability to express discontent with economic performance is enhanced when accountability is simple. Voters' economic assessments have stronger effects on government support when it is clear who the target is, when the target is sizable, and when voters have only a limited number of viable alternatives to throw their support to (Anderson 2000, 168).

Le processus d'attribution de la responsabilité ne devrait pas poser de défis particuliers au Canada dans la mesure où les partis ont toujours gouverné seul – si l'on omet l'épisode unioniste (Smith 2007, 125). Par ailleurs, dans une étude réalisée en 1986, Kristen Monroe et Lynda Erickson rapportaient que la majorité de la population canadienne semblait croire que le gouvernement fédéral disposait d'un niveau de contrôle substantiel sur l'économie nationale

¹⁰² Nous nous permettons ici de citer Manin au long : « les gouvernements de coalition et les dispositifs institutionnels qui les favorisent (par exemple, la représentation proportionnelle) contrarient le principe du jugement rétrospectif. En effet, quand les gouvernés désapprouvent une politique menée, les différents membres de la coalition peuvent se rejeter mutuellement la responsabilité des décisions incriminées. Si une politique est le produit de volontés enchevêtrées, le résultat de négociations complexes et subtiles entre plusieurs partenaires, il est extrêmement difficile pour les électeurs de savoir qui ils doivent blâmer lorsqu'ils désapprouvent cette politique. En outre, les électeurs doivent être en mesure de chasser du pouvoir ceux qu'ils estiment responsables d'une politique rejetée. Là encore, la représentation proportionnelle fait obstacle à la sanction rétrospective » (Manin 1996, 231).

et que la gestion du chômage et de l'inflation était de son ressort – celles-ci soulignaient toutefois le caractère anémique des données sur lesquelles reposait cette conclusion (Monroe et Erickson 1986, 622). D'autre part, le rôle prépondérant du pouvoir exécutif (c'est-à-dire du cabinet ministériel) dans la gestion des deniers publics au Canada tend à faire du gouvernement la cible principale des récriminations :

Executive-sponsored economic policies traditionally prevail in the Canadian legislature, with responsibility for the creation and passage of such policies clearly resting with the party in power. This means the Canadian voter can more reasonably assign blame (or reward) for economic policies and conditions than can the voter in the more frequently examined American system, where power to shape economic policy is shared between the president and an independent Congress, often controlled by the opposition party (Monroe et Erickson 1986, 617).

Le Canada disposant d'une structure fédérale (décentralisée), il convient toutefois de se demander si les électeurs attribuent la responsabilité des fluctuations économiques au niveau de gouvernement « approprié »¹⁰³. En effet, on peut penser que l'existence d'une économie « nationale » et de plusieurs économies « provinciales » – n'étant bien sûr pas totalement distinctes – risque de brouiller le processus d'attribution de responsabilité (Anderson 2005, 2 à 4; 2006; 2008; Gélinau et Bélanger 2005, 410-11; Gidengil et al. 2012, 72-73). D'après François Gélinau et Éric Bélanger (dont l'étude couvre la période 1953-2001), la situation économique particulière des provinces n'aurait qu'un impact limité sur le vote fédéral. Pour les scrutins qui ont lieu à ce palier, le comportement des électeurs serait (comme on peut s'y attendre) davantage affecté par les conditions macroéconomiques nationales. Étonnamment,

¹⁰³ Comme le mentionne Cameron Anderson, « [t]he accountability-centered model contends that governments should only be held accountable for those actions and outcomes that they can reasonably be seen to have influence over. As such, this model of economic voting posits that federal incumbent support should be affected by both national and provincial economic conditions because the parameters of both fall within the realm of federal policy-making and power. By contrast, provincial incumbents should only be held accountable for provincial economic conditions » (Anderson 2005, 2; voir aussi Gélinau et Bélanger 2005, 410).

les gouvernements provinciaux appartenant à la même « famille » politique que le parti au pouvoir à Ottawa (libéraux ou conservateurs donc) seraient, eux aussi, sensibles aux variations de l'économie étatique (telles que mesurées par le taux de chômage) – un phénomène qualifié d'« effet de référendum » (Gélineau et Bélanger 2005, 418 à 423). À partir des Études électorales canadiennes (ÉÉC) de 1993 et 1997, Cameron Anderson arrive à une conclusion similaire en ce qui a trait au vote fédéral :

Evaluations of national, *but not provincial*, economic conditions influence federal incumbent support. At the provincial level, provincial economic evaluations have a much more consistent and powerful effect on vote intention for the provincial incumbent than evaluations of national economic conditions (Anderson 2008, 341 – italiques ajoutés; voir aussi Anderson 2005).

À la différence de Gélineau et Bélanger toutefois, Anderson emploie des données individuelles et fait usage de variables subjectives qui rendent compte de la *perception* (sociotropique et rétrospective) de l'économie exprimée par les répondants. Par ailleurs, alors que Gélineau et Bélanger estiment que la performance économique d'une province n'a pas d'impact significatif sur le vote en faveur de la formation qui y forme le gouvernement, Anderson fait, pour sa part, le constat inverse. Quoiqu'il en soit, ces travaux témoignent de l'influence notable des indicateurs économiques objectifs *et* subjectifs sur le vote en faveur du parti ministériel au niveau fédéral.

Comme nous l'avons vu, plusieurs variables peuvent être mobilisées (que ce soit l'inflation, le chômage, la croissance du produit intérieur ou national brut, le revenu réel disponible, etc.) afin de déterminer l'impact de l'économie sur le vote. Si l'on se fie aux modèles de Richard Nadeau et André Blais (1993; 1995) et de Bélanger et Godbout (2010), c'est le taux de chômage ou son évolution qui semble être la variable la plus pertinente dans le cas des élections fédérales canadiennes. Pour reprendre les mots de Nadeau et Blais, « [i]t

would seem that incumbent governments in Canada have been unable to escape the blame for, or divert attention from, rising unemployment. Governments are rewarded, or punished, for their economic performance » (Nadeau et Blais 1993, 787). D'autre part, Anderson a avancé quelques arguments laissant croire que le taux de chômage est une donnée pertinente dans le processus de prise de décision des électeurs canadiens. Nous nous permettons ici de le citer au long :

The national unemployment rate is chosen because it tends to be a widely reported figure in news media, and as a result voters can be expected to have some idea of the national unemployment rate and whether it is relatively high or low. Additionally, and perhaps equally important, unemployment is likely an economic condition that has a high degree of salience in the minds of voters. If unemployment is high and getting higher, then voters might be concerned about their job security and/or that of friends and family. If unemployment is low, then this is a good indicator that the economy is performing well in creating jobs, and voters can live without worry for their immediate job prospects or those of their family and friends (Anderson 2010, 148).

Des travaux antérieurs menés par J. R. Happy, tout en attestant l'importance du vote économique au Canada, avaient toutefois mis de l'avant l'impact négligeable du taux de chômage sur le pourcentage des voix récoltées par le parti ministériel entre 1930 et 1979. Or, à la lumière des conclusions de Géliveau et Bélanger (2005) et d'Anderson (2005), il est intéressant de noter que Happy utilise des données macroéconomiques (taux de chômage, inflation et revenu disponible per capita) désagrégées au niveau des provinces (Happy 1986; 1989). Pour compliquer les choses, une étude conduite par Happy quelques années plus tard – toujours avec des indicateurs provinciaux – renverse la vapeur, celui-ci concluant qu'au Canada, « unemployment is the primary concern of voters among explanatory variables [for federal elections], followed closely by income and inflation, with taxation a lesser concern in incumbency voting » (Happy 1992, 127).

De leur côté, Monroe et Erickson notaient l'absence d'impact des fluctuations économiques (chômage, inflation et revenu disponible réel) sur les intentions de vote en faveur du gouvernement ou de l'opposition pour la période allant de mars 1954 à septembre 1979 :

These findings thus do not confirm the Downsian referendum scenario suggesting that political support is a simple response to economic conditions, with good times rallying the public behind the incumbent party and bad times causing the public to indicate their desire for a change in economic conditions by supporting the Opposition (Monroe et Erickson 1986, 629).

Pour Monroe et Erickson, ceci pouvait s'expliquer par le peu de différences perçues par l'électorat en termes de priorités et de politiques économiques entre les partis libéral et progressiste-conservateur, tous deux étant fermement ancrés au centre du spectre politique canadien¹⁰⁴. Suivant cette logique, l'influence de l'économie sur le vote devrait se faire sentir là où des alternatives *distinctes* sont offertes par les formations politiques¹⁰⁵ (Monroe et Erickson 1986, 626, 640 et 642; voir aussi Archer et Johnson 1988, 571-72). Avec tout ce qui a été dit précédemment par rapport au lien observé entre le chômage et le vote au Canada et entre diverses mesures économiques et les résultats électoraux aux États-Unis et ailleurs, ce constat nous laisse néanmoins sceptiques, d'autant plus que Monroe et Erickson observent les intentions de vote et non le vote lui-même.

Des diverses mesures économiques qui ont été examinées en relation avec les scores électoraux au Canada, il semble bien que le taux de chômage soit l'indicateur à favoriser. Nous souhaitons toutefois proposer ici l'analyse d'une nouvelle variable qui, à notre connaissance, n'a jamais été utilisée dans la construction de modèles prédictifs ou de fonctions

¹⁰⁴ Il y a là quelque chose qui rappelle fortement les propos tenus par André Siegfried au début du siècle précédent sur l'homogénéité idéologique des deux grands partis canadiens de l'époque (voir Siegfried 1906, 179-80 notamment).

¹⁰⁵ Le système partisan n'étant plus le même qu'au moment où Monroe et Erickson rédigeaient leur papier, et la politique canadienne étant plus polarisée qu'autrefois (Johnston 2015; Pétry 2015, 148 à 150), ces conclusions – certes intéressantes – sont peut-être moins applicables au contexte actuel.

de vote, à savoir le taux de change. Les variations du taux de change possèdent de multiples répercussions sur l'économie nationale et sont le résultat d'influences et d'évolutions diverses. Le principal élément qui se cache derrière la valeur du dollar canadien est tout bonnement l'état de l'économie nationale. Une économie en santé attire les investisseurs qui entrevoient des possibilités de rendements élevés, ce qui agit à la hausse sur la demande de dollars canadiens. La performance économique du Canada n'est toutefois pas le seul facteur à considérer : le taux de change par rapport au dollar américain dépend aussi de la situation économique qui prévaut aux États-Unis. Si la croissance économique y est égale ou supérieure à celle qui existe au Canada, alors le huard ne connaîtra pas d'appréciation. En fait, l'environnement économique international et la force relative des autres pays expliquent également les fluctuations du taux de change (Comité sénatorial permanent des affaires étrangères 2003; Holden 2004a). Le rapport entre le dollar américain et le dollar canadien est sans aucun doute le plus pertinent, du moins pour ce que nous cherchons à accomplir.

Lorsqu'il est question de la valeur du dollar canadien, c'est presque toujours par rapport à son pendant américain; il y a à cela des raisons évidentes. Les États-Unis ont l'économie la plus importante et la plus riche au monde, et la monnaie de ce pays joue un rôle de jalon sur les marchés internationaux. Les États-Unis sont aussi le plus important marché d'exportation du Canada, et les liens économiques entre les deux pays se renforcent depuis des décennies (Holden 2004b, 1).

L'appréciation du dollar canadien nuit à la compétitivité et la rentabilité des exportateurs canadiens dans la mesure où leurs biens et services deviennent plus dispendieux pour les acheteurs étrangers, ce qui inclut bien sûr les consommateurs américains. Toutefois, la hausse du huard est nettement avantageuse sur le plan des importations dont les coûts se trouvent à être réduits. Cette diminution du prix des produits importés compense en outre partiellement pour les pertes subies à l'exportation puisqu'elle rend plus abordables les pièces

et la machinerie acquises à l'extérieur du pays, mais aussi parce que la marchandise fabriquée au Canada contient une bonne part de matières importées. En outre, l'appréciation du dollar fait pression à la baisse sur l'inflation ce qui donne davantage de latitude à la Banque du Canada pour maintenir des taux d'intérêt bas qui stimulent les investissements et la croissance économique (ce qui ne veut pas dire toutefois que l'impact de la valeur du dollar sur la politique monétaire est toujours le même). En contrepartie, les difficultés des industries exportatrices entraînent généralement une contraction du marché de l'emploi (surtout dans le secteur manufacturier) dans la mesure où l'embauche devient moins attrayante et le licenciement s'érige en stratégie de réduction des coûts (Comité sénatorial permanent des affaires étrangères 2003).

Chez les consommateurs, une devise plus forte est bénéfique étant donné la diminution du prix des biens importés qui augmente le pouvoir d'achat des Canadiens. « De surcroît, tout comme un dollar plus fort peut éroder la rentabilité des entreprises à vocation exportatrice, il accroît celle des entreprises qui vendent des produits importés aux consommateurs canadiens » (Holden 2004b, 7). Les domaines tournés vers le marché intérieur tirent également profit des coûts moindres que représente l'acquisition de matériel et d'équipement en provenance des États-Unis ou d'ailleurs.

En outre, certains économistes sont d'avis que la hausse du dollar pourrait entraîner des gains de productivité (autrement dit, une hausse du nombre d'unités de produits manufacturés par unité de main-d'œuvre) en raison de l'incitatif qu'ont les entreprises à investir davantage dans les immobilisations (machines, logiciels, équipement) que dans la main-d'œuvre. Il s'agit de l'un des moyens à la disposition des firmes pour rétablir leur marge bénéficiaire malmenée

par l'appréciation du huard (Comité sénatorial permanent des affaires étrangères 2003; Holden 2004a).

En somme, les fluctuations du taux de change ne sont jamais complètement positives ou complètement négatives pour l'économie et leurs effets dépendent de toute une variété de facteurs connexes et d'éléments contextuels. De manière générale, « [l]a théorie économique veut que l'appréciation du dollar mène à des coûts de transition pour l'économie canadienne, à une baisse des exportations canadiennes, de notre balance commerciale et de notre taux de croissance du PIB, mais à une hausse de nos importations » (Comité sénatorial permanent des affaires étrangères 2003, 28). En somme, il n'est pas tout à fait clair si l'appréciation du dollar canadien peut nuire ou au contraire s'avérer bénéfique aux perspectives de réélection du gouvernement en place. Nous revenons sur l'impact de cette mesure dans le chapitre suivant.

En ce qui a trait au vote économique, notre hypothèse est donc la suivante :

Hypothèse 1 : Il y a une association positive entre l'amélioration des conditions économiques nationales (qui peut notamment se traduire par la diminution du taux de chômage ou encore par l'appréciation du dollar canadien par rapport au dollar américain) et le pourcentage des voix récoltées par le parti sortant lors des élections fédérales canadiennes.

4.2 L'origine provinciale des chefs

Depuis le début de la Confédération, les Canadiens ont élu six premiers ministres québécois. Le premier d'entre eux, Wilfrid Laurier¹⁰⁶, a occupé la fonction de premier ministre

¹⁰⁶ Né à St. Andrews (actuel Saint-André-d'Argenteuil) au Bas-Canada, John Joseph Caldwell Abbott, qui a d'ailleurs été maire de Montréal de 1887 à 1888, est en fait le premier homme politique issu de la province de Québec à avoir occupé la fonction de premier ministre du Canada. Fils d'un révérend anglican arrivé du Royaume-Uni en 1818 (Dent 1881, 229) et unilingue anglophone, Abbott ne peut certainement pas être décrit comme un Canadien français (le dire Québécois serait presque un anachronisme dans la mesure où ce terme n'était pas réellement employé à l'époque). L'historien et ex-professeur d'études canadiennes Ged Martin indique pour sa part qu'Abbott était bilingue (Martin 2013, 181), ce qui nous semble toutefois très peu probable. Il faut

pendant un peu plus de 15 ans entre 1896 et 1911. Il fallut attendre près de 40 ans pour que le poste soit à nouveau comblé par un francophone du Québec avec l'élection de Louis St-Laurent à titre de chef du Parti libéral en 1948. Par la suite, les premiers ministres issus de cette province ont été d'une occurrence nettement plus fréquente. À supposer que l'actuel gouvernement de Justin Trudeau reste en place jusqu'en octobre 2019, un Québécois aura été à la tête du pouvoir exécutif pendant 47 des 74 années qui ont suivi la fin de la Seconde Guerre mondiale (voir le tableau 4.1). Sur les 21 courses qui ont eu lieu après 1945, 11 ont mené à l'élection d'un gouvernement dirigé par un candidat originaire du Québec. Considérant qu'il y a 10 provinces, le Québec a donc eu plus que sa juste part de premiers ministres. Il est pertinent de se demander si la présence d'un chef québécois à la tête d'un parti constitue un avantage sur le plan électoral.

Tableau 4.1 : Durée (en années) des mandats des premiers ministres originaire du Québec depuis 1948

Premier ministre	Début (assermentation)	Fin	Durée (années)
Louis St-Laurent	1948-11-15	1957-06-20	8,60
Pierre E. Trudeau	1968-04-20	1979-06-03	15,46
Pierre E. Trudeau	1980-03-03	1984-06-29	8,78
Brian Mulroney	1984-09-17	1993-06-24	10,11
Jean Chrétien	1993-11-04	2003-12-11	4,00
Justin Trudeau	2015-11-04	2019-11-04*	46,95
Total	–	–	46,95

* À supposer que l'actuel gouvernement Trudeau déclenche des élections pour octobre 2019 (avec fin effective de mandat quelques jours plus tard).

Source : Canada, Parlement du Canada 2015c.

dire par ailleurs qu'Abbott a été désigné premier ministre alors qu'il siégeait au Sénat et qu'il n'a jamais été élu lors d'une élection à titre de chef du Parti libéral-conservateur (pour de courtes biographies, voir Canada, Bibliothèque et Archives Canada 2016a; Québec, Bibliothèque de l'Assemblée nationale 1993, 1-2; Marsh 1999, 1).

De manière tout à fait intuitive, deux explications nous apparaissent. Premièrement, il se pourrait qu'un homme politique québécois ou canadien français (fédéraliste évidemment) soit perçu comme plus apte à maintenir l'unité nationale et à calmer les tensions qui existent entre francophones et anglophones ou entre le Québec et le reste du Canada. Celui-ci servirait en quelque sorte d'intermédiaire en mesure de défendre les intérêts du Québec et de parler au nom des francophones, tout en étant capable de tenir tête au nationalisme québécois qui constitue parfois un irritant ailleurs au pays¹⁰⁷. Il se peut toutefois que nous attribuions à l'origine provinciale des chefs un effet qui est en réalité imputable à la stratégie et à la vision politique des Libéraux. Le Parti libéral du Canada a été pensé à ses débuts comme un instrument de cohésion nationale qui devait rassembler catholiques et protestants puis Canadiens anglais et Canadiens français afin d'accommoder, pour reprendre les termes d'André Siegfried (1906), « les deux races ». En ce sens, le parti de Laurier et de ses successeurs a été qualifié de *brokerage party* ou de *big tent party*. Ceci explique l'énergie déployée par les leaders libéraux afin d'inclure anglophones et francophones dans une même coalition politique et électorale. En se faisant la voix du Québec sur la scène fédérale, le Parti libéral s'est assuré l'appui presque inébranlable de cette province pendant une bonne partie du 20^e siècle (Carty 2015, 51 à 53, 56-57 et 120-21). On remarquera qu'un seul des chefs québécois à avoir été premier ministre n'est pas issu des rangs du Parti libéral, à savoir Brian Mulroney. En même temps, il est tout naturel que les Libéraux aient produit davantage de

¹⁰⁷ Cette possibilité est d'ailleurs évoquée assez clairement dans le cas de Brian Mulroney par Jacques Renard après la victoire des Progressiste-Conservateurs en 1984. Il écrit : « Raffinement suprême : au Québec francophone, on mise tout sur le "p'tit gars de Baie-Comeau", sur le thème de la solidarité au-delà des partis, tout en flattant les nationalistes, écœurés par le Parti libéral qui mettront à la disposition de Brian leur machine électorale dans plusieurs comtés. Au Québec anglophone, Brian ne manque pas une raison de rappeler qu'il était en première ligne dans la bataille pour le "non" lors du référendum sur la souveraineté-association du Québec en 1980. Et que la défense des droits des minorités linguistiques, dont il est partisan déclaré, s'applique évidemment aux anglophones du Québec » (Renard 1984, 29-30).

premiers ministres québécois, et ce, en raison du principe d'alternance entre anglophones et francophones à la tête du parti qui existe depuis la résignation d'Edward Blake en 1887 et la sélection de Wilfrid Laurier comme successeur (Courtney 1995, 166 à 169). Comme l'indiquent Patrick Malcolmson et Richard Myers,

[t]he Liberal Party has long been the national representative of the rights of French Canadians and therefore developed the tradition of alternating its leadership between anglophones and francophones. The view that Canada was a compact between two nations – English and French – is one that has had far greater influence within the Liberal Party than in the various incarnations of the Conservative Party (Malcolmson et Myers 2012, 182).

L'importance des origines de Brian Mulroney a néanmoins été soulignée à maintes reprises. Pierre Guillaume notait par exemple au sujet de l'élection fédérale de 1984 que « [r]épudiant Turner, successeur mal-aimé de P. E. Trudeau au leadership du [P]arti libéral les Québécois lui [préfèrent] massivement Brian Mulroney, conservateur, certes, mais pour eux, "p'tit gars de Baie-Comeau" » (Guillaume 1994, 74). Jonathan Malloy mentionnait pour sa part que le principal argument de Mulroney pour obtenir la chefferie du Parti progressiste-conservateur était ses origines québécoises et sa familiarité avec la culture de la province (Malloy 2013, 158; voir aussi Archives de Radio-Canada 2008).

Deuxièmement, les Québécois sont probablement avantagés en ce qui a trait au bilinguisme qui est un attribut considérable (certains diront essentiel) pour œuvrer dans les hautes sphères de la politique fédérale. Alors qu'un premier ministre anglophone n'est pas tout à fait inconcevable même de nos jours (quoique légèrement improbable)¹⁰⁸, un chef de gouvernement ne s'exprimant qu'en français est tout à fait impensable dans un pays où 68% de la population (sans compter les allophones) est incapable de converser dans la langue de

¹⁰⁸ Cette question fait d'ailleurs débat (voir par exemple Patriquin 2017; Taylor 2017).

Molière, un pourcentage qui atteint presque 88% hors Québec (Statistique Canada 2017a). D'ailleurs, les unilingues francophones sont nettement plus rares que les unilingues anglophones au sein des cabinets ministériels, ce qui traduit le handicap important que représente le fait de ne pas parler la langue de la majorité à Ottawa (Bourgault-Côté 2015, A5).

De manière générale, les premiers ministres *parfaitement* bilingues ont été plutôt rares : seuls Wilfrid Laurier, Louis St-Laurent, Pierre Elliott Trudeau, Brian Mulroney, Paul Martin ainsi que Justin Trudeau peuvent être décrits comme étant tout aussi à l'aise, à peu de choses près, dans l'une et l'autre langue. Si l'on prend un à un les leaders des principaux partis (libéral, conservateur, néo-démocrate, bloquiste, réformiste et alliantiste)¹⁰⁹ depuis 1949 qui ont pris part à une campagne nationale, l'avantage des chefs originaires du Québec est indéniable en ce qui a trait à la maîtrise des deux langues officielles. Aucun ne peut être décrit comme unilingue au contraire de plusieurs chefs issus des autres provinces (voir le tableau 4.2). Certes, l'évaluation des compétences linguistiques d'un individu est en partie subjective. Un chef est ici considéré comme maîtrisant une langue s'il est capable de s'exprimer dans celle-ci de manière spontanée (« non-scriptée ») et passablement compréhensible. Ainsi, personne ne dira que Jean Chrétien ou Stéphane Dion possèdent un anglais impeccable, et on trouvera peu de gens pour qualifier le français de Joe Clark ou de Stephen Harper d'irréprochable, mais leur bilinguisme est suffisamment adéquat pour qu'ils soient en mesure de se faire comprendre par la majorité des Canadiens, anglophones comme francophones.

De John A. Macdonald à Lester B. Pearson, les premiers ministres unilingues anglophones ont été la règle plutôt que l'exception. Avec la Révolution tranquille et l'éveil du

¹⁰⁹ N'ayant pas été en mesure de déterminer avec certitude les compétences linguistiques des différents chefs créditistes, nous avons préféré ne pas les prendre en considération.

nationalisme québécois dans les années 1960 puis l'introduction de la *Loi sur les langues officielles* en 1969 qui plaçait l'anglais et le français sur un même pied d'égalité, il est devenu difficile de s'imaginer qu'un chef de parti puisse devenir premier ministre sans être bilingue. Comme l'indique John Courtney, la vieille tradition des « lieutenants québécois » pour compenser l'unilinguisme anglophone des premiers ministres n'est plus au goût du jour et ne risque pas de faire réapparition (Courtney 1995, 164-65). La médiatisation de la politique ainsi que la tenue de débats télévisés en français et en anglais sont également des incitatifs majeurs à l'acquisition d'une certaine aisance dans l'une et l'autre langue (Courtney 1995, 165; Lanoue 1991; LeDuc 1997, 209-10). Un sondage Nielsen conduit début 2016 à la demande du Commissariat aux langues officielles montrait que 86% des Canadiens étaient d'avis que le premier ministre devait être capable de s'exprimer dans les deux langues (Canada, Commissariat aux langues officielles 2016; voir aussi Fraser 2016, 53). En 1993, près des trois quarts des répondants de l'Étude électorale canadienne ont soutenu qu'il était (assez ou très) important que le premier ministre parle couramment français – ce pourcentage était de 90,6% au Québec et de 68,5% dans le reste du Canada (Canadian Opinion Research Archive S.d.). Plus récemment, en 2012, un sondage Environics indiquait que 73% de la population (85% au Québec) étaient d'avis que le bilinguisme était un trait important de l'identité canadienne (Environics Institute 2012, 68). Si l'élection éventuelle d'un (ou d'une) unilingue anglophone à la tête du gouvernement canadien n'est probablement pas impossible, il est tout de même difficile de s'imaginer que les Canadiens (et probablement bien davantage les francophones du Québec et des autres provinces) accepteraient aujourd'hui que leur premier ministre ne possède pas une connaissance appropriée du français. Avoir le français pour langue maternelle n'est donc pas un mince atout dans un pays où l'apprentissage de l'anglais comme langue

seconde est de toute façon fortement encouragée et presque incontournable pour les francophones qui souhaitent faire de la politique d'un océan à l'autre.

Tableau 4.2 : Maîtrise des deux langues officielles par les candidats des principaux partis, 1949-2015

Candidat*	Maîtrise de l'anglais	Maîtrise du français
<i>Louis St-Laurent</i>	×	×
<i>Pierre E. Trudeau</i>	×	×
<i>Brian Mulroney</i>	×	×
<i>Jean Chrétien</i>	×	×
<i>Jean Charest</i>	×	×
<i>Stéphane Dion</i>	×	×
<i>Justin Trudeau</i>	×	×
<i>Thomas Mulcair</i>	×	×
<i>Lucien Bouchard</i>	×	×
<i>Gilles Duceppe</i>	×	×
George Drew	×	
John Diefenbaker	×	
Robert Stanfield	×	**
Joe Clark	×	×
Kim Campbell	×	
Stephen Harper	×	×
Lester B. Pearson	×	
John Turner	×	×
Paul Martin	×	×
Michael Ignatieff	×	×
Major James Coldwell	×	
Tommy Douglas	×	
David Lewis	×	×
Ed Broadbent	×	
Audrey McLaughlin	×	
Alexa McDonough	×	
Jack Layton	×	×
Preston Manning	×	
Stockwell Day	×	

* Chefs québécois en italiques.

** Maîtrise partielle.

Sources : CBC News 2006; Clarkson 2001, 35; Dobbin 1993, 150-51; Greenspon 1997, 31; Hébert 2008, 17 et 109-110; Laschinger 2016, 70; LeDuc 1990, 127; LeDuc, Pammett, McKenzie et Turcotte 2010, 466; McQueen 2004; Litt 2011, 377; McLeod et McLeod 2004, 202; Paikin 2017; Whitehorn 1992, 189; 2001, 128.

Il est en outre intéressant de discuter ici de l'une des caractéristiques attribuées au Québec en période électorale, à savoir que la province aurait tendance à voter « en bloc » pour un même parti, ce qui lui permettrait d'exercer une influence notable sur la composition du Parlement fédéral. Selon John McMenemy, « [o]ne of the more important electoral facts in Canadian history is that Quebec, the second most populous region and the only predominantly French and Catholic province, has a tendency to vote as a block » (McMenemy 1976, 14). Il est vrai que le Québec a, de manière fréquente, envoyé de larges contingents d'élus libéraux à la Chambre des communes, à tout le moins jusqu'en 1980. La province a par la suite continué d'influencer la couleur des gouvernements et de l'opposition à Ottawa : les électeurs du Québec ont appuyé en masse le Parti progressiste-conservateur lors des scrutins de 1984 et 1988 avant d'épouser le Bloc Québécois pendant près de 20 ans. La large victoire du Nouveau Parti démocratique (NPD) dans la province en 2011 peut être vue comme un autre cas de *block voting*¹¹⁰ (Valiante 2015). Or, d'après Alan Cairns, l'électorat québécois n'est pas monolithique pour autant : si la province a effectivement été un château-fort libéral (puis un tremplin pour d'autres partis), c'est au niveau des sièges et non des voix. Cairns notait ainsi : « [t]he Canadian "solid South", like its American counterpart, is a contrivance of the electoral system, not an autonomous social fact which exists independent of it » (Cairns 1968, 67). Herman Bakvis et Laura Macpherson jugent toutefois que la notion de vote monolithique ne devrait pas être comprise comme la domination totale ou quasi-totale d'un parti sur un groupe.

¹¹⁰ Constatant la faiblesse de ses appuis au Québec pour la course au leadership du Parti conservateur du Canada de 2017, l'homme d'affaire Kevin O'Leary (originaire de Montréal, mais unilingue anglophone et établi à Toronto) s'est retiré de la campagne en accordant son soutien au député de Beauce Maxime Bernier en affirmant que celui-ci était en meilleure position pour défaire le gouvernement de Justin Trudeau en 2019. O'Leary notait par le fait même l'importance du Québec lors des élections fédérales : « Look at how many times Quebec has determined the federal outcome in elections in this country. It is the Florida of Canada. It often decides for the country for the very reason that it has 78 ridings. You have to have some path to being successful there » (O'Leary dans Global News 2017).

Il vaut peut-être mieux aborder cette notion en termes relatifs : autrement dit, à quel point la cohésion électorale que l'on retrouve au Québec diffère-t-elle de celle qui existe dans les autres provinces? En analysant le vote des Québécois depuis 1878¹¹¹, Bakvis et Macpherson notent que les électeurs québécois semblent effectivement avoir tendance à se regrouper autour d'une même formation politique et soulignent en même temps que ce phénomène n'est pas distinctement francophone (Bakvis et Macpherson 1995, 663 à 670). Les deux auteurs montrent également que la présence d'un chef francophone à la tête du parti fédéral qui a obtenu le plus de voix dans la province est associée à une plus forte cohésion électorale des Québécois en faveur de ce parti, et ce, tant chez les francophones que chez les non-francophones. Il faut noter toutefois que l'impact n'est pas exactement le même pour tous les leaders. Par exemple, Brian Mulroney (1984 et 1988) et Lucien Bouchard (1993) semblent avoir exercé un attrait supérieur sur les francophones par rapport aux non-francophones alors qu'on constate l'inverse dans le cas de Pierre Elliott Trudeau. La personnalité des chefs et les circonstances doivent donc être prises en considération (Bakvis et Macpherson 1995, 671-72). En somme, sur la question de l'origine provinciale des chefs de partis, nous posons l'hypothèse suivante :

Hypothèse 2 : Il y a une association positive entre la présence d'un premier ministre originaire du Québec et le pourcentage des voix récoltées par le parti sortant lors des élections fédérales canadiennes.

¹¹¹ Les distinctions faites entre francophones et non-francophones du Québec sont basées sur des données au niveau des circonscriptions à partir de 1908.

4.3 L'expérience politique des chefs

Jon Krosnick a identifié trois profils d'électeurs aux États-Unis en partant d'une analogie intéressante que nous reproduisons ici :

Imagine that this coming Saturday, you're going out to the movies with a friend; to be nice, you've decided to let your friend pick the movie you'll see. Who would you rather the friend be: (1) someone who shares your taste in movies but doesn't read movie reviews and knows nothing about which movies in the theaters now are dogs [worthless], (2) someone who reads lots of movie reviews but doesn't like all the things you like, or (3) someone who once picked out a movie for you to see that you liked? In other words, should you choose someone who shares your preferences, has expertise, or has a small track record of success in the past (Krosnick S.d.)?

Pour Krosnick, les électeurs sont confrontés aux mêmes choix lors d'une élection présidentielle. Certains électeurs vont bien sûr préférer soutenir le candidat dont les vues correspondent le plus aux leurs, ce qui fait de leur vote un vote pour la « démocratie représentative » (*representative democracy*). Évidemment, cela exige des électeurs qu'ils sachent ce qu'ils veulent de leur gouvernement, mais aussi qu'ils soient au courant des positions de chacun des candidats (à tout le moins sur les enjeux qui leur tiennent à cœur). Si cette façon de voter peut sembler relativement exigeante, les citoyens peuvent toujours se fier à leur identification partisane qui constitue un raccourci cognitif puissant. Il est également possible pour les électeurs de s'en remettre à l'expertise des candidats et de voter pour la personne qui semble la plus compétente et la plus professionnelle. Ces citoyens ont opté, dans les termes de Krosnick, pour une « démocratie de tutelle » (*guardianship democracy*) où l'élu décide, sur la base de son jugement, de la meilleure manière de gérer les affaires publiques et les problèmes de la nation. Pour reprendre l'analogie du cinéma, cela équivaut à faire confiance à l'avis du cinéphile : il serait étonnant que celui-ci sélectionne un navet, mais il est toujours possible que l'on se retrouve à regarder un film d'auteur qui n'est pas tout à fait dans

nos cordes! Enfin, les électeurs qui n'arrivent pas à évaluer la qualité des candidats (ou ne sont pas désireux de le faire) ont toujours la possibilité de voter au regard de la performance de l'administration en place (*performance approval*) – ce qui correspond au vote rétrospectif. La recherche montre que, de manière générale, les Américains votent en fonction de leur préférence partisane, choisissant la formation qui représente le mieux leurs propres positions sur un certain nombre d'enjeux. La compétence des candidats et la performance gouvernementale restent néanmoins des vecteurs de décision tout à fait pertinents (Krosnick S.d.).

Comme le notent André Blais, Elisabeth Gidengil, Richard Nadeau et Neil Nevitte dans le contexte canadien, « an election is not just about choosing which party will form government, it is also about who is going to be Prime Minister » (Blais, Gidengil, Nadeau et Nevitte 2002, 165; voir aussi Flanagan 2014, 23; Manin 1996, 182). Bien que le choix des électeurs soit souvent compris comme exprimant une préférence envers un parti, on ne peut pas ignorer que le calcul décisionnel de plusieurs individus accorde une certaine place aux figures politiques qui se présentent à eux. Pourtant, comme le mentionne Blais, la question de l'importance relative des leaders en ce qui a trait au comportement électoral semble avoir été négligée jusqu'à tout récemment. La littérature montre néanmoins que les opinions personnelles des leaders sur les enjeux ainsi que leurs qualités peuvent avoir une influence sur le comportement des électeurs. Les caractéristiques personnelles des chefs offrent par exemple certains indices quant au style de décisions qu'ils pourraient prendre dans des situations imprévues ou lorsque les positions que ceux-ci adoptent restent plutôt vagues. En ce sens, le profil sociodémographique et les traits objectifs (le sexe, la profession, la religion, etc.) des leaders permettent aux individus de se faire une idée des valeurs et des intentions de leurs

dirigeants potentiels. La compétence (souvent associée à l'expérience) et la fiabilité (*trustworthiness*) sont également des critères d'évaluation retenus par l'électorat pour se faire une image des chefs (Blais 2013, 1 à 4; voir aussi Gidengil et al. 2012, 102). Ainsi que le font remarquer Dieter Ohr et Henrik Oscarsson,

[i]f we assume politically rational voters (Downs 1957), *performance-related criteria* such as a leader's competence and/or his or her leadership qualities and integrity generally should be the principal criteria according to which political leaders are evaluated. The political utility income citizens expect to receive will be the higher the more a leader is competent to tackle and solve a nation's urgent problems. It is equally important for citizens' political benefit that leaders can be trusted, in the sense that they keep their promises and also in the sense that leaders can be depended and relied upon if sudden crises should arise (Ohr et Oscarsson 2013, 190 – italiques dans l'original).

À l'aide des Études électorales canadiennes réalisées entre 1988 et 2006, Amanda Bittner a par exemple montré qu'en dépit de l'influence prépondérante de l'identification partisane sur le choix des électeurs, le caractère et la compétence¹¹² des leaders avaient un impact notable sur la probabilité de soutenir une formation plutôt qu'une autre (Bittner 2010; voir aussi Gidengil et al. 2012, 110).

On a par ailleurs émis l'hypothèse que l'évaluation des leaders serait plus importante qu'autrefois dans la détermination des choix électoraux (une hypothèse qui ne fait pas l'unanimité comme on peut le voir notamment chez Gidengil, Blais, Nadeau et Nevitte 2000, 14-15; Gidengil et al. 2012, 104; Gidengil et Blais 2007). Cela tiendrait essentiellement à deux évolutions, soit la personnalisation de la politique et la désaffiliation partisane (une thèse défendue par exemple par McAllister 2007). Le premier de ces phénomènes serait en partie dû

¹¹² Pour chacune de ces deux dimensions, Bittner a construit un indice (d'une valeur de 0 à 1) composé de plusieurs variables. Ainsi, le caractère était un agrégat d'évaluations ayant trait à l'honnêteté, la fiabilité, l'empathie (la compassion) et la morale. La compétence était pour sa part mesurée en fonction d'items liés à la force du leadership, l'intelligence, l'arrogance, la connaissance (*knowledgeable*) et la compétence elle-même (Bittner 2010, 190).

à l'importance prise par la télévision comme principale source d'information chez un nombre croissant d'individus et par le traitement télévisuel de l'actualité politique qui tend à se concentrer davantage sur les chefs que ne le fait la presse écrite ou la radio. Puisque la télévision est un « média d'images », il semble tout naturel pour les journalistes et commentateurs de se servir des personnalités politiques comme vecteurs de transmission de l'information plutôt que de faire référence à des institutions ou à des dossiers abstraits. En outre, l'apparition fréquente des leaders dans les bulletins télévisés ou les émissions d'affaires publiques permet aux citoyens de développer un lien avec leurs dirigeants et les propositions de ces derniers. Comme le souligne Bittner, « [t]he idea is that since the media focus so heavily on leaders' personalities [...] it is natural that, as consumers of the media, voters are also likely to focus heavily on party leaders when making their choices at the ballot box » (Bittner 2010, 185). Le déclin des allégeances partisans signifie pour sa part qu'une gamme plus élaborée de facteurs, y compris les caractéristiques des chefs, peuvent orienter les évaluations et les décisions individuelles des citoyens en période électorale (Blais 2013, 5).

En outre, l'impact des chefs varierait selon le type de système politique en place. Là où le système donne une marge de manœuvre considérable aux leaders, l'impact du chef devrait, en théorie, être plus prononcé. Ainsi, certains arrangements institutionnels accordent davantage de pouvoirs et de possibilités aux leaders gouvernementaux. En général, les parlements à configuration majoritaire unipartite font du premier ministre une figure dominante. Les gouvernements minoritaires ou de coalition (qui sont plus fréquents en Europe) risquent pour leur part de produire des leaders moins puissants. Il en va de même pour les régimes présidentiels où l'exercice du pouvoir se trouve strictement divisé entre l'exécutif et le législatif. Par contre, puisque les candidats à la présidence sont élus au suffrage universel

(au contraire des premiers ministres), on peut s'attendre à ce que les caractéristiques personnelles de ces derniers soient en fait aussi (sinon plus) significatives que dans les régimes de type britannique (Blais 2013, 5-6). Si l'impact des leaders peut varier d'un État à l'autre, il est aussi possible d'observer des différences d'un parti à l'autre. Par exemple, les formations relativement nouvelles, lorsque comparées à celles établies de longue date, ne pourront probablement pas compter sur une masse solide de partisans dans la mesure où la création de rapports de loyauté durables demande du temps. Cela implique une plus large place pour les considérations non-partisanes, notamment l'image des chefs. D'autre part, il faut probablement faire une distinction entre les leaders des partis qui ont une chance de gouverner après l'élection et ceux des partis qui seront presque assurément relégués sur les bancs de l'opposition. Les caractéristiques et les aptitudes des premiers risquent en effet de peser davantage dans la balance que cela n'est le cas pour les seconds. On peut aussi supposer que les partis idéologiques qui ont à cœur certains principes fondamentaux devraient séduire ou repousser les électeurs en fonction de leur programme et de leurs idées plus que sur la base du leadership (Blais 2013, 6-7). Au Canada, où les deux principaux partis du 20^e siècle (libéral et progressiste-conservateur) ont pendant longtemps occupé le centre de la sphère politique, on pourrait donc s'attendre à ce que les dirigeants aient eu une certaine importance sur le choix des électeurs (un point avancé par Clark, Jenson, LeDuc et Pammett 1991, 89).

Blais note en outre l'existence probable d'un effet d'asymétrie sur le comportement des électeurs : en d'autres termes, on ne peut pas exclure que les individus procèdent par élimination en considérant avant tout les aspects négatifs de chaque candidat plutôt que les qualités et les talents de ceux et celles qui cherchent à obtenir leur soutien. D'autre part, on peut se demander si les nouveaux venus sur la scène politique sont avantagés ou désavantagés

par rapport aux figures politiques établies. Les leaders en poste depuis un certain temps risquent de souffrir de l'usure du pouvoir, mais les nouveaux visages suscitent pour leur part certaines réticences en raison de l'inexpérience politique qui leur est imputée. Il se peut aussi que les électeurs se montrent plus confiants dans leur évaluation des leaders qui ont plusieurs années de service derrière eux (Blais 2013, 7).

Enfin, il paraît raisonnable de croire que certains segments de la population puissent se montrer plus sensibles aux caractéristiques individuelles des candidats. Ainsi que le mentionne Blais, on pose généralement que les individus disposant de faibles connaissances politiques se fient davantage aux jugements qu'ils entretiennent sur les leaders (ce constat a toutefois été remis en question aux États-Unis). En raison de ce qui a été dit plus haut sur la personnalisation de la politique, il se pourrait aussi que les plus grands consommateurs de bulletins télévisés soient davantage susceptibles de prendre en considération l'image et les caractéristiques des chefs pour faire leurs choix. Certains auteurs ont confirmé cette hypothèse, mais seulement dans le contexte nord-américain. Pour finir, les électeurs n'ayant pas d'attaches partisans particulièrement fortes envers une formation politique devraient, logiquement, accorder plus d'attention aux qualités personnelles des candidats (Blais 2013, 7-8).

La théorie de la modernisation ou de l'individualisation stipule qu'à l'ère de la télévision et de l'image instantanée, la politique serait plus personnalisée et centrée sur les leaders qu'elle ne l'était autrefois. On soutient aussi que, fortes de ce statut renforcé, les figures politiques exerceraient maintenant une plus grande influence sur les choix électoraux. Sören Holmberg et Henrik Oscarsson se montrent toutefois sceptiques par rapport à ce qu'ils qualifient de « mythes médiatiques » (Holmberg et Oscarsson 2013, 35). Puisque les travaux

menés à ce sujet n'ont pas réussi à dégager de consensus, Holmberg et Oscarsson ont entrepris de tester quatre hypothèses pour tenter de circonscrire la part de vérité que contiennent ces « mythes » : les auteurs ont tout d'abord voulu vérifier si (1) l'influence des leaders sur le vote a bel et bien gagné en importance et si (2) cette influence est substantielle dans la plupart des systèmes politiques nonobstant le type de régime électoral employé. Holmberg et Oscarsson s'attendent par ailleurs à ce que (3) l'effet des leaders sur le vote soit moins prononcé là où la polarisation du système partisan est forte dans la mesure où une offre politique différenciée devrait inciter les électeurs à choisir entre des plateformes et des idées et non entre des chefs. Enfin, les deux auteurs supposent que (4) l'impact du leader devrait être plus marqué dans les régimes pluralitaires ou majoritaires que dans les systèmes proportionnels. « The rationale behind the hypothesis is that majoritarian systems put more emphasis on individual candidates and presumably on leaders, while proportional systems primarily are designed to promote parties, not individual representatives » (Holmberg et Oscarsson 2013, 36).

En premier lieu, il semble essentiel de déterminer quelle ampleur a réellement l'influence des chefs : comme le font remarquer Holmberg et Oscarsson, la relation relativement forte observée entre la popularité des leaders et le vote est pour une part fallacieuse, notamment en raison de l'antécédence des préférences partisans comme variable conditionnant les attitudes individuelles. « People tend to like leaders of parties they like and since most people tend to vote for parties they like, we have a problem » (Holmberg et Oscarsson 2013, 37). Bien qu'ils risquent de sous-estimer quelque peu l'impact des leaders, les auteurs croient donc tout de même judicieux de contrôler pour les préférences partisans des individus. Il y a en effet fort à parier que les sympathies partisans colorent l'évaluation des leaders et non l'inverse. Holmberg et Oscarsson notent par ailleurs que l'impact des partis

est nettement plus important que celui des chefs, mais que les leaders possèdent néanmoins un effet *indépendant* et clairement discernable sur le comportement électoral (Holmberg et Oscarsson 2013, 37 à 39). Mais ce qui ressort surtout de leur analyse, c'est le rapport apparent entre la nature du système électoral et l'ampleur de l'influence des chefs sur le vote : par le biais de régressions logistiques, Holmberg et Oscarsson remarquent en effet que les leaders ont davantage de poids dans les régimes de type pluralitaire-majoritaire (États-Unis, Royaume-Uni, Australie, Canada) que dans les systèmes employant un mode de scrutin mixte ou proportionnel (Allemagne, Pays-Bas, Norvège, Espagne, Suède) (Holmberg et Oscarsson 2013, 43 et 45).

Les auteurs se penchent ensuite sur l'idée voulant que les leaders aient pris une place accrue au cours des dernières années, exerçant ainsi une influence plus prononcée sur le vote. Holmberg et Oscarsson doivent se contenter de six États pour vérifier cette hypothèse. Les coefficients bêta de régressions logistiques (*logistic b-values*) ayant pour variables indépendantes l'évaluation des leaders et des partis ne révèlent pas une tendance similaire pour chacun des pays à l'étude : si les résultats pour les États-Unis et la Suède indiquent que l'influence des leaders a effectivement augmenté, le Canada donne plutôt l'impression d'un certain déclin. Pour leur part, les cas allemand et norvégien ne permettent pas d'identifier de tendances claires, alors que les trois élections disponibles pour les Pays-Bas se caractérisent par une grande stabilité. Il est donc difficile de soutenir, comme l'ont fait certains commentateurs, que l'importance des figures politiques s'est accentuée. Enfin, en construisant un indice de polarisation pour quatre États (l'Allemagne, les Pays-Bas, la Norvège et la Suède) à partir des données du *Manifesto Project*, Holmberg et Oscarsson notent que la polarisation semble avoir pour effet de diminuer (de façon somme toute modeste) l'impact des leaders sur

le vote. D'une certaine manière, plus un système est polarisé et propose des alternatives distinctes aux électeurs, plus les chefs se trouvent relégués au second plan (Holmberg et Oscarsson 2013, 48 à 50). On peut se demander si la diversification de l'offre politique au Canada à partir de 1993 et l'apparition subséquente d'un nouveau parti conservateur plus ancré à droite n'auraient pas contribué à faire de l'ombre aux leaders. Or, si l'impact de l'évaluation des chefs n'a pas nécessairement augmenté comme le prétendent certains auteurs, rien n'indique que la force de cet impact ait véritablement diminué au cours des 25 dernières années dans le cas du Canada (Gidengil et al. 2012, 102).

Il a déjà été démontré que les caractéristiques des candidats aux élections présidentielles américaines pouvaient agir de manière notable sur le vote des électeurs. La relation entre les figures politiques et le comportement électoral est toutefois moins évidente dans les régimes de type parlementaire, notamment parce que les leaders sont associés à leur parti de façon beaucoup plus étroite et beaucoup moins autonome que ne l'est un candidat démocrate ou républicain. À cela s'ajoute le fait que les systèmes parlementaires ne permettent pas aux citoyens de voter directement pour le chef de l'exécutif comme c'est le cas aux États-Unis. Alors que la recherche a tout d'abord minimisé l'influence des leaders politiques dans les régimes parlementaires, Clive Bean soulignait, au début des années 1990, que des études employant des méthodes d'analyse plus sophistiquées tendaient plutôt à dégager un effet significatif des candidats sur le vote (Bean 1993, 111-12).

De l'avis de Bean, ces travaux n'ont cependant pas permis de cibler quels types de qualités ou de caractéristiques avaient le plus de poids sur les décisions des électeurs. Afin de combler cette lacune, Bean a procédé à l'analyse de deux sondages, l'un réalisé en Australie en 1979 (soit l'*Australian Political Attitudes Survey*), et l'autre en Nouvelle-Zélande deux ans

plus tard (le *New Zealand Post-Election Voting Survey*). Selon Bean, ces deux pays offrent une base de comparaison idéale, dans la mesure où ils présentent une grande similarité sur les plans politique et culturel (Bean 1993, 113-14). En outre, les deux enquêtes ont été menées dans un contexte politique et économique relativement semblable – et même sous des dirigeants qui peuvent être considérés comme proches par leurs attitudes, soit les premiers ministres conservateurs australien et néo-zélandais Malcolm Fraser et Rob Muldoon ainsi que les chefs travaillistes Bill Hayden et Bill Rowling. Les réponses des deux sondages concernant les caractéristiques des leaders ont été regroupées dans sept catégories, six ayant trait aux caractéristiques personnelles des candidats (la compétence, l'intégrité, la force, l'harmonie, l'agréabilité générale, d'autres traits) et une étant liée à des dimensions proprement politiques ou partisans. Chacune de ces catégories est constituée d'un versant négatif et d'un versant positif (Bean 1993, 115-16).

Les données de Bean indiquent clairement que la vaste majorité des répondants (tant en Australie qu'en Nouvelle-Zélande) évaluent les chefs de partis en fonction d'attributs personnels, ce que démontrent les proportions relativement faibles de références politiques. Si on peut également appliquer ce constat au Royaume-Uni et au Canada, il est plus difficile d'en faire autant dans le cas des États-Unis où les mentions relatives aux enjeux et aux partis sont beaucoup plus fréquentes (et parfois même plus nombreuses que les remarques qui concernent directement les traits et la personnalité des candidats). Pour Bean, cette différence tient au fait que les prises de position politiques sont davantage reliées aux partis qu'aux individus dans les systèmes parlementaires alors que le simple nom des candidats à la présidence américaine est bien souvent un programme en soi, d'où la jonction plus forte entre les enjeux et les leaders qui existe aux États-Unis (Bean 1993, 118 à 120).

Les résultats de chacun des leaders australiens et néo-zélandais, pris un à un, permettent également de constater que la compétence et l'intégrité revêtent une importance particulière, surtout parmi les commentaires positifs. Cette observation est conséquente avec la recherche qui montre que ces deux qualités sont généralement celles qui retiennent le plus l'attention des individus. Toutefois, la fréquence à laquelle une caractéristique est mentionnée ne nous renseigne pas sur l'impact que celle-ci possède sur le vote (ou les intentions de vote). Bean emploie donc une régression multiple en contrôlant pour l'identification partisane et pour toute une gamme d'enjeux. Bien que l'allégeance à un parti possède de loin la plus grande influence, l'image (agrégée) des leaders dans les deux États agit également sur le vote, quoique de manière plus marquée en Nouvelle-Zélande – cet effet est aussi plus fort chez les premiers ministres que chez les chefs de l'opposition officielle (Bean 1993, 121 à 123). Bean répète la même procédure, cette fois-ci en utilisant chacune de ses huit catégories comme variables indépendantes. À l'exception de deux catégories (force et autres traits), l'ensemble des caractéristiques sont statistiquement significatives bien que leur impact soit relativement modeste (Bean 1993, 124-25).

Enfin, lorsque chaque catégorie est divisée en fonction de son contenu (négatif ou positif), les perceptions positives ressortent comme étant les plus susceptibles d'infléchir le comportement électoral. Cette conclusion va à contresens des études américaines qui mettent plutôt de l'avant la force des évaluations négatives. En outre, seulement deux traits – sous leur forme positive – sont statistiquement significatifs pour les quatre leaders considérés, soit la compétence et l'intégrité (Bean 1993, 126 à 128). Par conséquent, « what sways leadership-based electoral decisions appears to be perceptions that party leaders positively possess the

qualities of competence and integrity rather than judgements that such qualities are absent » (Bean 1993, 129; voir aussi Funk 1999, 702).

Au Canada, il semble assez clair que l'évaluation globale (ou la popularité) des chefs agit bel et bien sur la décision individuelle des électeurs. Ces évaluations seraient pour une bonne part le produit de la compétence et de l'honnêteté ou de la fiabilité perçues des leaders. Or, au niveau agrégé, l'impact net des chefs serait relativement négligeable. « Leader evaluations can have a powerful effect on people's choice of party without necessarily making much difference to the outcome of the election » (Gidengil et al. 2012, 113). En fait, de l'avis de Gidengil et ses collègues, les évaluations des leaders ne devraient avoir un impact sensible sur les scores électoraux que lorsqu'un des chefs est *nettement* plus populaire que ses concurrents (Gidengil et al. 2012, 114; voir aussi Blais et al. 2002; Gidengil et Blais 2007; Johnston 2002).

Les études qui se penchent sur l'évaluation des candidats semblent pour la plupart reposer sur des échelles de popularité générale et des indicateurs de *perception* des traits et qualités. On s'intéresse par exemple à la compétence ou à l'honnêteté telle que perçue par les électeurs ou encore à des notations de type thermomètre (par exemple des échelles de 0 à 100) par lesquelles les citoyens peuvent indiquer leur appréciation de diverses personnalités politiques. Mais qu'en est-il des compétences objectives des chefs de partis? Il est raisonnable de croire que la compétence d'un homme ou d'une femme politique est intimement liée à son expérience cumulée à titre d'élu(e) (et peut-être aussi de fonctionnaire). Après tout, un candidat disposant d'une longue expérience politique peut se présenter devant l'électorat en brandissant un CV enviable qui témoigne de ses habiletés et de ses réalisations. En outre, plus un individu passe de temps dans l'œil du public au service de l'État, plus il devrait bénéficier

d'une notoriété importante. Il faut dire toutefois, suivant John Balz, que « l'expérience politique est un couteau à double tranchant » (Balz 2010, 487 – traduction libre). Si avoir un nom connu est en soit un atout, cela implique aussi d'avoir à défendre un bilan et de devoir répondre dans certains cas à des accusations de carriérisme¹¹³.

L'expérience politique objective d'un candidat reste donc une option intéressante. Bien sûr, d'un point de vue purement prédictif, il est fort probable que l'inclusion d'une mesure *subjective* d'appréciation des chefs contribuerait positivement à la précision du modèle que nous comptons créer. Toutefois, une telle variable n'apporte rien de bien intéressant au sujet des influences qui agissent sur les électeurs : il semble assez évident qu'un électeur qui préfère le candidat d'un certain parti a de très bonnes chances de voter pour ce même parti. Cette explication ne pousse pas bien loin la compréhension du comportement électoral. Par ailleurs, l'appréciation d'un candidat résulte d'une multitude de facteurs, ce qui en fait une mesure assez floue. Pour quelles raisons juge-t-on un candidat de manière positive ou négative? Parce qu'il a fière allure, s'exprime avec aisance, propose des politiques intéressantes, provient d'un certain milieu socioéconomique, est originaire de notre région? En outre, comme cela a été souligné, l'appréciation des candidats est en bonne partie attribuable à l'identification partisane des citoyens. On pourrait aussi faire usage d'une mesure de perception ayant directement trait à la compétence des chefs telle qu'enregistrée par l'Étude électorale canadienne : or, on ne dispose pas de données à ce sujet pour suffisamment d'élections et les chiffres nécessaires ne sont disponibles que longtemps après le décompte final des bulletins de vote, ce qui les rend inutilisables pour une formule prévisionnelle. En outre, il y a fort à parier

¹¹³ En 2016, la force de Donald Trump a peut-être été d'avoir un nom connu (une marque de commerce même), mais aucun bilan politique à justifier et certainement aucune accusation d'être un politicien de carrière à essayer (au contraire d'Hillary Clinton) – quoique l'arrivisme puisse également constituer un boulet.

que le sentiment qu’entretiennent les électeurs par rapport à la compétence des chefs est lui aussi teinté par leurs préférences partisans. L’hypothèse concernant l’expérience cumulée par les candidats s’exprime ainsi :

Hypothèse 3 : Il y a une association positive entre l’expérience politique (objective) du premier ministre et le pourcentage des voix récoltées par le parti sortant lors des élections fédérales canadiennes.

4.4 L’usure du pouvoir

La notion d’usure du pouvoir ne semble pas, du moins à notre connaissance, avoir donné lieu à de quelconques développements théoriques¹¹⁴, bien que le temps passé au pouvoir ait été employé comme variable indépendante dans plusieurs modèles prédictifs et fonctions de vote (par exemple, Abramowitz 2016; Batool et Sieg 2009; Bélanger et Godbout 2010; Bélanger, Lewis-Beck et Nadeau 2005; Lebo et Norpoth 2007; 2011; 2013; 2016; Lewis-Beck, Nadeau et Bélanger 2004; Nadeau, Lewis-Beck et Bélanger 2009; Norpoth 2004a; Norpoth et Gschwend 2010).

L’idée qui se cache derrière cette expression est toutefois relativement simple : après plusieurs années au pouvoir d’un même parti et d’un même chef, il est probable que l’électorat manifeste une volonté de changement. Comme le mentionnent Eric Shiraev et Richard Sobel, « [a] phenomenon called *incumbent fatigue* represents voters’ general inclination to replace the official in office – not necessarily and only because of political or ideological views but primarily because of the electorate’s psychological weariness with the current official » (Shiraev et Sobel 2016, 242 – italiques dans l’original). Au sujet des élections au *Bundestag*

¹¹⁴ Hormis peut-être les travaux de Martin Paldam sur le « coût du pouvoir » ou *cost of ruling* (Paldam 1986; 1991; Paldam et Skott 1995).

allemand, Helmut Norpoth et Thomas Gschwend font par exemple remarquer que l'accumulation de mandats par la coalition gouvernante est coûteuse sur le plan électoral, et ce, indépendamment de l'évaluation du chancelier et de la loyauté partisane (Norpoth et Gschwend 2010, 48).

Ainsi que le souligne la journaliste Ginette Lamarche, « [d]ans l'histoire récente du Canada, aucun gouvernement [avec le même premier ministre en tête] n'a obtenu un quatrième mandat d'affilée des électeurs » (Lamarche 2015). Seuls John A. Macdonald et Wilfrid Laurier ont pu se targuer d'avoir remis la main sur leur siège à la Chambre des communes comme chef du gouvernement à (au moins) quatre reprises *consécutives* (Pelletier et Tremblay 2011, 535 à 557). Bien que la notion d'usure du pouvoir puisse probablement s'appliquer à de nombreux États et à de nombreux régimes, la définition avancée par Shiraev et Sobel est peut-être mieux adaptée au système présidentiel américain où les citoyens élisent directement le chef de l'exécutif contrairement au cas canadien où le premier ministre est issu (en temps normal) du groupe parlementaire ayant récolté le plus de sièges (Crête et Blais 2011, 190). On peut en effet se demander si la lassitude des électeurs s'exprime avant tout envers le parti au pouvoir, le premier ministre sortant ou alors les deux à la fois. Par exemple, après les trois mandats consécutifs de William Lyon Mackenzie King (1935-1948), le Parti libéral a tout de même été reporté au pouvoir, mais sous la direction d'un nouveau chef, Louis St-Laurent. Le même scénario s'est répété avec l'élection de Paul Martin en 2004 après les trois gouvernements successifs de Jean Chrétien (1993-2003). Il se peut donc que l'arrivée d'un nouveau chef au sein de l'équipe dirigeante vienne tempérer l'impact de l'usure du pouvoir. D'ailleurs, comme le note Elisabeth Gidengil, « voters are less likely to assign either credit *or* blame when the incumbent prime minister has only recently taken over the helm »

(Gidengil 2010, 236 – italiques dans l’original). En outre, chaque leader ayant contesté au moins deux élections au cours de la période 1968-1997 a vu son évaluation moyenne décliner avec le temps (à une exception près) :

With only one exception [Ed Broadbent], every leader has suffered a decline in popularity. This pattern holds regardless of party and regardless of how popular (or not) the leader was in his first election as party leader. *The advent of a new – and popular – leader may temporarily raise average leader ratings, but then the effect wears off* (Gidengil et al. 2000, 6 – italiques ajoutés).

Quoiqu’il en soit, il semble raisonnable de croire que la présence prolongée d’une même formation et d’un même leader gouvernemental à Ottawa risque de pousser les électeurs vers les partis d’opposition. Une variable tenant compte de la longévité des gouvernements devrait donc être d’une aide précieuse pour prédire le vote du parti sortant. Le soir de l’élection du 19 octobre 2015¹¹⁵, l’ex-premier ministre progressiste-conservateur Brian Mulroney a tenu des propos fort intéressants à ce sujet à l’occasion d’une entrevue accordée à CTV News :

After a while, nine or ten years, all people have seen enough of us and they want a change, and when that slogan "It's time for a change" strikes, it is the most lethal instrument in politics. [...] I ran I guess and was successful because I wasn't Pierre Trudeau and Jean Chrétien ran and was successful because he wasn't Brian Mulroney and Justin Trudeau tonight is successful because he wasn't Stephen Harper (Mulroney dans CTV News 2015).

De cette discussion sur l’usure du pouvoir, nous tirons deux hypothèses :

Hypothèse 4 : Il y a une association négative entre le temps passé au pouvoir par le parti sortant et le pourcentage des voix récoltées par celui-ci lors des élections fédérales canadiennes.

¹¹⁵ Pour l’élection de 2015, ce facteur s’est probablement avéré d’une grande pertinence : d’après un sondage Nanos conduit les 15 et 16 octobre 2015, environ sept Canadiens sur 10 estimaient que le pays était mûr pour un changement (Nanos Research 2015, 3-4).

Hypothèse 5 : Il y a une association positive entre l'assermentation d'un nouveau premier ministre peu de temps avant une élection et le pourcentage des voix récoltées par le parti sortant lors des élections fédérales canadiennes.

Conclusion

Tout semble indiquer que le vote économique est avant tout rétrospectif et sociotropique. Cela ne veut pas dire que les électeurs ne votent pas en fonction du futur et de l'état de leurs finances personnelles, mais simplement que le passé et l'économie de la nation ont plus de poids dans la balance. Au Canada, il semble que le chômage soit l'enjeu économique qui préoccupe le plus les citoyens. La variation dans le nombre de sans-emplois devrait donc expliquer une bonne part de la performance des gouvernements sortants. Si nos meilleurs espoirs reposent sur l'emploi d'une mesure de chômage, nous avons également proposé l'utilisation du taux de change qui, jusqu'à maintenant, n'a guère retenu l'attention des prévisionnistes. Il est plus difficile de cerner les raisons exactes qui font des racines québécoises d'un leader un avantage électoral : est-ce un effet d'entraînement chez les électeurs de la province (dont les élus détiennent environ le quart des sièges à la Chambre des communes), le bilinguisme nécessaire des candidats, leur capacité présumée à concilier les intérêts du Québec et du reste du Canada ou alors une combinaison de ces éléments? Nous ne pouvons répondre avec certitude à cette question, mais il semble bel et bien que la présence d'un chef québécois constitue un atout important.

Les traits des candidats auraient aussi un impact indépendant sur le comportement des électeurs. La compétence constituerait l'une des caractéristiques les plus importantes prises en considération par les citoyens. Les gens ne font pas qu'élire des « porteurs d'idées », ils confient également les rênes du pouvoir à des individus qui seront appelés à remplir le rôle de

« gestionnaires » capables de manœuvrer l'appareil gouvernemental, d'en exploiter tous les ressorts et de régler les problèmes du moment et ceux qui pourraient se présenter dans l'avenir (voir Popkin 1991, 61). Plutôt que d'opter pour une mesure de compétence (qui serait presque nécessairement subjective), nous avons choisi une variable retraçant l'expérience politique objective des candidats. Deux raisons justifient ce choix. D'abord, d'un point de vue tout à fait pratique, nous ne disposons pas de mesures de compétence disponibles avant les élections et pour une période suffisamment longue. Ensuite, nous sommes intéressés à savoir ce que vaut concrètement, lors d'une élection, le « CV politique » d'un candidat : en d'autres mots, l'individu qui dispose de longues années de service auprès de l'État a-t-il un avantage net sur ses rivaux moins expérimentés? Il faut dire en outre qu'une variable relative à l'expérience des candidats n'exprime pas seulement la compétence de ceux-ci, mais reflète également leur notoriété au sein de la population. Bien sûr, expérience politique et notoriété ne vont pas toujours de pair (le cas de Donald Trump lors de l'élection présidentielle américaine de 2016 en est probablement le meilleur exemple), mais de manière générale les politiciens d'expérience ont passé plus de temps devant les caméras de télévision et ont, pour ainsi dire, serré davantage de mains que les individus non-initiés aux rouages du gouvernement.

Enfin, l'usure du pouvoir s'exprime à travers le démantèlement progressif des coalitions électorales mises sur pieds par les partis et les candidats, mais aussi par la lassitude psychologique qui s'empare des électeurs après quelques années d'une même administration. Cette « fatigue » de l'électorat n'est pas nécessairement due à des échecs successifs de la part du gouvernement, mais est symptomatique d'un désir de changement, de nouveauté (le changement pour le changement). Le chapitre suivant est dédié à l'opérationnalisation des variables retenue et à la construction du modèle.

CHAPITRE 5 : CRÉATION DU MODÈLE

Michael Lewis-Beck résume clairement la procédure à suivre pour créer un modèle prédictif : « [t]he steps for constructing a forecasting model are much the same as for any social scientific regression model – consult theory, express the theory in an equation, gather good data on the variables, estimate the equation, evaluate the estimates, judge the fit » (Lewis-Beck 2005, 146-47). L'approche structurelle (*structural modeling*) est de loin la plus couramment utilisée pour la réalisation de modèles prédictifs¹¹⁶ : comme nous avons pu le voir, les fonctions de vote correspondent alors à une régression par la méthode des moindres carrés ordinaire ayant pour variable dépendante le pourcentage des voix du candidat ou du parti sortant et une combinaison quelconque de variables économiques et politiques comme facteurs d'explication (Auberger 2004, 96; Lewis-Beck 2005, 150; Lewis-Beck et Dassonneville 2015b, 275-76; Walther 2015, 1-2). La majorité des modèles prennent donc la forme suivante : $\text{vote} = f(\text{économie, politique})$. Comme le fait remarquer Walther, « [t]he models have mainly differed in how they have operationalized political and economic performance » (Walther 2015, 2). Pour notre part, et conformément aux indicateurs identifiés dans le chapitre précédent, nous posons que $\text{vote} = f(\text{économie, temps passé au pouvoir}^{117}, \text{origine provinciale des leaders, expérience relative du premier ministre})$.

La variable dépendante de notre modèle sera la part des voix obtenues par la formation gouvernementale sortante. Contrairement aux États-Unis où l'utilisation du vote bipartite ou

¹¹⁶ Quelques auteurs ont également proposé des modèles dynamiques linéaires (bayésiens) permettant d'exploiter les données de sondages publiées au fil de la campagne (notamment Linzer 2013; Rigdon, Sauppe et Jacobson 2015; Walther 2015). Toutefois, comme l'indiquent Michael Lewis-Beck et Charles Tien, l'absence de raffinement statistique dans les modèles de type structurel est en bonne partie due au faible nombre de cas dont disposent en général les chercheurs (Lewis-Beck et Charles Tien 2011, 660).

¹¹⁷ Le temps passé au pouvoir représente ici deux variables que nous présentons plus loin, soit le logarithme du nombre de mois passés au pouvoir par le parti ministériel et l'assermentation d'un nouveau premier ministre peu de temps avant une élection.

two-party vote share est une option logique étant donné la domination des partis démocrate et républicain, au Canada le système politique correspond à un cas de *two-party-plus* (Epstein 1964, 48-49). Comme le mentionne Thomas Flanagan, « [a]lthough the Liberals and Conservatives have continued to form all the governments, other parties – Progressives, CCF/NDP, Social Credit, Reform, and Bloc Québécois – have been able to win significant numbers of seats in every elections since 1921 » (Flanagan 1998, 80).

Nous avons déterminé plus haut que le chômage constituait probablement l'indicateur économique le plus pertinent pour les électeurs canadiens. Au Canada, la collecte périodique de données de chômage n'a débuté qu'en novembre 1945 avec la conduite de l'Enquête sur la population active (EPA) par le Bureau fédéral de la statistique (l'ancêtre de Statistique Canada). Cela ne veut pas dire pour autant qu'il n'existe pas de renseignements sur le marché de l'emploi avant la fin de la Seconde Guerre mondiale : les syndicats rapportaient par exemple le nombre de chômeurs au sein de diverses branches d'industries dès le milieu de la Première Guerre mondiale (Sautter 1982, 478). En fait, diverses estimations du taux de chômage furent par la suite réalisées dans l'entre-deux-guerres à l'aide de nombreuses sources et des résultats de recensements, mais leur manque de fiabilité et d'importants problèmes d'ordre méthodologique et conceptuel en décourageant toutefois l'utilisation. Comme le mentionne Udo Sautter,

[n]either during the boom years of the 1920s nor during the depression of the 1930s did the Canadian authorities have a usable notion of the overall facts of the labour market. The efforts made to amend this situation were few, and their very scantiness seemingly betrayed the still lingering *laissez-faire* mood which dominated the interwar period (Sautter 1982, 475-76).

À bien des niveaux, les données recueillies avant la fin de la Seconde Guerre mondiale sont difficilement comparables à celles qui ont été récoltées par la suite. Il est en outre

intéressant de noter, à l'instar de Dave Gower, que le chômage au cours de la première moitié du 20^e siècle n'avait peut-être pas le même impact qu'aujourd'hui. Comme le note Gower, « [l']activité des femmes mariées étant beaucoup moins élevée à cette époque, le chômage était plus susceptible de priver la famille de sa seule source de revenu d'emploi. Et qui pis est, les programmes sociaux dont nous disposons aujourd'hui étaient alors quasi inexistantes » (Gower 1992, 32). En 2000, mettant à contribution les technologies informatiques modernes auxquels les statisticiens de l'époque n'avaient pas accès, Statistique Canada s'est servi des renseignements colligés avant la création de l'EPA dans le but d'effectuer de nouvelles estimations de la situation du marché de l'emploi au cours des premières décennies du siècle dernier. La base de données qui est née de cette initiative – la Base de données sur le travail dans l'Entre-deux-guerres (BDTE) – fournit notamment les taux de chômage sur une base mensuelle de 1919 à 1944 (Statistique Canada 2000). Cependant, et comme l'admet elle-même l'agence statistique, la qualité de ces estimations reste toutefois bien inférieure aux lectures d'après-guerre (Gower 2000). À la lumière de ces informations, il semble plus sage de n'utiliser que les chiffres produits par l'EPA pour procéder à la construction de notre modèle prédictif. Bien sûr, cela a l'inconvénient de nous limiter aux scrutins fédéraux qui ont suivi la Seconde Guerre mondiale. D'autre part, comme l'EPA a été conduite trimestriellement (plutôt que mensuellement) de 1946 à 1952 (Gower 1992), nous ne pouvons inclure l'élection de 1949 dans notre formule¹¹⁸. Par conséquent, le modèle que nous allons élaborer reposera sur les scrutins qui ont eu lieu de 1953 à 2015, ce qui donne 21 observations¹¹⁹.

¹¹⁸ En outre, Terre-Neuve ayant joint la Confédération trois mois seulement avant l'élection de 1949, les données de chômage nécessaires n'auraient de toute façon pas été disponibles pour cette province. Le dernier taux publié n'aurait donc pas reflété la situation dans l'ensemble du pays (voir Bureau fédéral de la statistique 1950, 1).

¹¹⁹ Il est à noter qu'avant 1966, l'échantillon de l'EPA était constitué de Canadiens âgés de 14 ans et plus. L'âge minimal de la population active est ensuite passé à 15 ans (la modification n'est en réalité survenue qu'en 1975).

Se pose maintenant la question de savoir comment mesurer le taux de chômage ou, le cas échéant, l'évolution du taux de chômage. Puisque l'élection fédérale de 1953 s'est déroulée en août, nous pouvons reculer jusqu'à sept mois avant la tenue du vote pour chacune des années qui composent notre échantillon de cas (avant cela, les données n'ont pas été colligées mensuellement). On peut donc se demander pour l'ensemble des élections de notre modèle si le taux de chômage a plus d'impact un mois, deux mois, trois mois, quatre mois, cinq mois, six mois, ou sept mois avant le vote. Nous avons également repris la mesure de Bélanger et Godbout (2010) qui consiste à calculer le taux de chômage moyen du second trimestre précédant l'élection. La corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux de chômage sur la période 1953-2015 (voir le tableau 5.1) semble indiquer que cet indicateur économique a le plus d'effet avec cinq mois de décalage ($r = -0,71$). Puisque le taux de chômage varie généralement peu à l'intérieur d'une même année, on remarquera que la force des corrélations est relativement stable pour toutes les structures de décalage testées. Un décalage trop important est toutefois inapproprié pour les élections qui ont suivi des gouvernements de courte durée comme 1958, 1963 et 1980 (qui n'ont même pas franchi le cap des 300 jours). Par exemple, il faut bien réaliser que prendre le taux de chômage cinq mois avant l'élection de 1958, correspond en réalité à observer la situation de l'emploi environ quatre mois après le scrutin de 1957. Il est impensable que les électeurs aient pu faire le bilan du premier gouvernement Diefenbaker en aussi peu de temps.

Il est peut-être plus judicieux, suivant Nadeau et Blais (1993; 1995) d'adopter une mesure relative du chômage, autrement dit, qui retrace l'évolution de la part de sans-emplois sur une certaine période. On pourrait bien évidemment utiliser la mesure retenue par les deux

par souci de continuité, ce qui fait que les données de 1966 à 1975 ont été ajustées rétroactivement pour correspondre à la nouvelle définition).

auteurs, mais celle-ci nous semble trop complexe pour refléter adéquatement le calcul (plus ou moins conscient) qui est celui des électeurs. Une opérationnalisation à première vue logique consisterait à comparer le taux de chômage avant l'élection à celui qui existait au moment où le parti ministériel a pris (ou repris) le pouvoir¹²⁰. Les corrélations entre cette mesure relative du chômage et le vote sont cependant beaucoup moins fortes (voir le tableau 5.2). Par ailleurs, cette seconde mesure souffre du même problème que la première en termes de décalage. Pour reprendre le dernier exemple, comparer le taux de chômage cinq mois avant l'élection de 1958 à ce qu'il était au moment du scrutin de 1957, implique de comparer le taux d'octobre 1957 avec celui de juin de la même année. Sans l'ombre d'un doute, même le plus sévère des électeurs laisserait à un nouveau gouvernement plus de quatre mois pour faire ses preuves.

Pour surmonter cette complication, nous avons décidé de nous rabattre sur un *lag* plus court de trois mois. Certes, il est également possible comme Nadeau et Blais de retirer les élections problématiques du modèle, mais avec seulement 21 cas, cette solution n'est pas la plus attrayante. Nous explorons néanmoins cette possibilité plus loin.

Tableau 5.1 : Corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux de chômage, 1953-2015

Décalage	Coefficient de corrélation
1 mois	-0,65
2 mois	-0,64
3 mois	-0,67
4 mois	-0,68
5 mois	-0,71
6 mois	-0,69
7 mois	-0,70
2 ^e trimestre	-0,69

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Statistique Canada 1975, 233; 1994, 258; 2016.

¹²⁰ Pour l'élection de juin 1949 (qui a précédé celle de 1953), nous avons utilisé le taux de chômage du second trimestre (soit avril-mai-juin 1949).

Tableau 5.2 : Corrélation entre les résultats électoraux et l'évolution du taux de chômage depuis l'élection précédente (avec différents décalages), 1953-2015

Décalage	Coefficient de corrélation
1 mois	-0,26
2 mois	-0,23
3 mois	-0,27
4 mois	-0,31
5 mois	-0,35
6 mois	-0,34
7 mois	-0,36
2 ^e trimestre	-0,33

Sources : Bureau fédéral de la statistique 1950, 4; Canada, Parlement du Canada 2015b; Statistique Canada 1975, 233; 1994, 258; 2016.

Il se peut en outre que les Canadiens aient un œil sur leur voisin du Sud et principal partenaire commercial lorsqu'arrive le moment de juger l'état de l'économie nationale – une idée déjà avancée par Calum Carmichael (1990, 719). Si l'économie va mieux aux États-Unis qu'au Canada, les électeurs canadiens pourraient bien être tentés de punir le gouvernement en place. Comme le mentionnent Mark Kayser et Michael Peress, « [v]oters in a wide variety of democracies benchmark national economic growth against that abroad, punishing (rewarding) incumbents for national outcomes that underperform (outperform) an international comparison » (Kayser et Peress 2012, 661; mais voir Arel-Bundock, Blais et Dassonneville 2016). Selon Kayser et Peress, la comparaison ne serait pas directement réalisée par les électeurs eux-mêmes, mais plutôt par le biais de l'appareil médiatique. Prenant conscience, grâce à l'information disséminée par les médias, de l'écart (positif ou négatif) qui existe entre la situation économique de leur pays et celle qui prévaut à l'étranger, les citoyens sont alors en mesure de voter en connaissance de cause (Kayser et Peress 2012, 680). Mark Kayser et Arndt Leininger ont d'ailleurs employé avec succès une variable économique comparative dans un modèle prédictif dédié au *Bundestag* allemand, à savoir la performance relative de

l'Allemagne par rapport aux trois autres plus grandes économies européennes – la France, le Royaume-Uni et l'Italie – en termes de croissance du produit intérieur brut (Kayser et Leininger 2016). Bruno Jérôme, Véronique Jérôme-Speziari et Michael Lewis-Beck ont également constaté que les électeurs français et allemands étaient sensibles à l'écart existant entre leurs deux pays sur le plan de la croissance économique (Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck 2001, 110). La corrélation tout de même appréciable ($r = -0,50$) entre le vote populaire recueilli par la formation sortante et l'écart entre les taux de chômage canadien et américain trois mois avant l'élection est encourageante (voir le tableau 5.3).

Tableau 5.3 : Corrélation entre les résultats électoraux et la différence entre le taux de chômage au Canada et le taux de chômage aux États-Unis (avec différents décalages), 1953-2015

Décalage	Coefficient de corrélation
1 mois	-0,53
2 mois	-0,47
3 mois	-0,50
4 mois	-0,53
5 mois	-0,51
6 mois	-0,47
7 mois	-0,48
2 ^e trimestre	-0,51

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Statistique Canada 1975, 233; 1994, 258; 2016; U.S. Bureau of Labor Statistics 2017.

Mis à part le taux de chômage, il est possible bien sûr que d'autres indicateurs économiques influencent le choix des électeurs canadiens. L'inflation est une autre mesure pertinente pour laquelle nous disposons de lectures mensuelles qui remontent suffisamment loin dans le temps. Or, l'inclusion de cette variable dans notre modèle (en remplacement du taux de chômage) s'est révélée non-concluante : peu importe le décalage retenu (un mois, deux, trois mois, etc.), le taux d'inflation mensuel n'atteint jamais les seuils de signification

statistique conventionnels et ne permet d'expliquer (en combinaison avec les autres variables) qu'une part nettement plus congrue de la variance dans le support électoral consenti au gouvernement. La faiblesse des coefficients de corrélation entre le vote en faveur du parti ministériel et l'accroissement des prix à la consommation n'est donc pas surprenante (voir le tableau 5.4).

Tableau 5.4 : Corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux d'inflation, 1953-2015

Décalage	Coefficient de corrélation
1 mois	0,05
2 mois	0,04
3 mois	0,00
4 mois	0,00
5 mois	-0,01
6 mois	0,05
7 mois	-0,02
2 ^e trimestre	0,01

Sources : Banque du Canada S.d.; Canada, Parlement du Canada 2015b; Canadian Inflation 2014.

Au chapitre précédent, nous avons suggéré l'utilisation du taux de change pour prédire le résultat des élections canadiennes. Cet indicateur a cela d'intéressant qu'il s'agit en quelque sorte d'un *benchmark* naturel. Comme le mentionne Jean-Luc Bailly, le taux de change « exprime [...] la position relative des différents pays dans l'espace économique international, et ses variations sont généralement interprétées comme une indication de la santé d'une économie » (Bailly 2006, 227). La corrélation entre le vote en faveur du parti sortant et le taux de change USD/CAD semble indiquer que la dépréciation de la monnaie canadienne par rapport au dollar américain agirait négativement sur la performance électorale du parti au pouvoir. Comme le montre le tableau 5.5, l'association entre ces deux variables est toutefois plus modeste que pour chacune de nos mesures de chômage (fixe ou relative aux États-Unis).

Tout de même, il y a fort à parier que les électeurs canadiens interprètent la faiblesse de leur monnaie comme un signe d'affaiblissement économique et un désavantage par rapport aux États-Unis. Pour le citoyen ordinaire, les achats et les voyages au sud de la frontière deviennent plus onéreux, une frustration qu'il ne faut peut-être pas négliger. Par conséquent, une version de notre modèle intégrera le taux de change pour le dollar américain par rapport au dollar canadien mesuré trois mois avant le vote.

Tableau 5.5 : Corrélation entre les résultats électoraux et les différentes lectures du taux de change USD/CAD, 1953-2015

Décalage	Coefficient de corrélation
1 mois	-0,47
2 mois	-0,48
3 mois	-0,45
4 mois	-0,46
5 mois	-0,46
6 mois	-0,44
7 mois	-0,46
2 ^e trimestre	-0,45

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Statistique Canada 2017b.

Comme nous l'avons vu au chapitre précédent, quatre indicateurs non-économiques sont envisagés, à savoir l'origine provinciale du premier ministre en place¹²¹, la longévité du gouvernement, la venue d'un nouveau chef peu de temps avant l'organisation d'un scrutin et l'expérience relative du premier ministre. Nous empruntons la première variable à Richard

¹²¹ L'origine provinciale est ici une question de naissance. L'origine de deux personnalités politiques porte toutefois à réflexion. Tout d'abord, d'un point de vue strict, Justin Trudeau ne devrait pas être considéré comme un chef québécois, dans la mesure où celui-ci est né à Ottawa durant le mandat de son père comme premier ministre. Toutefois, il nous semble plus logique de considérer Justin Trudeau comme un chef québécois étant donné les racines montréalaises de Pierre Elliott Trudeau : Justin Trudeau représente d'ailleurs une circonscription québécoise, celle de Papineau située sur l'île de Montréal (Marshall 2015). Inversement, malgré le fait que Jack Layton soit né à Montréal, nous croyons plus sage de le considérer comme n'étant pas un chef québécois : après tout, Layton a passé la majeure partie de sa vie en Ontario et siégeait à titre de député de Toronto–Danforth lors de ses mandats au Parlement fédéral (CBC News 2011; Whitehorn 2015). Notons néanmoins que si l'on considérait Layton comme un chef québécois pour le scrutin de 2011 et Trudeau comme un chef non-québécois pour le scrutin de 2015, cela ne changerait rien au codage de la variable.

Nadeau et André Blais (1993, 781-82) telle que révisée par Bélanger et Godbout (2010, 696).

La variable prend donc une valeur de :

- +1 lorsque le chef du parti sortant est originaire du Québec et que cela n'est le cas d'aucun autre leader;
- +0,5 lorsque le chef du parti sortant est originaire du Québec et que cela est également le cas d'un chef de parti mineur (Crédit social, Bloc québécois) ou encore d'un chef de parti mineur *et* d'un chef de parti majeur (Parti conservateur, Parti libéral, NPD);
- 0 lorsqu'aucun des chefs n'est originaire du Québec;
- -0,5 lorsque le chef du parti sortant n'est pas originaire du Québec, mais que cela est le cas d'un chef de parti mineur ou encore d'un chef de parti mineur *et* d'un chef de parti majeur;
- -1 lorsque le chef du parti sortant n'est pas originaire du Québec, mais que cela est le cas du chef d'un parti majeur (en l'absence d'un chef québécois au sein d'un parti mineur)¹²².

La seconde variable, empruntée à Bélanger et Godbout (2010, 693), correspond au logarithme naturel du nombre de mois passés au pouvoir avant que le parti ministériel ne soit renvoyé sur les bancs de l'opposition. Comme l'indiquent les deux auteurs, « [t]he logarithmic transformation of the variable introduces the assumption that the marginal effect of time (i.e., the effect of each new additional month) diminishes as mandates grow longer » (Bélanger et Godbout 2010, 693). Toutefois, à la différence de Bélanger et Godbout, qui ignorent l'intermède progressiste-conservateur de neuf mois sous Joe Clark (1979-1980) dans le calcul de la variable de longévité du gouvernement libéral pour 1984 (Bélanger et Godbout 2010, 698), nous recommençons le calcul du nombre de mois de gouverne libérale à partir de 1980. Par conséquent, au lieu de considérer que les Libéraux sont au pouvoir depuis 248,3 mois

¹²² Certes, la détermination des valeurs peut sembler être le fruit d'une décision quelque peu arbitraire, mais nous voyons mal comment un indice de la sorte pourrait être codé de manière tout à fait non-arbitraire : jusqu'à preuve du contraire, cette échelle de valeurs nous semble être la plus logique et la plus sensée.

« consécutifs » (1963-1984), nous ne prenons que les 54,6 mois qui se sont écoulés entre les scrutins de 1980 et 1984. Nous ne voyons tout simplement pas de raison valable d'ignorer cette courte période de gouvernement conservateur. À cette variable, nous en joignons une autre qui capture l'effet potentiel que pourrait exercer la venue d'un nouveau leader à la tête du parti sortant. Une nouvelle figure politique à la barre du gouvernement pourrait aider à combattre l'usure du pouvoir (ou encore à amoindrir l'effet d'un bilan négatif). Concrètement, il s'agit d'un facteur dichotomique codé 1 lorsque le chef du gouvernement cède ses fonctions à un nouvel individu à proximité d'une course électorale et 0 autrement. En 1968, 1984, 1993 et 2003, à quelques mois des élections fédérales, le premier ministre en poste a quitté ses fonctions, laissant ainsi à quelqu'un d'autre le soin de diriger le gouvernement.

Enfin, la variable d'expérience relative renvoie à la différence entre le nombre d'années passées en politique provinciale et fédérale en tant qu'élue ou haut fonctionnaire par le premier ministre sortant et le nombre d'années cumulées dans la même sphère par son principal concurrent. Plus précisément, la mesure retenue concerne l'exercice des fonctions suivantes : maire, député, sous-ministre, ambassadeur, sénateur, chef de parti, chef de l'opposition officielle, ministre et premier ministre¹²³. Dans un deuxième temps, nous avons aussi inclus l'expérience à titre de conseiller municipal (échevin) et de conseiller scolaire qui sont, à notre avis, des postes électifs de profil plutôt bas (*low profile*). L'identité du principal concurrent du premier ministre porte à réflexion : l'option la plus évidente consiste certainement à faire du chef de l'opposition officielle le plus grand rival du premier

¹²³ Les fonctions remplies simultanément ne sont pas cumulatives. On notera par ailleurs, que cette variable n'est pas corrélée avec le logarithme du nombre de mois au pouvoir contrairement à ce qu'on pourrait croire : en fait, la valeur du coefficient de Pearson pour ces deux variables est d'environ -0,1. En outre, que l'on retire l'une ou l'autre de ces variables du modèle, le coefficient de la variable restante et sa signification statistique demeurent inchangés.

ministre¹²⁴. Mais on peut aussi penser que les Canadiens réfléchissent surtout en termes de confrontation entre Libéraux et (Progressiste-)Conservateurs qui sont, après tout, les seuls à avoir formé le gouvernement depuis 1867. En d'autres mots, lorsque le premier ministre est libéral, la figure de comparaison serait le chef (progressiste-) conservateur et vice-et-versa. Il n'est arrivé qu'à trois reprises que le chef de l'opposition officielle ne soit pas issu de l'une de ces deux formations politiques au déclenchement d'une campagne électorale (soit Gilles Duceppe en 1997, Stockwell Day en 2000 et Thomas Mulcair en 2015, qui devraient donc être remplacés respectivement par Jean Charest, Joe Clark et Justin Trudeau). Les deux opérationnalisations (premier ministre contre chef de l'opposition officielle et premier ministre contre chef libéral/conservateur) sont mises à l'épreuve¹²⁵.

Les données recueillies (voir l'annexe III) ont été introduites dans le logiciel *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) afin de créer différentes équations de régression. Les équations les plus satisfaisantes sur le plan statistique ont ensuite été soumises aux tests de la prévision intra-échantillon, hors-échantillon et avant-coup afin de déterminer lequel des modèles fournit les prédictions s'approchant le plus des scores réels. Tout comme pour les modèles canadiens existant, nous avons procédé au calcul de l'erreur moyenne absolue

¹²⁴ Pour l'élection de 1997, les calculs ont été effectués en utilisant l'expérience de Gilles Duceppe (officiellement le leader de l'opposition officielle), mais aussi avec l'expérience de Preston Manning, chef du Parti réformiste qui, en plus de détenir autant de sièges (50) que le Bloc québécois au moment de la dissolution du Parlement (Directeur général des élections du Canada 1997, 2), présentait des candidats dans chaque province, ce qui n'était évidemment pas le cas du Bloc.

¹²⁵ Afin de mieux illustrer la manière dont nous avons procédé, prenons le scrutin de 2000 comme exemple. Jean Chrétien (premier ministre sortant en 2000) a occupé un siège de député (et rempli diverses fonctions ministérielles) du 8 avril 1963 au 27 février 1986. Il a ensuite repris du service le 23 juin 1990 à titre de chef du Parti libéral avant de devenir premier ministre du Canada en 1993. Par conséquent, en date du 27 novembre 2000, Chrétien avait 33,36 ans d'expérience politique à son actif. Pour sa part, Joe Clark, alors chef du Parti progressiste-conservateur, a été élu comme député fédéral et occupé diverses fonctions (notamment celle de premier ministre) jusqu'à un premier départ de la vie politique le 8 septembre 1993. Il fut par la suite élu chef du Parti progressiste-conservateur le 14 novembre 1998. Par conséquent, le 27 novembre 2000, Clark avait cumulé 22,92 ans d'expérience. Si l'on considère Clark comme étant le principal adversaire de Chrétien pour l'élection de 2000, alors la variable d'expérience prendra une valeur de 10,44 ans, soit 33,36 – 22,92 (voir Canada, Parlement du Canada 2015c).

(MAE), de la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et du U_2 de Theil. Les résultats sont présentés dans le chapitre suivant.

CHAPITRE 6 : RÉSULTATS ET QUALITÉ DES MODÈLES

Compte tenu de ce qui a été dit précédemment, sept variables ont été retenues, dont trois facteurs économiques tels que mesurés au cours du troisième mois précédant l'élection, à savoir le taux de chômage, la différence entre les taux de chômage canadien et américain (le *benchmark*) et le taux de change. Le temps passé au pouvoir (que nous mesurons comme le logarithme du nombre de mois de gouverne consécutifs d'un même parti), la venue d'un nouveau chef de gouvernement, l'origine provinciale des leaders et le nombre d'années d'expérience qui séparent le premier ministre de son principal adversaire servent pour leur part à définir la portion non-économique des modèles. On notera que les postes de conseiller municipal et de conseiller scolaire ne sont finalement pas comptabilisés dans notre mesure d'expérience, leur inclusion produisant de moins bons résultats. En outre, il vaut mieux considérer que le grand rival du premier ministre est le chef libéral ou conservateur (dépendamment) même lorsque ce dernier n'est pas chef de l'opposition officiel. Le tableau 6.1 présentent différentes combinaisons de ces variables. Soulignons que la partie non-économique reste inchangée d'un modèle à l'autre : seule la variable économique est remplacée tour à tour. Le retrait d'une seule des variables non-économiques (peu importe laquelle) nuit inmanquablement aux modèles. Également, en raison de la remarque de Nadeau et Blais (1993) sur la trop grande proximité de certaines élections, chacune des formules a été ré-estimée en excluant les scrutins de 1958 et 1980.

Tableau 6.1 : Différentes propositions de modèles

Variables / Paramètres	Modèle I-A	Modèle I-B	Modèle II-A	Modèle II-B	Modèle III-A	Modèle III-B
Constante	69,329***	66,619***	58,984***	55,186***	84,437***	81,203***
Taux de chômage	-2,276***	-2,145***	–	–	–	–
Benchmark	–	–	-3,426***	-3,243***	–	–
Taux de change	–	–	–	–	-28,264***	-25,007**
Log du nombre de mois	-3,950***	-3,484**	-4,152***	-3,312***	-3,504**	-3,552*
Nouveau chef	4,274	3,071	6,872**	5,676**	3,845	2,271
Origine provinciale	9,289***	8,236***	12,951***	11,691***	11,500***	10,844***
Expérience relative	0,272***	0,206**	0,313***	0,251***	0,347***	0,293**
R^2	0,835	0,860	0,882	0,914	0,777	0,731
Adj. R^2	0,780	0,807	0,843	0,881	0,703	0,627
SEE	3,747	3,270	3,169	2,568	4,358	4,545
DW	2,176	1,703	2,501	2,113	1,807	1,684
N^\dagger	21	19	21	19	21	19

$^\dagger N = 21$ (1953-2015); $N = 19$ (1953-2015, sauf 1958 et 1980)

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

6.1 Performance des modèles et effets des variables

Des six modèles que l'on retrouve dans le tableau 6.1, le modèle II-A est le plus satisfaisant d'un point de vue statistique parmi les formules à 21 cas. Il en va de même pour le modèle II-B parmi les formules à 19 cas (c'est-à-dire excluant 1958 et 1980). Le modèle II-A explique environ 84% de la variance dans le vote, une amélioration par rapport aux deux équations proposées par Bélanger et Godbout (2010) dont les valeurs de R^2 -ajusté atteignent respectivement 0,65 et 0,72¹²⁶. En outre, la valeur de la PRESS est de 336,89 pour le modèle

¹²⁶ On peut se demander si cette amélioration est principalement attribuable à l'opérationnalisation et au choix de nos variables ou alors au nombre d'indicateurs utilisés : après tout, les modèles proposés par Bélanger et Godbout reposent respectivement sur trois et quatre variables et non cinq comme cela est le cas dans notre formule. Or, l'ensemble des équations à cinq variables qu'il est possible de créer à l'aide des trois indicateurs de base de Bélanger et Godbout (soit le taux de chômage au deuxième trimestre avant le vote, le taux de satisfaction envers le gouvernement – intentions de vote – trois mois avant l'élection et le logarithme du nombre de mois passés au pouvoir) et des variables de substitution du premier ministre, d'origine provinciale et d'expérience politique, laissent penser que c'est les différences en terme d'opérationnalisation, plus que le nombre de variables, qui expliquent la supériorité de notre formule.

II-A et de 605,38 (avec $SS_T = 1277,983$ dans les deux cas) pour le modèle de Bélanger et Godbout : le R^2 -prévu de ce modèle est donc de 0,74 contre 0,53 du côté de Bélanger et Godbout. L'ensemble des variables sont statistiquement significatives aux seuils de 0,01 ou 0,05. L'impact du *benchmark* est net : toutes choses étant égales par ailleurs, lorsque le pourcentage de chômeurs canadiens croît d'un point par rapport au pourcentage qui existe de l'autre côté de la frontière, le parti sortant peut s'attendre à perdre environ 3,4 points de pourcentage. Le temps passé au pouvoir possède lui aussi un effet notable sur le score de la formation ministérielle : une augmentation d'un point dans le logarithme du nombre de mois au gouvernement réduit de plus de quatre points le pourcentage des voix du parti sortant. Le départ du premier ministre et son remplacement par un nouveau chef quelques semaines ou mois avant une élection semble également avoir un impact considérable sur les scores du parti sortant : une telle alternance au pouvoir s'accompagnerait d'un gain approchant les sept points. L'origine provinciale dispose pour sa part d'un impact substantiel : lorsque le premier ministre en poste est originaire du Québec et que cela n'est le cas d'aucun autre chef, alors le parti au pouvoir peut s'attendre à aller chercher près de 13 points de pourcentage supplémentaires. À première vue, l'effet de l'expérience relative des chefs peut sembler plutôt modeste. Une année de plus en politique pour le chef du parti sortant par rapport à son principal adversaire ne se traduit que par une hausse inférieure à un tiers de point dans le vote populaire. Il faut cependant souligner que d'importants écarts en termes d'expérience séparent généralement le premier ministre de son principal concurrent traditionnel. En moyenne, la différence se chiffre à plus de 10 ans (la différence médiane est légèrement supérieure à huit ans). Une décennie de plus au service de l'État permettrait un gain électoral avoisinant les trois points de pourcentage.

L'erreur moyenne absolue et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne des prévisions intra-échantillon du modèle II-A sont de 2,19 et 2,68 points respectivement, en deçà donc des erreurs que l'on trouve chez Bélanger et Godbout (2010) pour l'un ou l'autre de leurs modèles. L'indice de Theil est pour sa part de 0,19 par rapport à 0,30 chez Bélanger et Godbout (voir le tableau 6.2). La MAE des prédictions hors-échantillon (3,24 points), la RMSE (4,01 points) et le U_2 (0,29) sont également moindres en comparaison à Bélanger et Godbout (voir le tableau 6.3). En ce qui a trait aux prévisions avant-coup (en remontant jusqu'à 1972 après quoi il y a épuisement des degrés de liberté), celles-ci affichent sans surprise des erreurs supérieures à celles des autres tests de précision (voir le tableau 6.4). Le modèle performe tout de même mieux que la formule à trois variables de Bélanger et Godbout : la MAE est de 4,32 points (comparativement à 4,78 points), la RMSE de 5,69 points (comparativement à 6,60 points) et le U_2 de 0,33 (comparativement à 0,43).

Tableau 6.2 : Prédictions intra-échantillon du modèle II-A, 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	48,04	50,00	-1,96
1957	45,88	42,30	3,58
1958	47,67	53,70	-6,03
1962	36,68	37,30	-0,62
1963	36,74	32,90	3,84
1965	37,72	40,20	-2,48
1968	46,73	45,50	1,23
1972	38,06	38,50	-0,44
1974	39,41	43,20	-3,79
1979	38,57	40,10	-1,53
1980	36,78	32,50	4,28
1984	26,08	28,00	-1,92
1988	44,29	43,00	1,29
1993	17,72	16,00	1,72
1997	41,12	38,50	2,62
2000	40,36	40,80	-0,44
2004	35,65	36,70	-1,05
2006	27,51	30,20	-2,69
2008	37,69	37,70	-0,01
2011	43,57	39,60	3,97
2015	32,30	31,90	0,40
MAE	—	—	2,19
RMSE	—	—	2,68
U_2 de Theil	—	—	0,19

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; voir les tableaux pertinents à l'annexe III pour les données qui ont servi à faire les prédictions.

Tableau 6.3 : Prédiction hors-échantillon du modèle II-A, 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	47,43	50,00	-2,57
1957	47,00	42,30	4,70
1958	44,05	53,70	-9,65
1962	36,60	37,30	-0,70
1963	37,33	32,90	4,43
1965	36,96	40,20	-3,24
1968	48,21	45,50	2,71
1972	37,95	38,50	-0,55
1974	38,38	43,20	-4,82
1979	38,24	40,10	-1,86
1980	39,46	32,50	6,96
1984	24,83	28,00	-3,17
1988	44,78	43,00	1,78
1993	20,47	16,00	4,47
1997	43,01	38,50	4,51
2000	40,24	40,80	-0,56
2004	35,02	36,70	-1,68
2006	26,63	30,20	-3,57
2008	37,70	37,70	0,00
2011	45,26	39,60	5,66
2015	32,39	31,90	0,49
MAE	—	—	3,24
RMSE	—	—	4,01
U_2 de Theil	—	—	0,29

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; voir les tableaux pertinents à l'annexe III pour les données qui ont servi à faire les prédictions.

Tableau 6.4 : Prédiction avant-coup du modèle II-A, 1972-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1972	28,64	38,50	-9,86
1974	39,57	43,20	-3,63
1979	33,84	40,10	-6,26
1980	44,09	32,50	11,59
1984	18,18	28,00	-9,82
1988	46,31	43,00	3,31
1993	15,62	16,00	-0,38
1997	42,82	38,50	4,32
2000	39,92	40,80	-0,88
2004	36,52	36,70	-0,18
2006	27,12	30,20	-3,08
2008	38,65	37,70	0,95
2011	45,29	39,60	5,69
2015	32,39	31,90	0,49
MAE	—	—	4,32
RMSE	—	—	5,69
U_2 de Theil	—	—	0,33

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; voir les tableaux pertinents à l'annexe III pour les données qui ont servi à faire les prédictions.

Le modèle II-B est similaire en tous points au modèle II-A, la seule différence étant l'exclusion des scrutins de 1958 et 1980. Le retrait de ces deux élections améliore la qualité d'ajustement du modèle : le coefficient de détermination multiple ajusté atteint presque la barre des 0,90. Bien que toujours statistiquement significatives, les variables voient la magnitude de leur impact sur le vote diminuer légèrement. Le parti sortant perd environ 3,2 points de pourcentage pour chaque augmentation d'un point dans l'écart qui existe entre le taux de chômage canadien et le taux américain. Un point supplémentaire dans le temps passé à la barre du pays entraînerait pour sa part une diminution d'un peu plus de trois points dans le score du parti ministériel, alors que la substitution du premier ministre peu de temps avant une élection mènerait à une hausse d'environ 5,7 points. L'impact de l'origine des leaders reste considérable : un premier ministre québécois dont tous les rivaux proviennent de l'extérieur du

Québec peut espérer un gain électoral approchant les 12 points de pourcentage. Enfin, chaque année de plus en politique n'apporte qu'une hausse minimale de 0,25 point de pourcentage dans le vote. Encore une fois, il faut être conscient du fait que les écarts en termes d'expérience sont généralement importants. Un gain d'à peine 2,5 points de pourcentage reste néanmoins une bien maigre récompense pour 10 ans de service public supplémentaires par rapport à son principal adversaire. En somme, les modèles II-A et II-B semblent confirmer les cinq hypothèses que nous avons mises de l'avant au chapitre 4. Comparativement au modèle II-A, le modèle II-B gagne en précision. Pour les prévisions intra- et hors-échantillon, les MAE sont respectivement de 1,78 et 2,79 points de pourcentage et les RMSE de 2,12 et 3,56 points. Pour sa part, le coefficient d'inégalité n'est que de 0,13 intra-échantillon et 0,23 hors-échantillon (voir le tableau 6.5 et le tableau 6.6). On notera toutefois que le modèle II-B est moins performant que le modèle II-A lorsque les scores sont estimés avant-coup comme le montre les valeurs plus élevées de MAE (5,42 points), RMSE (7,41 points) et U_2 (0,32) (voir le tableau 6.7). La valeur de la PRESS obtenue à partir des erreurs hors-échantillon se chiffre à 240,77 (et $SS_T = 996,409$), ce qui nous permet de calculer un R^2 -prévu de 0,76.

Tableau 6.5 : Prédictions intra-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	47,76	50,00	-2,24
1957	45,88	42,30	3,58
1962	36,52	37,30	-0,78
1963	36,67	32,90	3,77
1965	37,84	40,20	-2,36
1968	45,81	45,50	0,31
1972	38,79	38,50	0,29
1974	40,18	43,20	-3,02
1979	38,52	40,10	-1,58
1984	25,70	28,00	-2,30
1988	43,69	43,00	0,69
1993	19,36	16,00	3,36
1997	39,54	38,50	1,04
2000	39,54	40,80	-1,26
2004	35,33	36,70	-1,37
2006	28,54	30,20	-1,66
2008	37,37	37,70	-0,33
2011	42,89	39,60	3,29
2015	32,47	31,90	0,57
MAE	–	–	1,78
RMSE	–	–	2,12
U_2 de Theil	–	–	0,13

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; voir les tableaux pertinents à l'annexe III pour les données qui ont servi à faire les prédictions.

Tableau 6.6 : Prédiction hors-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	46,92	50,00	-3,08
1957	47,33	42,30	5,03
1962	36,40	37,30	-0,90
1963	37,27	32,90	4,37
1965	36,50	40,20	-3,70
1968	46,23	45,50	0,73
1972	38,89	38,50	0,39
1974	39,31	43,20	-3,89
1979	38,10	40,10	-2,00
1984	24,14	28,00	-3,86
1988	44,09	43,00	1,09
1993	25,75	16,00	9,75
1997	40,69	38,50	2,19
2000	39,19	40,80	-1,61
2004	34,38	36,70	-2,32
2006	27,90	30,20	-2,30
2008	37,27	37,70	-0,43
2011	44,36	39,60	4,76
2015	32,62	31,90	0,72
MAE	–	–	2,79
RMSE	–	–	3,56
U_2 de Theil	–	–	0,23

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; voir les tableaux pertinents à l'annexe III pour les données qui ont servi à faire les prédictions.

Tableau 6.7 : Prédications avant-coup du modèle II-B, 1974-2015 à l'exception de 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1974	25,38	43,20	-17,82
1979	33,15	40,10	-6,95
1984	20,50	28,00	-7,50
1988	53,92	43,00	10,92
1993	24,95	16,00	8,95
1997	40,41	38,50	1,91
2000	39,15	40,80	-1,65
2004	35,56	36,70	-1,14
2006	28,30	30,20	-1,90
2008	38,34	37,70	0,64
2011	44,58	39,60	4,98
2015	32,62	31,90	0,72
MAE	–	–	5,42
RMSE	–	–	7,41
U_2 de Theil	–	–	0,32

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; voir les tableaux pertinents à l'annexe III pour les données qui ont servi à faire les prédictions.

Les régressions utilisées pour les prévisions hors-échantillon et avant-coup nous permettent par ailleurs d'évaluer la stabilité des modèles lorsqu'une observation est retirée ou la taille de l'échantillon réduite progressivement. Dans le cas du modèle II-A (voir le tableau 6.8), on remarque que la qualité de la formule ne repose pas sur une seule observation : peu importe le scrutin retiré, la valeur des coefficients reste à peu près inchangée et jamais une variable ne se révèle non-statistiquement significative. Il faut dire par contre que l'élection de 1993 contribue de manière tout de même notable à l'augmentation du pourcentage de la variance expliquée dans le vote en faveur du parti ministériel. Alors que la valeur du R^2 -ajusté se situe entre 83% et 88% peu importe le scrutin omis, lorsqu'on fait abstraction de 1993, la part de la variance expliquée chute à 75%. En ce qui a trait au modèle II-B (voir le tableau 6.9), le retrait de l'élection de 1993 fait chuté de manière un peu moins prononcée la valeur du coefficient de détermination, mais on remarque que les coefficients associés à chacune des

variables prennent alors parmi les valeurs les plus basses, sans compter que la variable ayant trait au changement de premier ministre n'atteint pas les seuils de signification conventionnels.

Tableau 6.8 : Stabilité des paramètres du modèle II-A lorsque des observations sont exclues, 1953-2015

Élection exclue	Constante	Benchmark	Nombre de mois (log)	Nouveau chef	Origine provinciale	Expérience relative	SEE	Adj. R^2
Aucune	58,984***	-3,426***	-4,152***	6,872**	12,951***	0,313***	3,169	0,843
1953	59,186***	-3,340***	-4,247***	6,701**	12,617***	0,307***	3,226	0,825
1957	58,212***	-3,526***	-3,890***	6,978**	13,447***	0,317***	3,092	0,856
1958	52,235***	-3,293***	-2,676***	6,051***	11,759***	0,265***	2,570	0,877
1962	58,967***	-3,415***	-4,161***	6,914**	13,002***	0,312***	3,276	0,840
1963	58,922***	-3,515***	-4,048***	6,636**	12,614***	0,320***	3,090	0,855
1965	58,259***	-3,338***	-4,058***	7,146**	13,280***	0,330***	3,192	0,848
1968	59,950***	-3,596***	-4,351***	8,153**	13,465***	0,316***	3,244	0,836
1972	59,031***	-3,432***	-4,171***	6,953**	12,969***	0,317***	3,278	0,840
1974	59,501***	-3,396***	-4,363***	7,418***	13,086***	0,347***	3,076	0,856
1979	59,412***	-3,468***	-4,266***	7,018**	12,882***	0,308***	3,249	0,842
1980	62,705***	-3,292***	-4,947***	5,914**	12,475***	0,271***	2,938	0,868
1984	58,998***	-3,511***	-4,133***	6,218**	13,116***	0,299***	3,214	0,833
1988	59,413***	-3,371***	-4,244***	6,747**	13,159***	0,306***	3,255	0,839
1993	57,634***	-3,055***	-3,889***	6,605**	12,189***	0,261**	3,195	0,748
1997	59,888***	-3,169***	-4,388***	6,668**	13,546***	0,344***	3,150	0,852
2000	58,975***	-3,445***	-4,151***	6,903**	12,904***	0,310***	3,278	0,839
2004	59,068***	-3,347***	-4,186***	6,233*	12,896***	0,303***	3,261	0,842
2006	60,282***	-3,552***	-4,495***	7,733***	13,569***	0,324***	3,174	0,842
2008	58,983***	-3,426***	-4,151***	6,873**	12,951***	0,313***	3,281	0,840
2011	59,695***	-3,832***	-4,152***	7,440***	12,884***	0,347***	3,027	0,864
2015	58,872***	-3,419***	-4,119***	6,811**	12,903***	0,314***	3,279	0,835

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Tableau 6.9 : Stabilité des paramètres du modèle II-B lorsque des observations sont exclues, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980

Élection exclue	Constante	Benchmark	Nombre de mois (log)	Nouveau chef	Origine provinciale	Expérience relative	SEE	Adj. R^2
Aucune	55,186***	-3,243***	-3,312***	5,676**	11,691***	0,251***	2,568	0,881
1953	56,119***	-3,132***	-3,576***	5,400**	11,288***	0,241***	2,563	0,866
1957	52,813***	-3,365***	-2,698**	5,906***	12,193***	0,259***	2,375	0,901
1962	55,008***	-3,230***	-3,290**	5,738**	11,750***	0,250***	2,662	0,879
1963	55,581***	-3,328***	-3,309***	5,415**	11,372***	0,257***	2,402	0,899
1965	52,586***	-3,161***	-2,823**	6,132**	12,042***	0,275***	2,533	0,890
1968	55,609***	-3,290***	-3,401**	6,025*	11,845***	0,252***	2,669	0,870
1972	55,161***	-3,238***	-3,300**	5,613**	11,673***	0,247***	2,671	0,878
1974	55,838***	-3,227***	-3,534***	6,167***	11,859***	0,281***	2,483	0,891
1979	56,110***	-3,284***	-3,535**	5,795**	11,623***	0,244***	2,623	0,882
1984	54,765***	-3,345***	-3,195**	4,880**	11,856***	0,233***	2,530	0,879
1988	55,938***	-3,208***	-3,475**	5,578**	11,840***	0,246***	2,661	0,875
1993	51,143***	-2,391***	-2,497**	4,812**	9,715***	0,123	2,099	0,853
1997	56,595***	-3,121***	-3,637**	5,583**	12,060***	0,267***	2,637	0,881
2000	54,932***	-3,298***	-3,260**	5,753**	11,526***	0,243***	2,641	0,880
2004	55,819***	-3,128***	-3,471***	4,738*	11,611***	0,235***	2,623	0,883
2006	56,517***	-3,328***	-3,641***	6,247**	12,141***	0,259***	2,612	0,877
2008	54,907***	-3,238***	-3,258**	5,715**	11,713***	0,251***	2,671	0,878
2011	56,434***	-3,591***	-3,454***	6,180***	11,706***	0,281***	2,417	0,900
2015	54,936***	-3,234***	-3,246**	5,591**	11,616***	0,253***	2,666	0,875

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Afin de réaliser les prévisions avant-coup, nous avons procédé à la réduction graduelle de la taille des échantillons en remontant aussi loin que nous le permettait le nombre de degrés de liberté disponibles. Par conséquent, pour les modèles II-A et II-B, nous sommes remontés jusqu'aux scrutins de 1972 et 1974 respectivement. En ce qui concerne modèle II-A (voir le tableau 6.10), les différents paramètres de la formule restent très stables lorsque celle-ci est basée sur au moins 14 observations (c'est-à-dire en reculant au maximum jusqu'en 1993). En deçà de ce nombre, certaines variables cessent d'être statistiquement significatives et la valeur du R^2 -ajusté diminue abruptement. Il en va de même avec le modèle II-B (voir le tableau 6.11) lorsque la régression compte moins de 12 cas. Cela n'a rien de bien étonnant : tout d'abord, on observe un amoindrissement dans la qualité des deux modèles à partir du moment où l'élection

de 1993 est exclue, mais, de surcroît, on ne peut pas s'attendre à disposer de formules robustes lorsqu'elles ne reposent plus que sur une poignée d'élections.

Tableau 6.10 : Stabilité des paramètres du modèle II-A sur différentes tailles d'échantillon

Période	Constante	Benchmark	Nombre de mois (log)	Nouveau chef	Origine provinciale	Expérience relative	SEE	Adj. R ²
1953-2015	58,984***	-3,426***	-4,152***	6,872**	12,951***	0,313***	3,169	0,843
1953-2011	58,872***	-3,419***	-4,119***	6,811**	12,903***	0,314***	3,279	0,835
1953-2008	59,241***	-3,830***	-4,065***	7,297**	12,751***	0,352***	3,124	0,858
1953-2006	59,616***	-3,856***	-4,086***	7,242**	12,674***	0,352***	3,242	0,855
1953-2004	60,800***	-3,944***	-4,425***	8,066**	13,311***	0,358***	3,297	0,851
1953-2000	60,808***	-3,933***	-4,430***	7,999**	13,309***	0,356***	3,458	0,846
1953-1997	60,849***	-3,970***	-4,443***	8,089*	13,259***	0,353***	3,635	0,840
1953-1993	61,480***	-3,593***	-4,624***	7,477*	13,877***	0,384***	3,714	0,845
1953-1988	61,523***	-3,605**	-4,633**	7,489	13,897***	0,386**	3,970	0,684
1953-1984	62,175***	-3,117	-4,854**	6,588	14,420***	0,360*	4,184	0,675
1953-1980	66,550***	-4,447	-5,771**	4,946	16,598***	0,376*	4,262	0,573
1953-1979	70,956***	-2,252	-6,907***	1,079	14,871***	0,197	3,012	0,758
1953-1974	76,138***	-4,609	-8,026**	2,105	16,429**	0,210	3,006	0,782
1953-1972	76,279**	-4,792	-8,110**	3,523	16,778**	0,282	3,063	0,802
1953-1968	84,514	-10,775	-9,898	13,073	21,668	0,720	3,812	0,721

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

Tableau 6.11 : Stabilité des paramètres du modèle II-B sur différentes tailles d'échantillon

Période	Constante	Benchmark	Nombre de mois (log)	Nouveau chef	Origine provinciale	Expérience relative	SEE	Adj. R ²
1953-2015	55,186***	-3,243***	-3,312***	5,676**	11,691***	0,251***	2,568	0,881
1953-2011	54,936***	-3,234***	-3,246**	5,591**	11,616***	0,253***	2,666	0,875
1953-2008	56,008***	-3,589***	-3,333***	6,039**	11,563***	0,287***	2,497	0,896
1953-2006	56,446***	-3,606***	-3,413**	5,990**	11,525***	0,287***	2,614	0,893
1953-2004	57,608***	-3,669***	-3,713**	6,513**	11,953***	0,291***	2,706	0,886
1953-2000	57,938***	-3,597***	-3,805**	6,052*	11,936***	0,282***	2,855	0,882
1953-1997	57,762***	-3,662***	-3,775**	6,204*	11,812***	0,274**	3,002	0,879
1953-1993	59,304***	-3,505***	-4,128**	5,917	12,192***	0,289**	3,212	0,873
1953-1988	50,765***	-2,614*	-2,356	4,785	9,462**	0,130	3,067	0,738
1953-1984	74,217*	-1,175	-7,689	0,948	14,847	0,198	3,157	0,743
1953-1979	88,737*	-1,739	-10,904	-1,551	19,259	0,271	3,347	0,540
1953-1974	71,017	-5,035	-6,870	3,061	15,196	0,188	3,671	0,513
1953-1972	178,468	3,243	-32,302	-12,128	42,124	0,895	1,459	0,932

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

6.2 Comparaison par rapport aux sondages

Jusqu'à maintenant, nous avons comparé nos modèles à ceux de Bélanger et Godbout (2010). Mais comment se comparent-ils aux données des sondages d'intention de vote qui constituent toujours la principale méthode de prédiction des résultats électoraux (bien qu'elle n'en soit pas une à proprement parler)? Le tableau 6.12 comprend les résultats du parti sortant des derniers sondages d'intention de vote¹²⁷ conduits pour toutes les élections fédérales canadiennes depuis 1953 ainsi que la MAE et la RMSE associées à chacune de ces estimations. Jusqu'en 2000¹²⁸, les sondages utilisés proviennent de l'ICOP, la première organisation à avoir effectué des enquêtes du genre au Canada (voir Emery 1994, 2; Turcotte 2011, 197). Puisque Gallup a cessé ses opérations au Canada au début des années 2000, nous avons choisi de rapporter la moyenne des derniers résultats compilés par les maisons EKOS, Nanos/SES Research, Ipsos Reid et Léger Marketing¹²⁹ à partir de 2004. À 2,80 points de pourcentage, l'erreur moyenne absolue des sondages est presque similaire à l'erreur moyenne hors-échantillon du modèle II-B (soit 2,79 points de pourcentage) et la valeur de la RMSE n'est pour sa part que légèrement inférieure (3,29 points contre 3,56 points).

¹²⁷ Le décalage de ces sondages par rapport au jour de l'élection n'est donc pas similaire : les derniers sondages peuvent avoir été conduits la veille du scrutin, deux jours avant le vote, une semaine avant, deux semaines avant, etc.

¹²⁸ De 1980 à 2000, les résultats de l'ICOP rapportés sont les estimations pondérées (*weighted*). Avant l'élection de 1980, il semble que seuls résultats « bruts » (non-pondérés) soient disponibles.

¹²⁹ Le choix de ces firmes repose sur le fait qu'elles ont toutes menées des sondages d'intention en fin de campagne pour chacune des élections qui ont eu lieu entre 2004 et 2015 (ce qui n'est le cas d'autres firmes comme Environics, Strategic Counsel, Harris/Décima, Angus Reid, Compas ou Forum Research par exemple).

Tableau 6.12 : Estimations des derniers sondages d'intention de vote, 1953-2015

Élection	Intentions de vote*	Résultat	Erreur
1953	51,30	50,00	1,30
1957	49,30	42,30	7,00
1958	58,90	53,70	5,20
1962	35,60	37,30	-1,70
1963	32,20	32,90	-0,70
1965	43,40	40,20	3,20
1968	46,90	45,50	1,40
1972	41,10	38,50	2,60
1974	47,50	43,20	4,30
1979	39,80	40,10	-0,30
1980	27,30	32,50	-5,20
1984	29,20	28,00	1,20
1988	38,50	43,00	-4,50
1993	15,20	16,00	-0,80
1997	42,00	38,50	3,50
2000	44,10	40,80	3,30
2004	33,30	36,70	-3,40
2006	28,30	30,20	-1,90
2008	34,80	37,70	-2,90
2011	36,30	39,60	-3,30
2015	30,90	31,90	-1,00
MAE	—	—	2,80
RMSE	—	—	3,29

* Le pourcentage des intentions de vote a été calculé sans les indécis et les refus.

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Election Almanac 2016; Heard S.d. (pour la période 2004-2015); MacOdrum Library S.d.; Odesi S.d. (pour la période 1953-2000).

Cependant, et comme nous l'avons déjà mentionné, les résultats de sondages ne peuvent être considérés comme de véritables prévisions. Ainsi que le rappellent Erikson et Wlezien, « trial-heat polls register preferences on the day of the poll. It is well known that vote divisions in polls on any given day in advance of the election do not directly translate into the final vote outcome » (Erikson et Wlezien 2008b, 193). Afin de constituer d'authentiques prédictions, les résultats de sondages pris à un moment ou à un autre de la campagne (*raw polls*) doivent donc être transformés en projections du vote final (*poll-based projections*) à

l'aide de données historiques issues des élections antérieures, c'est-à-dire au moyen d'une formule de régression linéaire :

$$\text{Équation 6.1) } V = 8,386^{***} + 0,772^{***}IV$$

$$R^2 = 0,90; \text{ Adj. } R^2 = 0,90; \text{ SEE} = 2,55;$$

$$\text{DW} = 2,52; \text{ N} = 21 \text{ (1953-2015)}$$

* = statistiquement significatif au seuil de 0,1

** = statistiquement significatif au seuil de 0,05

*** = statistiquement significatif au seuil de 0,01

où V correspond au pourcentage des votes obtenus par le parti ministériel; IV au dernier pourcentage des intentions de vote disponible avant l'élection; R^2 au coefficient de détermination multiple; Adj. R^2 au coefficient de détermination multiple ajusté au nombre de degrés de liberté; SEE à l'erreur standard d'estimation; DW au test statistique Durbin-Watson pour l'autocorrélation d'ordre 1 des aléas; et N au nombre d'observations.

Le tableau 6.13 et le tableau 6.14 présentent les prévisions intra- et hors-échantillon obtenues par la régression du vote populaire en faveur du parti sortant sur le pourcentage final des intentions de vote recueillies pour ce dernier. De manière générale, le « modèle des sondages » surpasse en précision les modèles II-A et II-B, bien que la MAE et la RMSE des prévisions intra-échantillon du modèle II-B (de 1,78 points et 2,12 points de pourcentage respectivement) soient en fait inférieures à celles du modèle des sondages. En termes d'erreurs hors-échantillon, la formule des sondages est toutefois plus performante que le modèle II-B avec une MAE de 2,28 points (contre 2,79 points) et une RMSE de 2,78 points (contre 3,56 points). Ce gain de précision (*out-of-sample*) se reflète aussi dans la valeur moindre du U_2 (0,21). Par ailleurs, avec un R^2 -prévu de 0,87 (PRESS = 162,45 et $SS_T = 1277,983$), le modèle des sondages se révèle très prometteur d'un point de vue prédictif. Rappelons toutefois que

nos modèles possèdent un décalage de trois mois alors que les derniers sondages ont dans la plupart des cas été conduits seulement quelques jours à l'avance ou la veille du vote.

Tableau 6.13 : Prédictions intra-échantillon réalisées à partir des derniers sondages d'intention de vote, 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	47,99	50,00	-2,01
1957	46,45	42,30	4,15
1958	53,86	53,70	0,16
1962	35,87	37,30	-1,43
1963	33,24	32,90	0,34
1965	41,89	40,20	1,69
1968	44,59	45,50	-0,91
1972	40,12	38,50	1,62
1974	45,06	43,20	1,86
1979	39,11	40,10	-0,99
1980	29,46	32,50	-3,04
1984	30,93	28,00	2,93
1988	38,11	43,00	-4,89
1993	20,12	16,00	4,12
1997	40,81	38,50	2,31
2000	42,43	40,80	1,63
2004	34,09	36,70	-2,61
2006	30,23	30,20	0,03
2008	35,25	37,70	-2,45
2011	36,41	39,60	-3,19
2015	32,24	31,90	0,34
MAE	–	–	2,03
RMSE	–	–	2,43
U_2 de Theil	–	–	0,19

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Election Almanac 2016; Heard S.d. (pour la période 2004-2015); MacOdrum Library S.d.; Odesi S.d. (pour la période 1953-2000).

Tableau 6.14 : Prédiction hors-échantillon réalisées à partir des derniers sondages d'intention de vote, 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur
1953	47,70	50,00	-2,30
1957	46,99	42,30	4,69
1958	53,94	53,70	0,24
1962	35,82	37,30	-1,48
1963	33,28	32,90	0,38
1965	42,01	40,20	1,81
1968	44,52	45,50	-0,98
1972	40,23	38,50	1,73
1974	45,26	43,20	2,06
1979	39,09	40,10	-1,01
1980	29,10	32,50	-3,40
1984	31,23	28,00	3,23
1988	37,88	43,00	-5,12
1993	22,11	16,00	6,11
1997	40,96	38,50	2,46
2000	42,58	40,80	1,78
2004	33,95	36,70	-2,75
2006	30,25	30,20	0,05
2008	35,12	37,70	-2,58
2011	36,26	39,60	-3,34
2015	32,28	31,90	0,38
MAE	–	–	2,28
RMSE	–	–	2,78
U_2 de Theil	–	–	0,21

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Election Almanac 2016; Heard S.d. (pour la période 2004-2015); MacOdrum Library S.d.; Odesi S.d. (pour la période 1953-2000).

6.3 Conversion des voix en sièges

Afin d'évaluer l'impact de certaines conditions et circonstances sur le support que peut espérer recevoir un parti, l'usage de la part des voix comme variable dépendante est tout indiqué. Cependant, au Canada, et comme dans de nombreux autres pays, c'est le nombre de sièges obtenus au Parlement qui détermine lequel des partis sera en mesure de gouverner.

C'est pour cette raison que certains auteurs proposent des formules de conversion des voix en sièges.

Dans les régimes parlementaires où sont appliqués des modes de scrutin non-proportionnels, le nombre de voix recueillies par une formation politique ne nous informe guère (du moins pas directement) sur la quantité de sièges que cette formation peut espérer obtenir. Le système pluralitaire uninominal à un tour tel qu'employé au Canada et dans de nombreux autres États engendre d'importantes distorsions qui avantagent généralement le parti ayant remporté le plus de votes. Comme l'indique William Irvine, « [t]ous les systèmes majoritaires tendent à exagérer la représentation du parti le plus fort au Parlement, à pénaliser celui qui occupe la deuxième place et à anéantir les tiers partis qui ne bénéficient que d'un faible appui dans tout le pays » (Irvine 1979, 11 – traduction de O'Neal 1993, 16). Il n'est pas rare que des gouvernements majoritaires soient formés par des partis n'ayant pas réussi à décrocher la majorité du vote populaire. L'une des premières méthodes élaborées au Royaume-Uni dans le but de convertir les votes en sièges tout en tenant compte de l'effet exagératif du scrutin pluralitaire est la « loi du cube » (*cube law*) dont la formulation remonte au début du siècle dernier. Comme l'expliquent Maurice Kendall et Alan Stuart, « [t]he law, briefly, states that the proportion of seats won by the victorious party varies as the cube of the proportion of votes cast for that party over the country as a whole » (Kendall et Stuart 1950, 183). L'expression mathématique qu'on peut dériver de cette règle est plutôt simple. Dans un système bipartite (où A_1 et A_2 représentent les deux principales formations politiques), le calcul sera le suivant (Qualter 1968, 336; voir aussi Laakso 1979, 356) :

Équation 6.2) $F(A_i) = A_i^3 / (A_1^3 + A_2^3)$

où $F(A_i)$ correspond au pourcentage des sièges remportés par le parti A_i (soit A_1 ou A_2); A_i au pourcentage des voix remportées par le parti A_i ; A_1 au pourcentage des voix remportées par le parti A_1 ; et A_2 au pourcentage des voix remportées par le parti A_2 .

Avec la fragmentation du système politique britannique dans les années 1970, cette technique de conversion élaborée pour les régimes à deux partis a toutefois perdu en précision (Whiteley 2005, 167). Constatant l'inadéquation de la loi du cube, Edward Tufte a alors proposé d'établir un *swing ratio* en régressant le pourcentage des sièges récoltés par un parti sur la part des voix obtenues par cette même formation (Tufte 1973, 542)¹³⁰, soit :

Équation 6.3) $\text{Pourcentage des sièges} = \beta_0 + \beta_1 \text{Pourcentage des voix} + \text{erreur}$

Nous avons déjà estimé cette formule de régression pour les scrutins fédéraux canadiens lorsque nous avons procédé à la description et à l'analyse des modèles de Bélanger et Godbout (2010) : il s'agit de l'équation 3.6 (soit $S = -31,896 + 2,003V$). Toutefois, même cet outil est d'une utilité limitée. Comme l'indique Hugo Cyr, « selon les conventions constitutionnelles applicables, lorsqu'aucun parti n'obtient une majorité de sièges, il ne nous est pas possible de déterminer qui formera le prochain gouvernement en nous fiant uniquement au nombre de sièges que l'un ou l'autre des partis a pu remporter » (Cyr 2013, 389). Le tableau 6.15 présente les estimations de la part des sièges du modèle II-A obtenues à partir des prévisions intra-échantillon en termes de voix. Le tableau 6.16 fait de même à partir

¹³⁰ Selon Tufte, l'emploi de la régression logistique était plus satisfaisant sur le plan statistique, mais avait le défaut de produire des coefficients à l'interprétation plutôt difficile (Tufte 1973, 547). Tufte proposait également l'utilisation d'une règle très générale stipulant qu'un changement d'un point dans les voix amassées par un parti conduisait à une augmentation de 2,5 points dans le pourcentage des sièges – selon Tufte, cette règle simple était plus efficace que la loi du cube (Tufte 1973, 546; voir aussi Laakso 1979).

des prévisions hors-échantillon. Le tableau 6.17 et le tableau 6.18 contiennent les estimations pour le modèle II-B. Peu importe le modèle retenu et le type de prévision employé, les erreurs sont considérables : entre cinq et sept points en ce qui a trait à l'erreur moyenne absolue et entre environ 6,7 et neuf points de pourcentage pour la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne.

Bien que l'on ne puisse pas savoir avec certitude si le parti sortant est en mesure de gouverner à nouveau à l'issue d'une élection lorsque celui-ci obtient moins de la majorité des sièges à la Chambre des communes, nous pouvons néanmoins évaluer si nos modèles sont capables de prévoir correctement l'obtention d'une minorité ou d'une majorité de sièges par le parti sortant¹³¹. Les modèles II-A et II-B ne font fausse route qu'à trois (soit 1957, 1974 et 2000) et quatre (soit 1957, 1974, 1997 et 2000) reprises respectivement. Si nous avons à calculer un *outcome error* (OE) à la manière de Lewis-Beck et Rice (1992), celui-ci serait de 0,14 (soit 3/21) pour le modèle II-A et 0,21 (soit 4/19) pour le modèle II-B.

¹³¹ Soulignons encore une fois que, lorsque les modèles prévoient que le parti sortant ira chercher une minorité de sièges, on ne peut savoir, à coup sûr, s'il formera à nouveau le gouvernement ou s'il se retrouvera du côté de l'opposition.

Tableau 6.15 : Prédications de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations intra-échantillon du modèle II-A, 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur	Min/Maj
1953	64,33	64,53	-0,20	oui
1957	60,00	39,62	20,38	non
1958	63,58	78,49	-14,91	oui
1962	41,57	43,77	-2,20	oui
1963	41,70	35,85	5,85	oui
1965	43,65	49,43	-5,78	oui
1968	61,71	58,71	3,00	oui
1972	44,33	41,29	3,04	oui
1974	47,04	53,41	-6,37	non
1979	45,36	40,43	4,93	oui
1980	41,77	36,52	5,25	oui
1984	20,34	14,18	6,16	oui
1988	56,82	57,29	-0,47	oui
1993	3,60	0,68	2,92	oui
1997	50,46	51,50	-1,04	oui
2000	48,94	57,14	-8,20	non
2004	39,51	43,83	-4,32	oui
2006	23,20	33,44	-10,24	oui
2008	43,61	46,43	-2,82	oui
2011	55,37	53,90	1,47	oui
2015	32,80	29,29	3,51	oui
MAE	–	–	5,38	–
RMSE	–	–	7,18	–
U_2 de Theil	–	–	0,02	–

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 6.16 : Prédications de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations hors-échantillon du modèle II-A, 1953-2015

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur	Min/Maj
1953	63,11	64,53	-1,42	oui
1957	62,24	39,62	22,62	non
1958	56,34	78,49	-22,15	oui
1962	41,40	43,77	-2,37	oui
1963	42,87	35,85	7,02	oui
1965	42,13	49,43	-7,30	oui
1968	64,67	58,71	5,96	oui
1972	44,12	41,29	2,83	oui
1974	44,98	53,41	-8,43	non
1979	44,70	40,43	4,27	oui
1980	47,15	36,52	10,63	oui
1984	17,84	14,18	3,66	oui
1988	57,79	57,29	0,50	oui
1993	9,10	0,68	8,42	oui
1997	54,26	51,50	2,76	oui
2000	48,71	57,14	-8,43	non
2004	38,26	43,83	-5,57	oui
2006	21,44	33,44	-12,00	oui
2008	43,61	46,43	-2,82	oui
2011	58,76	53,90	4,86	oui
2015	32,99	29,29	3,70	oui
MAE	–	–	7,03	–
RMSE	–	–	9,11	–
U_2 de Theil	–	–	0,06	–

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 6.17 : Prédications de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations intra-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur	Min/Maj
1953	63,77	64,53	-0,76	oui
1957	60,00	39,62	20,38	non
1962	41,25	43,77	-2,52	oui
1963	41,55	35,85	5,70	oui
1965	43,90	49,43	-5,53	oui
1968	59,86	58,71	1,15	oui
1972	45,80	41,29	4,51	oui
1974	48,58	53,41	-4,83	non
1979	45,26	40,43	4,83	oui
1984	19,58	14,18	5,40	oui
1988	55,62	57,29	-1,67	oui
1993	6,88	0,68	6,20	oui
1997	47,30	51,50	-4,20	non
2000	47,30	57,14	-9,84	non
2004	38,87	43,83	-4,96	oui
2006	25,27	33,44	-8,17	oui
2008	42,96	46,43	-3,47	oui
2011	54,01	53,90	0,11	oui
2015	33,14	29,29	3,85	oui
MAE	–	–	5,16	–
RMSE	–	–	6,72	–
U_2 de Theil	–	–	0,08	–

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau 6.18 : Prédictions de la formule de conversion des votes en sièges selon les estimations hors-échantillon du modèle II-B, 1953-2015 à l'exception de 1958 et 1980

Élection	Prédiction	Résultat	Erreur	Min/Maj
1953	62,08	64,53	-2,45	oui
1957	62,91	39,62	23,29	non
1962	41,01	43,77	-2,76	oui
1963	42,76	35,85	6,91	oui
1965	41,21	49,43	-8,22	oui
1968	60,70	58,71	1,99	oui
1972	46,00	41,29	4,71	oui
1974	46,84	53,41	-6,57	non
1979	44,42	40,43	3,99	oui
1984	16,46	14,18	2,28	oui
1988	56,42	57,29	-0,87	oui
1993	19,68	0,68	19,00	oui
1997	49,61	51,50	-1,89	non
2000	46,60	57,14	-10,54	non
2004	36,97	43,83	-6,86	oui
2006	23,99	33,44	-9,45	oui
2008	42,76	46,43	-3,67	oui
2011	56,96	53,90	3,06	oui
2015	33,44	29,29	4,15	oui
MAE	–	–	6,46	–
RMSE	–	–	8,63	–
U_2 de Theil	–	–	0,04	–

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

CHAPITRE 7 : CONCLUSION

Ainsi que le notaient James Campbell et Thomas Mann au sujet des élections présidentielles américaines, « [t]he pattern of media coverage [...], which chronicles every unforeseen event and strategic choice by the candidates and their handlers and analyzes every blip of reaction in public opinion, reinforces the impression that each election is in flux and wildly unpredictable » (Campbell et Mann 1996, 27). Ce constat s'applique fort probablement à la majorité des régimes démocratiques où les médias et les analystes font souvent durer le suspense jusqu'au dévoilement des résultats. Malgré tout, les prévisionnistes ne sont pas pour autant des diseurs de bonne aventure. Certes, la prévision électorale est une alchimie complexe. Celui ou celle qui se lance à la recherche de la formule parfaite – la « pierre philosophale » pour ainsi dire – sera terriblement déçu. On ne peut pas s'attendre à ce que la combinaison de quelques variables, même triées sur le volet, puisse prédire *très exactement et à tout coup* les résultats d'élections (pas plus qu'on ne peut s'attendre à faire de l'or avec du plomb!). Néanmoins, la plupart des modèles performant suffisamment bien pour rivaliser avec les sondages et il est assez rare que l'emploi d'une formule prédictive ne permette par d'identifier le vainqueur d'un scrutin.

L'objectif de ce mémoire était de créer une nouvelle formule prédictive afin d'estimer le résultat du parti sortant lors des scrutins fédéraux au Canada. Pour ce faire, nous avons commencé par l'examen de la plupart des modèles qui ont vu le jour au cours des quarante dernières années aux États-Unis puis au Canada afin d'identifier les variables les plus prometteuses. Cette revue de la littérature nous a mené à la conception d'un modèle reposant sur des indicateurs « types » (l'économie, la longévité gouvernementale) qui constituent aujourd'hui les piliers d'un grand nombre de formules, mais également sur des variables qui

ont jusqu'à maintenant été peu exploitées (la venue d'un nouveau chef, l'origine des candidats et leur expérience politique). Les modèles de Bélanger et Godbout (2010) étant les seuls à prédire le score du parti sortant à l'issue des élections fédérales canadiennes, ceux-ci nous ont servi de points de comparaison pour nos propres formules. De manière générale, nous pouvons dire que les modèles II-A et II-B constituent des améliorations par rapport à ceux mis de l'avant par Bélanger et Godbout : les coefficients de détermination multiple ajustés sont nettement supérieurs, tout comme la valeur des R^2 -prévu qui indiquent que nos deux modèles sont plus aptes à expliquer la variance dans les nouvelles observations – donc de meilleurs outils prévisionnels. L'erreur moyenne absolue et la racine carrée de l'erreur quadratique moyenne se trouvent par ailleurs réduites de plus d'un point dans chaque cas. Avec une MAE de 2,79 points de pourcentage pour l'ensemble des scrutins qui ont eu lieu depuis 1953 (exception faite de 1958 et 1980), le modèle II-B se rapproche des formules les plus performantes et offre un niveau de précision qui se situe même en deçà de la marge d'erreur typique des trois points généralement attribuée aux sondages d'intention de vote, en faisant par-là une alternative intéressante. Par rapport à une régression linéaire employant les résultats des sondages les plus récents, nous estimons que nos formules livrent également une performance honorable (voir le tableau 7.1).

Tableau 7.1 : Comparaison des modèles II-A et II-B avec les modèles de Bélanger et Godbout (2010) et le modèle des sondages

Paramètres	Équation 3.4	Équation 3.5	Modèle II-A	Modèle II-B	Sondages
R^2 -ajusté	0,65	0,72	0,84	0,88	0,90
R^2 -prévu	0,53	0,54	0,74	0,76	0,87
SEE	4,72	4,26	3,17	2,57	2,55
MAE*	4,27	4,43	3,24	2,79	2,28
RMSE*	5,37	5,31	4,01	3,56	2,78
U_2 de Theil*	0,37	0,36	0,29	0,23	0,21

* Mesure calculée à partir des prévisions hors-échantillon.

7.1 Contributions

Les modèles que nous avons proposés s'inspirent des travaux américains et, plus particulièrement, des formules conçues par Nadeau et Blais (1993; 1995) puis par Bélanger et Godbout (2010) pour les élections fédérales canadiennes. D'abord, comme l'avaient noté ces auteurs, il semble bel et bien que le chômage constitue la variable macroéconomique la plus saillante au Canada en période électorale. Toutefois, alors que Nadeau et Blais emploient une lecture relative du taux de chômage et Bélanger et Godbout une lecture fixe, nous avons pour notre part suggéré de repenser l'évaluation du chômage en termes comparatifs en faisant du marché de l'emploi américain un point de référence pour les électeurs canadiens.

Le temps passé au pouvoir par le parti ministériel comme variable indépendante met pour sa part en évidence l'effet corrosif presque inéluctable des années qui s'écoulent sur les appuis du gouvernement : on remarquera cependant que l'arrivée d'un nouveau premier ministre au sein de l'équipe dirigeante quelques mois ou semaines avant que les brefs d'élections ne soient émis semble avoir pour effet de donner un coup de pouce notable (autour de six points de pourcentage) à la formation ministérielle, ce qui pourrait indiquer qu'une nouvelle figure à la tête du gouvernement vient atténuer l'usure du pouvoir. Bien évidemment,

la venue d'un nouveau premier ministre ne garantit en rien la réélection des sortants comme le montrent d'ailleurs les scrutins de 1984 et 1993 où la victoire a échappé à John Turner puis Kim Campbell qui avaient succédé respectivement à Pierre Elliott Trudeau et Brian Mulroney.

L'origine provinciale du premier ministre est de loin la variable ayant le plus d'impact sur le vote populaire en faveur du parti sortant. Lorsque le chef du gouvernement est originaire du Québec et que cela n'est le cas d'aucun de ses concurrents, le parti ministériel peut espérer un gain d'environ 12 ou 13 points de pourcentage (toutes choses étant égales par ailleurs), largement de quoi déterminer l'issue d'une élection. Les raisons qui se cachent derrière ce phénomène ne sont pas parfaitement claires : nous avons mis de l'avant certaines pistes d'explication qui, il faut l'avouer, restent assez sommaires. Un candidat du Québec est-il perçu comme étant plus apte à gérer les « deux solitudes », séduit-il par son bilinguisme, ou alors rallie-t-il tellement d'appuis dans la province par le biais de ses racines québécoises/francophones qu'il dispose de la sorte d'un avantage substantiel sur ses adversaires? Quelle que soit la raison, il n'est probablement pas exagéré de dire que le Parti libéral possède un atout important par rapport à ses rivaux, à savoir le principe d'alternance entre anglophones et francophones qui guide ses courses au leadership depuis plus d'un siècle.

L'impact de l'expérience relative du premier ministre sur le vote est pour sa part beaucoup plus modeste, mais contribue néanmoins à augmenter la force explicative et la précision de nos modèles. On notera en terminant que les formules que nous proposons ne s'appuient sur aucune mesure de sondages : ni intentions de vote ni taux d'approbation ou de satisfaction. Ce trait les préserve des biais d'échantillonnage et autres sources d'erreurs habituellement associées aux enquêtes d'opinion.

7.2 Limites de la recherche et types de connaissances produites

Sur le plan de la connaissance produite, les modèles prédictifs peuvent difficilement prétendre à l'exhaustivité (voir la critique – un peu sévère – de Silver 2011) : la complexité du comportement électoral ne peut pas raisonnablement être réduite à deux ou trois facteurs explicatifs – d'un point de vue statistique, cette parcimonie est toutefois amplement justifiée et justifiable (Lewis-Beck 2005, 151-52; Lewis-Beck et Tien 2011, 664). Ainsi que le font remarquer Cameron Anderson et Laura Stephenson, « [e]ach vote decision is a composite of several factors that explain how and why the person votes the way that he or she does » (Anderson et Stephenson 2010, 2). Tout modèle, aussi bien conçu qu'il puisse être, représente une simplification de la réalité. Et, dans la mesure où un modèle ne retient que quelques-uns des innombrables éléments qui caractérisent ou expliquent un phénomène, il est normal que coexistent divers modèles pour rendre compte d'une même réalité (Lave et March 1975, 3).

Il faut dire qu'il y a une tension entre l'impératif d'explication (les x d'un modèle) et celui de prédiction (le y) : remplir *simultanément* ces deux objectifs est un défi non-négligeable. D'après James Campbell, qui établit une frontière nette entre l'explication et la prédiction, il est peut-être même mal avisé de se lancer dans une telle entreprise. Selon Campbell, « [t]here is no reason to forecast with one hand tied behind your back in a mistaken belief that a good forecasting model must also be a good explanatory model » (Campbell 2000b, 182). Ainsi, les prévisionnistes ne devraient pas hésiter à inclure des facteurs étant difficilement dissociables sur le plan conceptuel du comportement qu'ils cherchent à prédire (et donc d'un faible intérêt théorique – comme le taux de satisfaction envers le gouvernement ou encore les intentions de vote) si cela leur permet d'atteindre un plus haut niveau de précision. D'une part, Campbell n'a pas tout à fait tort : sans l'ombre d'un doute, celui ou celle

qui cherche *avant tout* à obtenir le plus haut degré de précision ne devrait pas s’embarrasser de raffinements théoriques complexes si des mesures rudimentaires lui permettent d’estimer au dixième près les résultats d’élections. D’autre part, Campbell taille un créneau particulièrement limitée à l’entreprise prévisionnelle et pousse à la baisse sur les standards qui devraient être ceux de la discipline. Pourtant, Campbell soutient que la recherche explicative et la recherche prédictive ont le potentiel de se nourrir l’une de l’autre : or, nous voyons mal comment la littérature prévisionnelle peut contribuer à une meilleure compréhension des comportements électoraux si elle se cantonne à des mesures d’opinion publique qui frôlent la tautologie et aux quelques mesures typiques reprises *ad nauseam* par les prévisionnistes. Il nous semble que la littérature a quelque chose à gagner en mettant à l’épreuve de nouvelles variables et en testant de nouvelles opérationnalisations.

Le sociologue Robert Dubin affirmait pour sa part que la prédiction et la compréhension étaient deux objectifs distincts des sciences sociales, mais qu’elles ne devaient pas être considérées comme incompatibles (Dubin 1969, 9). Étant plus près de Rosenstone (1983) ainsi que de Lewis-Beck et Tien (1996)¹³² et Lewis-Beck et Bélanger (2012) que de Campbell dans notre façon de concevoir la prédiction, nous avons cherché, autant que possible, à éviter ce que Dubin appelle le « paradoxe de la précision », c’est-à-dire « [to] achieve precision in prediction without any knowledge of how the predicted outcome was produced »¹³³ (Dubin 1969, 14). D’autre part, il nous paraît plus éclairé de voir les modèles

¹³² Lewis-Beck et Tien écrivent : « Accepting the constraint of a reasonable lead time, at least two approaches to error reduction present themselves. One abandons explanation and tries to model the error process itself. The other embraces explanation and tries to correct the theoretical specification [...]. The second approach is the one we have followed here [...]. Forecasting requires more than curve fitting. It wants good theory. Some of the best theory reveals itself in artful model construction » (Lewis-Beck et Tien 1996, 486).

¹³³ Dans le même ordre d’idées, Oscar Kaplan écrivait : « Prediction, of a sort, is possible without a full understanding of the underlying variables, but *maximum efficiency derives from a thorough knowledge of the supporting conditions* » (Kaplan 1940, 492 – italiques ajoutés).

prédictifs comme une sorte de *toile de fond* pouvant être appliquée à chaque scrutin, mais étant hautement vulnérable aux événements imprévisibles (un scandale, une attaque terroriste, une crise financière, etc.) et aux dynamiques de la campagne électorale : entre le moment de la prédiction et la tenue du vote, bien des choses peuvent faire déraiser les pronostics d'un modèle conçu avec soin¹³⁴ (Lewis-Beck et Tien 1996, 485; Lewis-Beck et Tien 2011, 669). Tout modèle constitue nécessairement une simplification de la réalité (et c'est d'ailleurs ce qui en fait l'intérêt). Ainsi que l'écrit Morris Fiorina :

Physical scientists are aware that numerous mathematical functions fit any set of observed data. Each of these, when suitably interpreted, provides an alternate explanation of the data. Similarly, a modeler does not believe (at least he is not justified in believing) that his model is *the* explanation, only that it is one of many. Given this relatively modest view of his intellectual product, a modeler tends to brush off criticisms that his models are hopelessly unrealistic. With no real expectation of finding the one, true explanation, he settles for one which works, i.e., predicts more accurately than anything else available. The preceding point of view has found its most popular expression in Milton Friedman's (1953) "as if" argument. Briefly, judge a model not by the realism or plausibility of its assumptions, but rather by the accuracy of its predictions. If the model works, say that people behave as if the model underlies their behavior (Fiorina 1975, 138 – italiques dans l'original).

Comme l'indique Brad Lockerbie, l'explication d'un événement passé donne aux chercheurs la possibilité de tailler leurs théories et leurs modèles en fonction de paramètres connus avant de rendre leurs résultats disponibles au reste de la communauté scientifique, un luxe dont ne dispose évidemment pas les prévisionnistes qui doivent faire face à un plus grand nombre d'incertitudes. Pour cette raison, « forecasting elections provides us the opportunity to develop humility » (Lockerbie 2012, 644).

¹³⁴ Thomas Holbrook est également de cet avis, mais souligne cependant à quel point les événements « choc » susceptibles de modifier le cours des choses sont rares : « of course, forecasting models have no way of incorporating significant, unexpected events – either from inside or outside the campaigns – that could significantly sway the outcome. Having said that, I am hard pressed to think of examples of such events from recent history » (Holbrook 2012, 642).

On notera en outre que la collecte des données soulève un certain nombre de problèmes : tout d'abord, une variable a beau être intéressante sur le plan théorique, si aucune mesure n'a été rigoureusement recueillie au fil des ans (et sur une période assez longue), celle-ci ne pourra pas être intégrée au modèle. Il n'est donc pas étonnant de constater que plusieurs modèles de prédiction ne comprennent qu'un faible nombre de cas – généralement moins de 20 ou 30 (Lewis-Beck 2005, 152; Lewis-Beck et Tien 2011, 660). D'autre part, pour qu'un modèle soit réellement prédictif, les données doivent être disponibles *avant* la tenue de l'élection – l'antériorité ou le *lead* de la prédiction est un aspect fondamental qui permet de juger de la qualité générale d'un modèle (Lewis-Beck 2005, 151). Ceci élimine *de facto* toute information rendue publique (ou récoltée) après la tenue du scrutin. C'est donc dire que le cadre théorique peut se trouver sérieusement contraint par l'incomplétude des bases de données à la disposition du chercheur. Au Canada, la recherche sur le vote a pu bénéficier des compilations statistiques de l'Étude électorale canadienne conduite à chaque scrutin national (à l'exception de 1972) depuis le milieu des années 1960 (à ce sujet, voir Kanji, Bilodeau et Scotto 2012). Or, les renseignements recueillis par cette enquête ne sont disponibles que longtemps *après* la fin de la campagne... Difficile de s'étonner donc que les variables économiques prennent beaucoup de place dans l'univers de la prédiction électorale : un nombre élevé d'indicateurs économiques de toutes sortes sont enregistrés sur une base mensuelle, trimestrielle ou annuelle par des institutions étatiques et non-étatiques depuis plusieurs décennies, ce qui n'est guère le cas des variables attitudinales et sociales dont la collecte est souvent sporadique ou trop récente pour être d'une quelconque utilité dans l'élaboration d'un modèle prédictif. Comme le mentionnent Lewis-Beck et Rice,

[a]s election forecasters, the question we face is how to find usable macro-level measures of these various issues: economic, social, foreign, and personal. The first is not so difficult, for long established economic indicators are readily available. But for the other issue areas, no such indicators are available. For instance, there is no "national social problems index" for society, comparable to, say, the gross national product for measuring the economy (Lewis-Beck et Rice 1992, 34).

7.3 Avenues de recherches futures

Les méthodes de prédiction sont nombreuses¹³⁵ : aujourd'hui, il est possible d'estimer le résultat d'une élection à l'aide de formules politico-économiques (structurelles ou synthétiques) comme nous avons ici chercher à le faire, de sondages d'intention de vote ou d'anticipation (Holbrook et DeSart 2003; Lewis-Beck et Skalaban 1989; Lewis-Beck et Stegmaier 2011; Lewis-Beck et Tien 1999; Murr 2011; 2015; Soumbatiants, Chappell et Johnson 2006; Traugott 2014), d'agrégateurs (Blumenthal 2014; Wang 2015), de bourses politiques (à ce sujet, voir par exemple Antweiler et Ross 1998; Berg, Nelson et Rietz 2008; Brüggelambert 2004; Forsythe, Nelson, Neumann et Wright 1992; Forsythe, Frank, Krishnamurthy et Ross 1995; Kou et Sobel 2004), d'indices de vote (Armstrong et Cuzán 2006; Armstrong et Graefe 2011; Graefe et Armstrong 2013; Lichtman 2016; Lichtman et DeCell 1990; Lichtman et Keilis-Borok 1981), de modèles bayésiens (Linzer 2013; Lock et Gelman 2010; Rigdon, Jacobson, Tam Cho, Sewell et Rigdon 2009; Rigdon, Sauppe et Jacobson 2015; Walther 2015), de métadonnées (*big data*) issues du web et des médias sociaux (Burnap, Gibson, Sloan, Southern et Williams 2016; Granka 2013; MacWilliams 2015; mais voir Huberty 2015), de réseaux neuronaux (Borisyuk, Borisyuk, Rallings et Thrasher 2005), etc. En toute franchise, les formules politico-économiques ne sont pas à la

¹³⁵ Pour un tour d'horizon de la littérature prévisionnelle, nous recommandons fortement au lecteur de se référer à la section VII (« Polling and Forecasting ») du *SAGE Handbook of Electoral Behaviour* sous la direction de Kai Arzheimer, Jocelyn Evans et Michael S. Lewis-Beck (2017).

fine pointe de l'innovation ou à l'avant-garde de la recherche en ce qui a trait à la prévision électorale. Toutefois, nous croyons que la relative simplicité des modèles structurels et leurs fondements théoriques (qu'on ne retrouve pas nécessairement dans l'ensemble des méthodes que nous venons de lister) en font toujours des outils pertinents.

Une avancée possible en ce qui concerne le Canada, serait la création d'un modèle désagrégé au niveau provincial ou régional. Si nous étions en mesure de trouver des données pertinentes pour l'ensemble des provinces lors de chaque course électorale, nous aurions 10 fois plus d'observations sous la main (cinq fois plus avec les régions – Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, Colombie-Britannique). Comme nous l'avons vu, un certain nombre d'auteurs emploient cette méthode pour les courses électorales américaines (voir la note 34). Cette approche est aussi exploitée par plusieurs prévisionnistes pour les élections françaises. Par exemple, Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck, s'inspirant de Lafay (1993), ont créé des formules prédictives qui ont pour unités de base les régions métropolitaines françaises – ce qui donne 22 observations *par scrutin*¹³⁶ (Jérôme et Jérôme-Speziari 2001; 2004b; 2012b; 2012c; Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck 1999; 2003). Éric Dubois (2002) a pour sa part suggéré un modèle de prévision par département pour les élections présidentielles, une pratique notamment reprise par Antoine Auberger (2008a; 2010) ainsi que Martial Foucault et Richard Nadeau (2012). Auberger et Dubois (2003; 2005) de même que Dubois et Fauvelley-Aymar (2004) ainsi que Foucault (2012a; 2012b) ont également tenté l'expérience avec des données départementales pour les scrutins législatifs. Certaines études offrent parfois côte-à-côte deux ou trois types de modèles différents – nationaux, régionaux, départementaux (c'est

¹³⁶ Depuis le redécoupage de 2015, le pays se morcelle en seulement 13 régions (France, Ministère de l'Intérieur 2015).

le cas par exemple de Dubois et Fauvelle-Aymar 2004; Jérôme et Jérôme-Speziari 2010; Lewis-Beck, Bélanger et Fauvelle-Aymar 2008).

En terminant, notons que la littérature prévisionnelle gagnerait, à notre avis, à être étendue à d'autres systèmes parlementaires de type Westminster. Si le Royaume-Uni, l'Australie et le Canada se sont vus gratifiés de quelques modèles, à notre connaissance, aucun effort n'a été entrepris dans le cas de l'Irlande (Éire) et de la Nouvelle-Zélande. En élaborant des modèles prédictifs pour le Royaume-Uni, l'Irlande, l'Australie, la Nouvelle-Zélande et le Canada, nous pourrions alors mesurer l'impact des conditions macroéconomiques et politiques sur les performances électorales de partis opérant à l'intérieur de systèmes parlementaires relativement semblables, mais présentant toutefois des modes de scrutin différents : alors que le Royaume-Uni et le Canada utilisent un système pluralitaire uninominal à un tour pour élire les représentants de leur chambre basse respective, l'Irlande emploie pour sa part le scrutin à vote unique transférable, l'Australie le vote alternatif (et obligatoire) et, depuis 1996, la Nouvelle-Zélande applique un système de représentation proportionnelle mixte (Pilon 2017, 219). Par ailleurs, il faudrait s'interroger davantage sur la conversion des voix en sièges. Par exemple, dans chacun des cinq États que nous venons de nommer, et à l'instar de nombreux pays, il n'existe pas de rapport strictement proportionnel entre le nombre de votes recueillis et la part des sièges récoltés. Ceci est tout particulièrement vrai au Canada et au Royaume-Uni où l'usage du scrutin uninominal à un tour engendre d'importantes distorsions qui avantagent généralement la formation ayant reçu le plus de suffrages. À travers les années, différentes méthodes de conversion, chacune avec ses forces et ses faiblesses, ont été mises de l'avant afin d'estimer la taille de la députation correspondant au niveau de support consenti par l'électorat (par exemple Grofman 1983; Kendall et Stuart 1950; Laakso 1979; Linzer et

Alvarez 2012; Qualter 1968; Rydon 1957; Soper et Rydon 1958; Tufte 1973; Whiteley 2005). Bien que le ratio de transfert proposé par Tufte ne produise pas des résultats désastreux, des améliorations sont certainement concevables.

BIBLIOGRAPHIE

- Abramowitz, Alan. 2001. « The Time for Change Model and the 2000 Election ». *American Politics Research* 29 (no 3) : 279-82.
- Abramowitz, Alan. 2012. « Forecasting in a Polarized Era: The Time for Change Model and the 2012 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 618-19.
- Abramowitz, Alan I. 1988. « An Improved Model for Predicting Presidential Election Outcomes ». *PS: Political Science and Politics* 21 (no 4) : 843-47.
- Abramowitz, Alan I. 1994. « Is It Time for Them to Go? ». *The Political Methodologist* 5 (no 2) : 2-3.
- Abramowitz, Alan I. 1996. « Bill and Al's Excellent Adventure: Forecasting the 1996 Presidential Election ». *American Politics Quarterly* 24 (no 4) : 434-42.
- Abramowitz, Alan I. 2004. « When Good Forecasts Go Bad: The Time-for-Change Model and the 2004 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 745-46.
- Abramowitz, Alan I. 2008. « Forecasting the 2008 Presidential Election with the Time-for-Change Model ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 691-95.
- Abramowitz, Alan I. 2016. « Will Time for Change Mean Time for Trump? ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 659-60.
- Abramowitz, Alan I. 2017. « A Recap of the 2016 Election Forecasts – It's the Popular Vote, Stupid: Electoral College Misfires and the Perils of Forecasting Presidential Elections ». *PS: Political Science and Politics* 50 (no 2) : 333.
- Aichholzer, Julian et Johanna Willmann. 2014. « Forecasting Austrian National Elections: The Grand Coalition Model ». *International Journal of Forecasting* 30 (no 1) : 55-64.

- Alvarez, R. M. et Jonathan Nagler. 1995. « Economics, Issues and the Perot Candidacy: Voter Choice in the 1992 Presidential Election ». *American Journal of Political Science* 39 (no 3) : 714-44.
- Alvarez, R. Michael. 1998. *Information and Elections*. Ann Arbor (Michigan) : University of Michigan Press.
- Anderson, Cameron D. 2005. « Accountability, Knowledge and Economic Voting in Canada ». Communication, Annual Meeting of the Canadian Political Science Association, London (Ontario), 2-4 juin.
- Anderson, Cameron D. 2006. « Economic Voting and Multilevel Governance: A Comparative Individual-Level Analysis ». *American Journal of Political Science* 50 (no 2) : 449-63.
- Anderson, Cameron D. 2008. « Economic Voting, Multilevel Governance and Information in Canada ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 41 (no 2) : 329-54.
- Anderson, Cameron D. 2010. « Economic Voting in Canada: Assessing the Effects of Subjective Perceptions and Electoral Context ». Dans Cameron D. Anderson et Laura B. Stephenson, dir., *Voting Behaviour in Canada*. Vancouver : University of British Columbia Press, 139-62.
- Anderson, Cameron D. et Laura B. Stephenson. 2010. « The Puzzle of Elections and Voting in Canada ». Dans Cameron D. Anderson et Laura B. Stephenson, dir., *Voting Behaviour in Canada*. Vancouver : University of British Columbia Press, 1-38.
- Anderson, Christopher J. 2000. « Economic Voting and Political Context: A Comparative Perspective ». *Electoral Studies* (nos 2-3) : 151-70.
- Antweiler, Werner et Thomas W. Ross. 1998. « The 1997 UBC Election Stock Market ». *Canadian Business Economics* 6 (hiver) : 15-22.
- Archer, Keith et Marquis Johnson. 1988. « Inflation, Unemployment and Canadian Federal Voting Behaviour ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 21 (no 3) : 569-84.

Archives de Radio-Canada. 2008. *Un Québécois à la tête des conservateurs*. En ligne. http://archives.radio-canada.ca/politique/premiers_ministres_canadiens/clips/6820/ (page consultée le 25 février 2017).

Arel-Bundock, Vincent, André Blais et Ruth Dassonneville 2016. *Do Voters Benchmark Economic Performance?* (document de travail).

Armstrong, J. Scott. 2001a. « Combining Forecasts ». Dans J. Scott Armstrong, dir., *Principles of Forecasting: A Handbook for Researchers and Practitioners*. New York : Springer, 417-39.

Armstrong, J. Scott, dir. 2001b. *Principles of Forecasting: A Handbook for Researchers and Practitioners*. New York : Springer.

Armstrong, J. Scott et Alfred G. Cuzán. 2006. « Index Methods for Forecasting: An Application to American Presidential Elections ». *Foresight: The International Journal of Applied Forecasting* (no 3) : 10-13.

Armstrong, J. Scott et Andreas Graefe. 2011. « Predicting Elections from Biographical Information About Candidates: A Test of the Index Method ». *Journal of Business Research* 64 (no 7) : 699-706.

Arnesen, Sveinung. 2012. « Forecasting Norwegian Elections: Out of Work and Out of Office ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 789-96.

Arzheimer, Kai, Jocelyn Evans et Michael S. Lewis-Beck, dir. 2017. *The SAGE Handbook of Electoral Behaviour*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE.

Auberger, Antoine. 2004. « Les fonctions de vote : un survol de la littérature ». *L'actualité économique* 80 (no 1) : 95-107.

Auberger, Antoine. 2008. « Économie, politique et résultats des élections présidentielles françaises ». *Économie publique / Public Economics* (nos 22-23) : 247-71.

- Auberger, Antoine. 2010. « Popularity and Vote: Forecasting the 2007 French Presidential Election ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 43 (no 1) : 123-36.
- Auberger, Antoine et Éric Dubois. 2003. « Situation politico-économique et résultats des élections législatives françaises ». *Revue économique* 54 (no 3) : 551-60.
- Auberger, Antoine et Éric Dubois. 2005. « The Influence of Local and National Economic Conditions on French Legislative Elections ». *Public Choice* 125 (nos 3-4) : 363-83.
- Bailly, Jean-Luc. 2006. « L'équilibre macroéconomique en économie ouverte ». Dans Marc Montoussé, dir., *Macroéconomie*. Paris : Bréal, 217-58.
- Bakvis, Herman et Laura G. Macpherson. 1995. « Quebec Block Voting and the Canadian Electoral System ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 28 (no 4) : 659-92.
- Baltagi, Badi H. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. Hoboken (New Jersey) : John Wiley and Sons.
- Balz, John. 2010. « Ready to Lead on Day One: Predicting Presidential Greatness from Political Experience ». *PS: Political Science and Politics* 43 (no 3) : 487-92.
- Banque du Canada. S.d. *Consumer Price Index, 2000 to Present*. En ligne. <http://www.bankofcanada.ca/rates/price-indexes/cpi/#cpi-total> (page consultée le 22 février 2017).
- Bartels, Larry M. 2002. « Beyond the Running Tally: Partisan Bias in Political Perceptions ». *Political Behavior* 24 (no 2) : 117-50.
- Batool, Irem et Gernot Sieg. 2009. « Bread and the Attrition of Power: Economic Events and German Election Results ». *Public Choice* 141 (nos 1-2) : 151-65.
- Bean, Clive. 1993. « The Electoral Influence of Party Leader Images in Australia and New Zealand ». *Comparative Political Studies* 26 (no 1) : 111-32.

- Bean, Louis H. 1969. *The Art of Forecasting*. New York : Random House.
- Beck, James Murray. 1968. *Pendulum of Power: Canada's Federal Elections*. Scarborough (Ontario) : Prentice-Hall of Canada.
- Bélanger, Éric, Christine Fauvelle-Aymar et Michael S. Lewis-Beck. 2007. *Iowa couronne Royal*. En ligne. http://www.liberation.fr/france/2007/02/28/iowacouronneroyal_86202 (page consultée le 18 décembre 2016).
- Bélanger, Éric et Jean-François Godbout. 2000. « Les résultats des prochaines élections fédérales sont-elles prévisibles ». *Le Devoir* (Montréal), 13 novembre : A7.
- Bélanger, Éric et Jean-François Godbout. 2004. « Les libéraux usés, mais encore au pouvoir ». *Le Devoir* (Montréal), 15 juin : A7.
- Bélanger, Éric et Jean-François Godbout. 2006. « How Will We Vote? ». *Toronto Star* (Toronto), 16 janvier : A13.
- Bélanger, Éric et Jean-François Godbout. 2010. « Forecasting Canadian Federal Elections ». *PS: Political Science and Politics* 43 (no 4) : 691-99.
- Bélanger, Éric et Richard Nadeau. 2009. « The Bloc Québécois: Victory by Default ». Dans Jon H. Pammett et Christopher Dornan, dir., *The Canadian Federal Election of 2008*. Toronto : Dundurn, 136-61.
- Bélanger, Éric et Stuart Soroka. 2012. « Campaigns and the Prediction of Election Outcomes: Can Historical and Campaign-Period Prediction Models Be Combined? ». *Electoral Studies* 31 (no 4) : 702-14.
- Bélanger, Éric, Michael S. Lewis-Beck et Richard Nadeau. 2005. « A Political Economy Forecast for the 2005 British General Election ». *The British Journal of Politics and International Relations* 7 (no 2) : 191-98.
- Bell, Andrew et Kelvyn Jones. 2015. « Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data ». *Political Science Research and Methods* 3 (no 1) : 133-53.

- Bellucci, Paolo. 2010. « Election Cycles and Electoral Forecasting in Italy, 1994-2008 ». *International Journal of Forecasting* 26 (no 1) : 54-67.
- Berg, Joyce E., Forrest D. Nelson et Thomas A. Rietz. 2008. « Prediction Market Accuracy in the Long Run ». *International Journal of Forecasting* 24 (no 2) : 285-300.
- Berry, Michael J. et Kenneth N. Bickers. 2012. « Forecasting the 2012 Presidential Election with State-Level Economic Indicators ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 669-74.
- Bickerton, James. 2014. « Competing for Powers: Parties and Elections in Canada ». Dans James Bickerton et Alain-G. Gagnon, dir., *Canadian Politics*. Toronto : University of Toronto Press, 249-79.
- Bissonnette, Lise. 1993. « Le Canada, triple fracture ». *Le Devoir* (Montréal), 27 octobre : A8.
- Bittner, Amanda. 2010. « Personality Matters: The Evaluation of Party Leaders in Canadian Elections ». Dans Cameron D. Anderson et Laura B. Stephenson, dir., *Voting Behaviour in Canada*. Vancouver : University of British Columbia Press, 183-207.
- Blais, André. 2013. « Political Leaders and Democratic Elections ». Dans Kees Aarts, André Blais et Hermann Schmitt, dir., *Political Leaders and Democratic Elections*. Oxford : Oxford University Press, 1-10.
- Blais, André, Elisabeth Gidengil, Richard Nadeau et Neil Nevitte. 2002. *Anatomy of a Liberal Victory: Making Sense of the Vote in the 2000 Canadian Election*. Peterborough (Ontario) : Broadview Press.
- Bliemel, Friedhelm. 1973. « Theil's Forecast Accuracy Coefficient: A Clarification ». *Journal of Marketing Research* 10 (no 4) : 444-46.
- Blondiaux, Loïc. 1998. *La fabrique de l'opinion : une histoire sociale des sondages*. Paris : Le Seuil.

- Bloom, Howard S. et H. Douglas Price. 1975. « Voter Response to Short-Run Economic Conditions: The Asymmetric Effect of Prosperity and Recession ». *The American Political Science Review* 69 (no 4) : 1240-54.
- Blumenthal, Mark. 2014. « Polls, Forecasts, and Aggregators ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 297-300.
- Borisyuk, Roman, Galina Borisyuk, Colin Rallings et Michael Thrasher. 2005. « Forecasting the 2005 General Election: A Neural Network Approach ». *The British Journal of Politics and International Relations* 7 (no 2) : 199-209.
- Bourgault-Côté, Guillaume. 2015. « Cabinet Trudeau : le bilinguisme gagne du terrain à Ottawa ». *Le Devoir* (Montréal), 17 décembre : A5.
- Box-Steffensmeier, Janet M., John R. Freeman, Matthew P. Hitt et Jon C. W. Pevehouse. 2014. *Time Series Analysis for the Social Sciences*. New York : Cambridge University Press.
- Brambor, Thomas, William Roberts Clark et Matt Golder. 2006. « Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses ». *Political Analyses* 14 (no 1) : 63-82.
- Brody, Richard et Lee Sigelman. 1983. « Presidential Popularity and Presidential Elections: An Update and Extension ». *The Public Opinion Quarterly* 47 (no 3) : 325-28.
- Brüggelambert, Gregor. 2004. « Information and Efficiency in Political Stock Markets: Using Computerized Markets to Predict Election Results ». *Applied Economics* 36 (no 7) : 753-68.
- Bryson, Maurice C. 1976. « The Literary Digest Poll: Making of a Statistical Myth ». *The American Statistician* 30 (no 4) : 184-85.
- Buell, Emmett H., Jr. 2004. « The Rise of a Primary-Dominated Process ». Dans Emmett H. Buell Jr. et William G. Mayer, dir., *Enduring Controversies in Presidential Nominating Politics*. Pittsburgh (Pennsylvanie) : University of Pittsburgh Press, 193-219.

- Bump, Philip. 2016. *Donald Trump Will Be President Thanks to 80,000 People in Three States*. En ligne. https://www.washingtonpost.com/news/the-fix/wp/2016/12/01/donald-trump-will-be-president-thanks-to-80000-people-in-three-states/?utm_term=.ff705ff50a24 (page consultée le 13 avril 2017).
- Bureau fédéral de la statistique. 1950. *D.B.S. Reference Paper (no 2): The Labour Force 1945-1949*. Ottawa : Bureau fédéral de la statistique, Division des enquêtes spéciales (catalogue CS71-502E).
- Burnap, Peter, Rachel Gibson, Luke Sloan, Rosalynd Southern et Matthew Williams. 2016. « 140 Characters to Victory?: Using Twitter to Predict the UK 2015 General Election ». *Electoral Studies* 41 (mars) : 230-33.
- Butler, David et Gareth Butler. 2011. *British Political Facts*. Basingstoke (Royaume-Uni) : Palgrave Macmillan.
- Butler, David et Donald Stokes. 1974. *Political Change in Britain: Basis of Electoral Choice*. New York : St. Martin's Press.
- Cairns, Alan C. 1968. « The Electoral System and the Party System in Canada, 1921-1965 ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 1 (no 1) : 55-80.
- Cameron, Lisa et Mark Crosby. 2000. « It's the Economy Stupid: Macroeconomics and Federal Elections in Australia ». *The Economic Record* 76 (no 235) : 354-64.
- Campbell, Angus. 1960. « Surge and Decline: A Study of Electoral Change ». *The Public Opinion Quarterly* 24 (no 3) : 397-418.
- Campbell, Angus. 1964. « Voters and Elections: Past and Present ». *The Journal of Politics* 26 (no 4) : 745-57.
- Campbell, Angus, Philip E. Converse, Warren E. Miller et Donald E. Stokes. 1960. *The American Voter*. Chicago : University of Chicago Press.

- Campbell, James E. 1986. « Forecasting the 1986 Midterm Elections to the House of Representatives ». *PS* 19 (no 1) : 83-87.
- Campbell, James E. 1992. « Forecasting the Presidential Vote in the States ». *American Journal of Political Science* 36 (no 2) : 386-407.
- Campbell, James E. 1996. « Polls and Votes: The Trial-Heat Presidential Election Forecasting Model, Certainty, and Political Campaigns ». *American Politics Quarterly* 24 (no 4) : 408-33.
- Campbell, James E. 2000a. « Polls and Votes: The Trial-Heat Presidential Election Forecasting Model, Certainty, and Political Campaigns ». Dans James E. Campbell et James C. Garand, dir., *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 17-46.
- Campbell, James E. 2000b. « The Science of Forecasting Presidential Elections ». Dans James E. Campbell et James C. Garand, dir., *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 169-87.
- Campbell, James E. 2001. « The Referendum That Didn't Happen: The Forecasts of the 2000 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 34 (no 1) : 33-38.
- Campbell, James E. 2004. « Forecasting the Presidential Vote in 2004: Placing Preference Polls in Context ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 763-67.
- Campbell, James E. 2008. « The Trial-Heat Forecast of the 2008 Presidential Vote: Performance and Value Considerations in an Open-Seat Election ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 697-701.
- Campbell, James E. 2010. « The Seats in Trouble Forecast of the 2010 Elections to the U.S. House ». *PS: Political Science and Politics* 43 (no 4) : 627-30.
- Campbell, James E. 2012. « Forecasting the Presidential and Congressional Elections of 2012: The Trial-Heat and the Seats-in-Trouble Models ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 630-34.

- Campbell, James E. 2014a. « The 2014 Midterm Election Forecasts: Introduction ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 4) : 769-71.
- Campbell, James E. 2014b. « The Seats-in-Trouble Forecast of the 2014 Midterm Congressional Elections ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 4) : 779-81.
- Campbell, James E. 2014c. « Issues in Presidential Election Forecasting: Election Margins, Incumbency, and Model Credibility ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 301-3.
- Campbell, James E. 2015. « Evaluations of the 2014 Midterm Election Forecasts ». *PS: Political Science and Politics* 48 (no 2) : 295-99.
- Campbell, James E. 2016a. « Forecasting the 2016 American National Elections: Introduction ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 649-54.
- Campbell, James E. 2016b. « The Trial-Heat and Seats-in-Trouble Forecasts of the 2016 Presidential and Congressional Elections ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 664-68.
- Campbell, James E. 2017. « A Recap of the 2016 Election Forecasts: Introduction ». *PS: Political Science and Politics* 50 (no 2) : 331-32.
- Campbell, James E., Bryan J. Dettrey et Hongxing Yin. 2010. « The Theory of Conditional Retrospective Voting: Does the Presidential Record Matter Less in Open-Seat Elections? ». *The Journal of Politics* 72 (no 4) : 1083-95.
- Campbell, James E. et James C. Garand. 2000a. « Forecasting U.S. National Elections ». Dans James E. Campbell et James C. Garand, dir., *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 3-14.
- Campbell, James E. et James C. Garand, dir. 2000b. *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE.
- Campbell, James E. et Kenneth A. Wink. 1990. « Trial-Heat Forecasts of the Presidential Vote ». *American Politics Quarterly* 18 (no 3) : 251-69.

- Campbell, James E. et Thomas E. Mann. 1992. « Forecasting the 1992 Presidential Election: A User's Guide to the Models ». *The Brookings Review* 10 (no 4) : 22-27.
- Campbell, James E. et Thomas E. Mann. 1996. « Forecasting the Presidential Election: What Can We Learn from the Models? ». *The Brookings Review* 14 (no 4) : 26-31.
- Campbell, James E., Lynna L. Cherry et Kenneth A. Wink. 1992. « The Convention Bump ». *American Politics Quarterly* 20 (no 3) : 287-307.
- Campbell, James E., Syed Ali et Farida Jalalzai. 2006. « Forecasting the Presidential Vote in the States, 1948-2004: An Update, Revision, and Extension of a State-Level Presidential Forecasting Model ». Dans Wayne P. Steger, Sean Q. Kelly et J. Mark Wrighton, dir., *Campaigns and Political Marketing*. New York : Routledge, 33-57.
- Canada, Bibliothèque et Archives Canada. 2016a. *Sir John Joseph Caldwell Abbott : 3^e premier ministre du Canada*. En ligne. <http://www.bac-lac.gc.ca/fra/decouvrez/politique-e-gouvernement/premier-ministres/pmportrait/Pages/item.aspx?PersonId=3> (page consultée le 25 février 2017).
- Canada, Bibliothèque et Archives Canada. 2016b. *Les premiers ministres du Canada*. En ligne. <http://www.bac-lac.gc.ca/fra/decouvrez/politique-gouvernement/premier-ministres/pmportrait/Pages/default.aspx> (page consultée le 15 février 2017).
- Canada, Commissariat aux langues officielles. 2016. *Présentation du sondage sur les langues officielles et le bilinguisme*. En ligne. <http://www.ocol-clo.gc.ca/fr/publications/autres/2016/presentation-sondage-sur-langues-officielles-et-bilinguisme> (page consultée le 27 février 2017).
- Canada, Parlement du Canada. 2015a. *Convention sur la confiance*. En ligne. http://www.parl.gc.ca/About/House/compendium/web-content/c_d_confidenceconvention-f.htm (page consultée le 6 février 2017).
- Canada, Parlement du Canada. 2015b. *Résultats électoraux par parti*. En ligne. <http://www.loppar.gc.ca/ParlInfo/compilations/ElectionsAndRidings/ResultsParty.aspx?Language=F> (page consultée le 10 octobre 2016).

- Canada, Parlement du Canada 2015c. *Partis politiques et chefs*. En ligne. <http://www.lop.parl.gc.ca/ParlInfo/Lists/Party.aspx?Language=F> (page consultée le 14 février 2017).
- Canadian Inflation. 2014. *Historical Canadian Inflation Rates: 1915-2014*. En ligne. <http://canadianinflation.com/historical-canadian-inflation-rates/> (page consultée le 22 février 2017).
- Canadian Opinion Research Archive (CORA). S.d. *The Canadian Election Study (CES)*. En ligne. <http://www.queensu.ca/cora/ces.html> (page consultée le 20 juin 2017).
- Carmichael, Calum M. 1990. « Economic Conditions and the Popularity of the Incumbent Party in Canada ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 23 (no 4) : 713-26.
- Carty, R. Kenneth. 2015. *Big Tent Politics: The Liberal Party's Long Mastery of Canada's Public Life*. Vancouver : University of British Columbia Press.
- Carty, R. Kenneth, William Cross et Lisa Young. 2000. *Rebuilding Canadian Party Politics*. Vancouver : University of British Columbia Press.
- CBC News. 2006. *Are Language Skills a Political Roadblock?*. En ligne. <http://www.cbc.ca/news2/background/liberals/leaders-language.html> (page consultée le 26 février 2017).
- CBC News. 2011. *Jack Layton: A Timeline of His Accomplishments*. En ligne. <http://www.cbc.ca/news/canada/jack-layton-a-timeline-of-his-accomplishments-1.1118520> (page consultée le 16 juin 2017).
- CBC News. 2016. *Irish Bookies Already Paying Out \$1M to People Who Bet Hillary Clinton Would Win*. En ligne. <http://www.cbc.ca/news/business/paddy-power-presidential-betting-1.3810006> (page consultée le 11 janvier 2017).
- CBC Radio. 2016. *"Trump Will Be President": Meet the Prof with 30 Year Record of Predicting Winners*. En ligne. <http://www.cbc.ca/radio/asithappens/as-it-happens-monday-edition-1.3779380/trump-will-be-president-meet-the-prof-with-30-year-record-of-predicting-winners-1.3779382> (page consultée le 16 octobre 2016).

- Chadbourn, Margaret. 2016. *How a Donald Trump Victory Is Similar to Brexit*. En ligne. <http://abcnews.go.com/Politics/donaldtrumpvictorysimilarbrexit/story?id=43420714> (page consultée le 15 janvier 2017).
- Chambaud, L. et J. B. Robinet. 1776. *Nouveau dictionnaire françois-anglois, et anglois-françois, contenant la signification des mots, avec leurs différents usages; les constructions, idiômes, façons de parler particulières, et les proverbes usités dans l'une et l'autre langue; les termes des sciences, des arts et des métiers (volume 2)*. Paris : C. Panckoucke.
- Charnock, David. 1995. « Economic Conditions and Forecasting of Australian Elections Revisited ». *Australian Journal of Political Science* 30 (no 2) : 342-46.
- Clarke, Harold D. et Allan Kornberg. 1992. « Support for the Canadian Federal Progressive Conservative Party Since 1988: The Impact of Economic Evaluations and Economic Issues ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 25 (no 1) : 29-53.
- Clarke, Harold D. et Allan Kornberg. 1996. « Partisan Dealignment, Electoral Choice and Party-System Change in Canada ». *Party Politics* 2 (no 4) : 455-78.
- Clarke, Harold D. et Marianne C. Stewart. 1996. « Economists and Electorates: The Subjective Economy of Governing Party Support in Canada ». *European Journal of Political Research* 29 (no 2) : 191-214.
- Clarke, Harold D., Jane Jenson, Lawrence LeDuc et Jon H. Pammett. 1991. *Absent Mandate: Interpreting Change in Canadian Elections*. Toronto : Gage.
- Clarkson, Stephen. 2001. « The Liberal Threepeat: The Multi-System Party in the Multi-Party System ». Dans Jon H. Pammett et Chris Dornan, dir., *The Canadian General Election of 2000*. Toronto : Dundurn, 13-57.
- Clarkson, Stephen. 2005. *The Big Red Machine: How the Liberal Party Dominates Canadian Politics*. Vancouver : University of British Columbia Press.
- Clemen, Robert T. 1989. « Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography ». *International Journal of Forecasting* 5 (no 4) : 559-83.

- Clement, Scott et Peyton M. Craighill. 2015. *Gallup Isn't Doing Any Horserace Polling in 2016: Here's Why*. En ligne. https://www.washingtonpost.com/news/the-fix/wp/2015/10/07/gallup-isnt-doing-any-horserace-polling-in-2016-heres-why/?utm_term=.c27696b6c2c7 (page consultée le 1^{er} février 2016).
- Cohn, Nate, Josh Katz et Kevin Quealy. 2016. *Putting the Polling Miss of the 2016 Election in Perspective*. En ligne. http://www.nytimes.com/interactive/2016/11/13/upshot/putting-the-polling-miss-of-2016-in-perspective.html?_r=0 (page consultée le 14 janvier 2017).
- Comité sénatorial permanent des affaires étrangères. 2003. *Le dollar à la hausse : explications et impacts économiques*. Ottawa : Comité sénatorial permanent des affaires étrangères.
- Converse, Jean M. 1987. *Survey Research in the United States: Roots and Emergence, 1890-1960*. Berkeley : University of California Press.
- Cook, Steven. 2006. *Understanding the Construction and Interpretation of Forecast Evaluation Statistics Using Computer-Based Tutorial Exercises*. En ligne. https://www.economicsnetwork.ac.uk/showcase/cook_forecast (page consultée le 10 mai 2017).
- Cotgrave, Randle. 1611. *A Dictionarie of the French and English Tongues*. Londres : Adam Islip.
- Council of Economic Advisers. 1979. *Economic Report of the President Transmitted to the Congress January 1979 Together with the Annual Report of the Council of Economic Advisers*. Washington, D.C. : United States Government Printing Office.
- Courtney, John C. 1995. *Do Conventions Matter?: Choosing National Party Leaders in Canada*. Montréal, Kingston : McGill-Queen's University Press.
- Crête, Jean et André Blais. 2011. « Le système électoral et les comportements électoraux ». Dans Réjean Pelletier et Manon Tremblay, dir., *Le parlementarisme canadien*. Québec (Québec) : Presses de l'Université Laval, 163-96.
- CTV News. 2015. *He's a Man of Significance: Brian Mulroney on Trudeau*. En ligne. <https://www.youtube.com/watch?v=uzkroDz6uJI> (page consultée le 5 décembre 2015).

- Cuzán, Alfred G. 2012. « Forecasting the 2012 Presidential Election with the Fiscal Model ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 648-50.
- Cuzán, Alfred, J. Scott Armstrong et Randall J. Jones Jr. 2005. « How We Computed the PollyVote ». *Foresight: The International Journal of Applied Forecasting* 1 (no 1) : 51-52.
- Cyr, Hugo. 2013. « De la formation du gouvernement ». *Revue générale de droit* 43 (no 2) : 381-443.
- Dassonneville, Ruth et Marc Hooghe. 2012. « Election Forecasting Under Opaque Conditions: A Model for Francophone Belgium, 1981-2010 ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 777-88.
- Dassonneville, Ruth et Michael S. Lewis-Beck. 2014. « Macroeconomics, Economic Crisis and Electoral Outcomes: A National European Pool ». *Acta Politica* 49 (no 4) : 372-94.
- Dassonneville, Ruth, Michael S. Lewis-Beck et Philippe Mongrain. 2017. « Forecasting Dutch Elections: An Initial Model from the March 2017 Legislative Contests ». *Research and Politics* 4 (no 3) : 1-7.
- Delli Carpini, Michael X. 2011. « Constructing Public Opinion: A Brief History of Survey Research ». Dans Robert Y. Shapiro et Lawrence R. Jacobs, dir., *The Oxford Handbook of American Public Opinion and the Media*. Oxford : Oxford University Press, 284-301.
- Dent, John Charles. 1881. *The Canadian Portrait Gallery*. Toronto : John B. Magurn.
- DiClerico, Robert. 1999. *The American President*. Englewood Cliffs (New Jersey) : Prentice Hall.
- Directeur général des élections du Canada. 1997. *Trente-sixième élection générale 1997 : résultats officiels du scrutin (synopsis)*. Ottawa : Élections Canada.
- Dobbin, Murray. 1993. *The Politics of Kim Campbell: From School Trustee to Prime Minister*. Toronto : James Lorimer and Company.

- Dormagen, Jean-Yves et Daniel Mouchard. 2010. *Introduction à la sociologie politique*. Bruxelles : De Boeck Université.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York : Harper and Row.
- Doyle, Dara. 2016. *Paddy Power's \$1 Million Gamble Backfires As Trump Upsets Odds*. En ligne. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2016-11-09/paddy-power-s-1-million-gamble-backfires-as-trump-upsets-odds> (page consultée le 11 janvier 2017).
- Dubin, Robert. 1969. *Theory Building*. New York : The Free Press.
- Dubois, Éric. 2002. *Un modèle de prévision par département pour les élections présidentielles françaises*. Miméo, LAEP, Université de Paris 1.
- Dubois, Éric. 2007. « Les déterminants économiques du vote 1976-2006 : trente ans de fonctions de vote en France ». *Revue d'économie politique* 117 (no 2) : 243-70.
- Dubois, Éric et Christine Fauvelle-Aymar. 2004. « Vote Functions in France and the 2002 Election Forecast ». Dans Michael S. Lewis-Beck, dir., *The French Voter: Before and After the 2002 Elections*. Basingstoke (Royaume-Uni) : Palgrave Macmillan, 205-30.
- Eady, Gregory et Clifton van der Linden. 2015. « Better Together? Poll Aggregation and Canadian Election Forecasting ». Dans Alex Marland et Thierry Giasson, dir., *Canadian Election Analysis: Communication, Strategy, and Democracy 2015*. Vancouver : University of British Columbia Press, 110-13.
- Election Almanac. 2016. *Historic Canada Election Polls*. En ligne. <http://www.electionalmanac.com/ea/historic-canada-election-polls/> (page consultée le 28 décembre 2016).
- Emery, Claude. 1994. *Les sondages d'opinion au Canada*. Ottawa : Bibliothèque du Parlement, Division des affaires politiques et sociales.
- Environics Institute. 2012. *Focus Canada 2012: Detailed Data Tables*. Toronto : The Environics Institute for Survey Research.

- Epstein, Leon D. 1964. « Comparative Study of Canadian Parties ». *The American Political Science Review* 58 (no 1) : 46-59.
- Erikson, Robert S. 1989. « Economic Conditions and the Presidential Vote ». *The American Political Science Review* 83 (no 2) : 567-73.
- Erikson, Robert S. 2001. « The 2000 Presidential Election in Historical Perspective ». *Political Science Quarterly* 116 (no 1) : 29-52.
- Erikson, Robert S. et Christopher Wlezien. 1994. « Forecasting the Presidential Vote, 1992 ». *The Political Methodologist* 5 (no 2) : 10-11.
- Erikson, Robert S. et Christopher Wlezien. 1996. « Of Time and Presidential Election Forecasts ». *PS: Political Science and Politics* 29 (no 1) : 37-39.
- Erikson, Robert S. et Christopher Wlezien. 2008a. « Leading Economic Indicators, the Polls, and the Presidential Vote ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 703-7.
- Erikson, Robert S. et Christopher Wlezien. 2008b. « Are Political Markets Really Superior to Polls As Election Predictors? ». *Public Opinion Quarterly* 72 (no 2) : 190-215.
- Erikson, Robert S. et Christopher Wlezien. 2012. « The Objective and Subjective Economy and the Presidential Vote ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 620-24.
- Erikson, Robert S. et Christopher Wlezien. 2016. « Forecasting the Presidential Vote with Leading Economic Indicators and the Polls ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 669-72.
- Erikson, Robert S., Joseph Bafumi et Bret Wilson. 2001. « Was the 2000 Presidential Election Predictable? ». *PS: Political Science and Politics* 34 (no 4) : 815-19.
- Erlanger, Steve. 2016. "Brexit" Proved to Be Sign of Things to Come in U.S. En ligne. https://www.nytimes.com/2016/11/10/world/europe/for-us-brexit-was-a-sign-of-things-to-come.html?_r=0 (page consultée le 15 janvier 2017).

- Fair, Ray C. 1978. « The Effect of Economic Events on Votes for President ». *The Review of Economics and Statistics* 60 (no 2) : 159-73.
- Fair, Ray C. 1984. *Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconometric Models*. Cambridge (Massachusetts) : Harvard University Press.
- Fair, Ray C. 2012. *Predicting Presidential Elections and Other Things*. Palo Alto (Californie) : Stanford University Press.
- Fauvelle-Aymar, Christine et Michael S. Lewis-Beck. 1997. *Législatives 97 – L'Iowa donne l'opposition gagnante : deux chercheurs d'une université américaine prédisent la défaite de la majorité*. En ligne. http://www.liberation.fr/france-archiv/1997/05/23/legislatives-97-l-iowa-donne-l-opposition-gagnante-deux-chercheurs-d-une-universite-americaine-predi_204773 (page consultée le 18 décembre 2016).
- Fauvelle-Aymar, Christine et Michael S. Lewis-Beck. 2002. *Pour l'Iowa, avantage Jospin*. En ligne. http://www.liberation.fr/tribune/2002/03/21/pourliowaavantagejospin_397638 (page consultée le 18 décembre 2016).
- Federal Reserve Archival System for Economic Research (FRASER). S.d. En ligne. <https://fraser.stlouisfed.org/title/43> (page consultée le 8 mai 2017).
- Fife, Brian L. 2010. *Reforming the Electoral Process in America: Toward More Democracy in the 21st Century*. Santa Barbara (Californie) : ABC-CLIO.
- Fiorina, Morris P. 1975. « Formal Models in Political Science ». *American Journal of Political Science* 19 (no 1) : 133-59.
- Fiorina, Morris P. 1981. *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven (Connecticut) : Yale University Press.
- Fisher, Stephen D. et Michael S. Lewis-Beck. 2016. « Forecasting the 2015 British General Election: The 1992 Debacle All Over Again? ». *Electoral Studies* 41 (mars) : 225-29.
- Flanagan, Thomas. 1998. *Game Theory and Canadian Politics*. Toronto : University of Toronto Press.

- Flanagan, Thomas. 2014. *Winning Power: Canadian Campaigning in the 21st Century*. Montréal, Kingston : McGill-Queen's University Press.
- Forsythe, Robert, Forrest Nelson, George R. Neumann et Jack Wright. 1992. « Anatomy of an Experimental Political Stock Market ». *The American Economic Review* 82 (no 5) : 1142-61.
- Forsythe, Robert, Murray Frank, Vasu Krishnamurthy et Thomas W. Ross. 1995. « Using Market Prices to Predict Election Results: The 1993 UBC Election Stock Market ». *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économie* 28 (no 4a) : 770-93.
- Foucault, Martial. 2012a. « Forecasting the 2012 French Legislative Election ». *French Politics* 10 (no 1) : 68-83.
- Foucault, Martial. 2012b. « Looking Back on the Forecasting of the French Legislative Election ». *French Politics* 10 (no 4) : 383-88.
- Foucault, Martial et Richard Nadeau. 2012. « Forecasting the 2012 French Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 2) : 218-22.
- Fox News. 2016. *Professor Shares How He Accurately Predicted a Trump Victory*. En ligne. <http://video.foxnews.com/v/5204724929001/?#sp=show-clips> (page consultée le 25 janvier 2017).
- France, Ministère de l'Intérieur. 2015. *Réforme territoriale : coup d'envoi de la nouvelle architecture de la République*. En ligne. <http://www.gouvernement.fr/reforme-territoriale-coup-d-envoi-de-la-nouvelle-architecture-de-la-republique> (page consultée le 7 janvier 2017).
- Franklin, Mark N. 1971. « A "Non-Election" in America? Predicting the Results of the 1970 Mid-Term Election for the U.S. House of Representatives ». *British Journal of Political Science* 1 (no 4) : 508-13.
- Frankovic, Kathleen A. 2012. « Opinion Polls and the Media in the United States ». Dans Christina Holtz-Bacha et Jesper Strömbäck, dir., *Opinion Polls and the Media: Reflecting and Shaping Public Opinion*. New York : Palgrave Macmillan, 113-34.

- Fraser, Graham. 2016. « Official Bilingualism: From Ambivalence to Embrace / Le bilinguisme officiel : de l'ambivalence à l'acceptation ». *Policy* 4 (no 6) : 48-53.
- Frees, Edward W. 2004. *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences*. New York : Cambridge University Press.
- Funk, Carolyn L. 1999. « Bringing the Candidate into Models of Candidate Evaluation ». *The Journal of Politics* 61 (no 3) : 700-20.
- Gallup. 2016. *Presidential Job Approval Center*. En ligne. <http://www.gallup.com/poll/124922/presidential-job-approval-center.aspx> (page consultée le 31 juillet 2016).
- Gélineau, François et Éric Bélanger. 2005. « Electoral Accountability in a Federal System: National and Provincial Economic Voting in Canada ». *Publius* 35 (no 3) : 407-24.
- Gibson, Rachel et Michael S. Lewis-Beck. 2011. « Methodologies of Election Forecasting: Calling the 2010 UK "Hung Parliament" ». *Electoral Studies* 30 (no 2) : 247-49.
- Gidengil, Elisabeth. 2010. « Challenge and Change: Election and Voting ». Dans John C. Courtney et David E. Smith, dir., *The Oxford Handbook of Canadian Politics*. Oxford : Oxford University Press, 226-43.
- Gidengil, Elisabeth, André Blais, Richard Nadeau et Neil Nevitte. 2000. « Are Party Leaders Becoming More Important to Vote Choice in Canada? ». Communication, Annual Meeting of the American Political Science Association, Washington, D.C., 30 août - 3 septembre.
- Gidengil, Elisabeth et André Blais. 2007. « Are Party Leaders Becoming More Important to Vote Choice in Canada? ». Dans Hans J. Michelmann, Donald C. Story et Jeffrey S. Steeves, dir., *Political Leadership and Representation in Canada: Essays in Honour of John C. Courtney*. Toronto : University of Toronto Press, 39-59.
- Gidengil, Elisabeth, Neil Nevitte, André Blais, Joanna Everitt et Patrick Fournier. 2012. *Dominance and Decline: Making Sense of Recent Canadian Elections*. Toronto : University of Toronto Press.

- Global News. 2017. *O'Leary Says "Real Reason" He Dropped Out of Leadership Race was Low Quebec Support, Seats*. En ligne. <http://globalnews.ca/video/3407160/oleary-says-real-reason-he-dropped-out-was-low-quebec-support> (page consultée le 27 avril 2017).
- Godbout, Jean-François et Éric Bélanger. 2002. « La dimension régionale du vote économique canadien aux élections fédérales de 1988 à 2000 ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 35 (no 3) : 567-88.
- Goodman, Saul et Gerald H. Kramer. 1975. « Comment on Arcelus and Meltzer: The Effect of Aggregate Economic Conditions on Congressional Elections ». *The American Political Science Review* 69 (no 4) : 1255-65.
- Gower, Dave. 1992. « Une note sur le chômage au Canada depuis 1921 ». *L'emploi et le revenu en perspective* 4 (no 3) : 32-35.
- Gower, Dave. 2000. *Inter-War Labour Database (1919 to 1944): Technical Appendix*. En ligne. http://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV.pl?Function=getSurvDocument&Item_Id=48479&SurvId=48479 (page consultée le 14 février 2017).
- Graefe, Andreas. 2014. « Accuracy of Vote Expectation Surveys in Forecasting Elections ». *Public Opinion Quarterly* 78 (no S1) : 204-32.
- Graefe, Andreas. 2015a. « Accuracy Gains of Adding Vote Expectation Surveys to a Combined Forecast of US Presidential Election Outcomes ». *Research and Politics* 2 (no 1) : 1-5.
- Graefe, Andreas. 2015b. « German Election Forecasting: Comparing and Combining Methods for 2013 ». *German Politics* 24 (no 2) : 195-204.
- Graefe, Andreas. 2016. *A Terrible Day for Election Forecasters. Where Are the Winners?*. En ligne. <https://pollyvote.com/en/2016/11/09/aterribledayforelectionforecasterswherearethewinners/> (page consultée le 9 novembre 2016).
- Graefe, Andreas et J. Scott Armstrong. 2013. « Forecasting Elections from Voters' Perceptions of Candidates' Ability to Handle Issues ». *Journal of Behavioral Decision Making* 26 (no 3) : 295-303.

- Graefe, Andreas, J. Scott Armstrong, Randall J. Jones Jr. et Alfred G. Cuzán. 2014a. « Combining Forecasts: An Application to Elections ». *International Journal of Forecasting* 30 (no 1) : 43-54.
- Graefe, Andreas, J. Scott Armstrong, Randall J. Jones Jr. et Alfred G. Cuzán. 2014b. « Accuracy of Combined Forecasts for the 2012 Presidential Elections: The PollyVote ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2), 427-31.
- Graefe, Andreas, Randall J. Jones Jr., J. Scott Armstrong et Alfred G. Cuzán. 2016. « The PollyVote Forecast for the 2016 American Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 687-90.
- Granka, Laura. 2013. « Using Online Search Traffic to Predict US Presidential Elections ». *PS: Political Science and Politics* 46 (no 2) : 271-79.
- Greene, Jay P. 1993. « Forewarned Before Forecast: Presidential Election Forecasting Models and the 1992 Election ». *PS: Political Science and Politics* 26 (no 1) : 17-21.
- Greenspon, Edward. 1997. « Following the Trail of Campaign '97 ». Dans Alan Frizzell et Jon H. Pammett, dir., *The Canadian General Election of 1997*. Toronto : Dundurn, 21-38.
- Grofman, Bernard. 1983. « Measures of Bias and Proportionality in Seats-Votes Relationships ». *Political Methodology* 9 (no 3) : 295-327.
- Gross, Jenny et Stephen Fidler. 2016. *Trump Victory Draws Parallels with Brexit Referendum*. En ligne. <http://www.wsj.com/articles/trumpwindrawsparallelswithbrexit1478694448> (page consultée le 15 janvier 2017).
- Guillaume, Pierre. 1994. « La difficile affirmation d'une identité ». Dans Jean-Michel Lacroix, dir., *Canada et Canadiens*. Bordeaux (France) : Presses universitaires de Bordeaux, 21-80.
- Happy, J. R. 1986. « Voter Sensitivity to Economic Conditions: A Canadian-American Comparison ». *Comparative Politics* 19 (no 1) : 45-56.

- Happy, J. R. 1989. « Economic Performance and Retrospective Voting in Canadian Federal Elections ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 22 (no 2) : 377-87.
- Happy, J. R. 1992. « The Effect of Economic and Fiscal Performance on Incumbency Voting: The Canadian Case ». *British Journal of Political Science* 22 (no 1) : 117-30.
- Heard, Andrew. S.d. *Polling Data: Election Opinion Polls*. En ligne. <https://www.sfu.ca/~aheard/elections/polls.html> (page consultée le 28 décembre 2016).
- Hébert, Chantal. 2008. *French Kiss: Stephen Harper's Blind Date with Quebec*. Toronto : Vintage Canada.
- Herbst, Susan. 1993. *Numbered Voices: How Opinion Polling Has Shaped American Politics*. Chicago : University of Chicago Press.
- Hibbing, John R. et John R. Alford. 1982. « Economic Conditions and the Forgotten Side of Congress: A Foray into US Senate Elections ». *British Journal of Political Science* 12 (no 4) : 505-13.
- Hibbs, Douglas A. 2012. « Obama's Reelection Prospects Under "Bread and Peace" Voting in the 2012 US Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 635-39.
- Hibbs, Douglas A. 2016. *U.S. Election Models*. En ligne. <http://douglas-hibbs.com/> (page consultée le 19 janvier 2017).
- Hibbs, Douglas A., Jr. 1982. « President Reagan's Mandate from the 1980 Elections: A Shift to the Right? ». *American Politics Quarterly* 10 (no 4) : 387-420.
- Hibbs, Douglas A., Jr. 1987. *The American Political Economy: Macroeconomics and Electoral Politics*. Cambridge (Massachusetts) : Harvard University Press.
- Hibbs, Douglas A., Jr. 2000. « Bread and Peace Voting in U.S. Presidential Elections ». *Public Choice* 104 (nos 1-2) : 149-80.

- Hibbs, Douglas A., Jr. 2006. « Voting and the Macroeconomy ». Dans Barry R. Weingast et Donald A. Wittman, dir., *The Oxford Handbook of Political Economy*. Oxford : Oxford University Press, 565-86.
- Hibbs, Douglas A., Jr. 2007. « The Economy, the War in Iraq and the 2004 Presidential Election ». *Revision* 18 (avril) : 1-14.
- Hibbs, Douglas A., Jr. 2008. « Implications of the "Bread and Peace" Model for the 2008 US Presidential Election ». *Public Choice* 137 (nos 1-2) : 1-10.
- Hillygus, D. Sunshine. 2010. « Campaign Effects on Vote Choice ». Dans Jan E. Leighley, dir., *The Oxford Handbook of American Elections and Political Behavior*. Oxford : Oxford University Press, 326-45.
- Hillygus, D. Sunshine et Todd G. Shields. 2008. *The Persuadable Voter: Wedge Issues in Presidential Campaigns*. Princeton : Princeton University Press.
- Hinckley, Barbara. 1967. « Interpreting House Midterm Elections: Toward a Measurement of the In-Party's "Expected" Loss of Seats ». *The American Political Science Review* 61 (no 3) : 694-700.
- Holbrook, Thomas M. 1991. « Presidential Elections in Space and Time ». *American Journal of Political Science* 35 (no 1) : 91-109.
- Holbrook, Thomas M. 1996. « Reading the Political Tea Leaves: A Forecasting Model of Contemporary Presidential Elections ». *American Politics Quarterly* 24 (no 4) : 506-19.
- Holbrook, Thomas M. 2001a. « Forecasting with Mixed Economic Signals: A Cautionary Tale ». *PS: Political Science and Politics* 34 (no 1) : 39-44.
- Holbrook, Thomas M. 2001b. « (Mis)Reading the Political Tea Leaves ». *American Politics Research* 29 (no 3) : 297-301.
- Holbrook, Thomas M. 2004. « Good News for Bush? Economic News, Personal Finances, and the 2004 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 759-61.

- Holbrook, Thomas M. 2008. « Incumbency, National Conditions, and the 2008 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 709-12.
- Holbrook, Thomas M. 2012. « Incumbency, National Conditions, and the 2012 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 640-43.
- Holbrook, Thomas M. 2016. « National Conditions, Trial-Heat Polls, and the 2016 Election ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 677-79.
- Holbrook, Thomas M. et Jay A. DeSart. 2003. « Statewide Trial-Heat Polls and the 2000 Presidential Election: A Forecast Model ». *Social Science Quarterly* 84 (no 3) : 561-73.
- Holden, K., D. A. Peel et J. L. Thompson. 1990. *Economic Forecasting: An Introduction*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Holden, Michael. 2004a. *L'incidence d'un dollar canadien plus fort sur l'économie canadienne*. Ottawa : Bibliothèque du Parlement, Direction de la recherche parlementaire.
- Holden, Michael. 2004b. *Le dollar canadien : déterminants du taux de change*. Ottawa : Bibliothèque du Parlement, Service d'information et de recherche parlementaires.
- Holmberg, Sören et Henrik Oscarsson. 2013. « Party Leader Effects on the Vote ». Dans Kees Aarts, André Blais et Hermann Schmitt, dir., *Political Leaders and Democratic Elections*. Oxford : Oxford University Press, 35-51.
- Hooghe, Marc et Ruth Dassonneville. 2014. « Party Members As an Electoral Linking Mechanism: An Election Forecasting Model for Political Parties in Belgium, 1981-2010 ». *Party Politics* 20 (no 3) : 368-80.
- Huberty, Mark. 2015. « Can We Vote with Our Tweet? On the Perennial Difficulty of Election Forecasting with Social Media ». *International Journal of Forecasting* 31 (no 3) : 992-1007.
- Hsiao, Cheng. 2014. *Analysis of Panel Data*. New York : Cambridge University Press.

- Ipsos MORI. 2017a. *Political Monitor: Satisfaction Ratings 1997-Present*. En ligne. <https://www.ipsos.com/ipsos-mori/en-uk/political-monitor-satisfaction-ratings-1997-present> (page consultée le 24 juin 2017).
- Ipsos MORI. 2017b. *Voting Intention in Great Britain: Recent Trends*. En ligne. https://www.ipsos.com/ipsos-mori/en-uk/voting-intention-great-britain-recent-trends?language_content_entity=en-uk (page consultée le 24 juin 2017).
- Ipsos MORI. 2017c. *Voting Intentions in Great Britain 1997-2002*. En ligne. <https://www.ipsosmori.com/researchpublications/researcharchive/poll.aspx?oItemId=2451&view=wide> (page consultée le 15 avril 2017).
- Irvine, William P. 1979. *Does Canada Need a New Electoral System?*. Kingston (Ontario) : Institute of Intergovernmental Affairs, Queen's University.
- Jackman, Simon. 1995. « Some More of All That: A Reply to Charnock ». *Australian Journal of Political Science* 30 (no 2) : 347-55.
- Jackman, Simon et Gary N. Marks. 1994. « Forecasting Australian Elections: 1993, and All That ». *Australian Journal of Political Science* 29 (no 2) : 277-91.
- Jackson, John S. 2015. *The American Political Party System: Continuity and Change Over Ten Presidential Elections*. Washington, D.C. : Brookings Institution Press.
- Jacobson, Gary C. et Samuel Kernell. 1982. « Strategy and Choice in the 1982 Congressional Elections ». *PS* 15 (no 3) : 423-30.
- Jastramskis, Mažvydas. 2012. « Election Forecasting in Lithuania: The Case of Municipal Elections ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 822-29.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2001. « Ils ont trouvé la formule qui donne le résultat des élections ». *L'Expansion* (no 656) : 74-75.

- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2004a. « Forecasting the 2002 Elections: Lessons from a Political Economy Model ». Dans Michael S. Lewis-Beck, dir., *The French Voter: Before and After the 2002 Elections*. Basingstoke (Royaume-Uni) : Palgrave Macmillan, 178-204.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2004b. « Bush l'emporterait sur Kerry ». *La lettre de l'Expansion* (no 1730) : 2.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2010. « Fonctions de vote et prévisions électorales, une application à la présidentielle française de 2007 ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 43 (no 1) : 163-86.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2012a. « Forecasting the 2012 US Presidential Election: Lessons from a State-by-State Political Economy Model ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 663-68.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2012b. « Forecasting the 2012 French Presidential Election: Comparing Vote Function Simulations and Vote Intention Polls ». *French Politics* 10 (no 1) : 22-43.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2012c. « Forecasting the 2012 French Presidential Election: Lessons from a Region-by-Region Political Economy Model ». *French Politics* 10 (no 4) : 373-77.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2016. « State-Level Forecasts for the 2016 US Presidential Elections: Political Economy Model Predicts Hillary Clinton Victory ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 680-86.
- Jérôme, Bruno et Véronique Jérôme-Speziari. 2017. « A Recap of the 2016 Election Forecasts – The State-by-State Political Economy Model: Between Semi-Success and Semi-Failure ». *PS: Political Science and Politics* 50 (no 2) : 335-36.
- Jérôme, Bruno, Véronique Jérôme-Speziari et Michael S. Lewis-Beck. 1999. « Polls Fail in France: Forecasts of the 1997 Legislative Election ». *International Journal of Forecasting* 15 (no 2) : 163-74.

Jérôme, Bruno, Véronique Jérôme-Speziari et Michael S. Lewis-Beck. 2001. « Évaluation économique et vote en France et en Allemagne ». Dans Dominique Reynié et Bruno Cautrès, dir., *L'opinion européenne 2001*. Paris : Presses de Sciences Po, 101-22.

Jérôme, Bruno, Véronique Jérôme-Speziari et Michael S. Lewis-Beck. 2003. « Reordering the French Election Calendar: Forecasting the Consequences for 2002 ». *European Journal of Political Research* 42 (no 3) : 425-40.

Jérôme, Bruno, Véronique Jérôme-Speziari et Michael S. Lewis-Beck. 2013. « A Political-Economy Forecast for the 2013 German Elections: Who to Rule with Angela Merkel? ». *PS: Political Science and Politics* 46 (no 3) : 479-80.

Johnson, Samuel. 1755. *A Dictionary of the English Language: In Which the Words Are Deduced from Their Originals, and Illustrated in Their Different Significations by Examples from the Best Writers. To Which Are Prefixed, a History of the Language, and an English Grammar*. Londres : W. Strahan.

Johnston, Richard. 2002. « Prime Ministerial Contenders in Canada ». Dans Anthony King, dir., *Leaders' Personalities and the Outcomes of Democratic Elections*. Oxford : Oxford University Press, 158-84.

Johnston, Richard. 2015. « Canada Is Polarizing – and It's Because of the Parties ». Dans Daniel J. Hopkins et John Sides, dir., *Political Polarization in American Politics*. New York : Bloomsbury, 120-25.

Jones, Randall J. 2002. *Who Will Be in the White House?: Predicting Presidential Elections*. New York : Longman.

Kanji, Mebs, Antoine Bilodeau et Thomas J. Scotto, dir. 2012. *The Canadian Election Studies: Assessing Four Decades of Influence*. Vancouver : University of British Columbia Press.

Kaplan, Oscar. 1940. « Prediction in the Social Sciences ». *Philosophy of Science* 7 (no 4) : 492-98.

Kayser, Mark Andreas et Arndt Leininger. 2013. *A Benchmarking Forecast of the 2013 Bundestag Election* (document de travail). Berlin : Hertie School of Governance.

- Kayser, Mark Andreas et Arndt Leininger. 2014. « A Benchmarking Forecast and Post-Mortem of the 2013 Bundestag Election ». Communication, Gemeinsame Tagung der DVPW-Arbeitskreise „Politik und Kommunikation“ et „Wahlen und politische Einstellungen“ : Die Bundestagswahl 2013, Berlin, 5-6 juin.
- Kayser, Mark Andreas et Arndt Leininger. 2016. « A Predictive Test of Voters' Economic Benchmarking: The 2013 German Bundestag ». *German Politics* 25 (no 1) : 106-30.
- Kayser, Mark Andreas et Michael Peress. 2012. « Benchmarking Across Borders: Electoral Accountability and the Necessity of Comparison ». *The American Political Science Review* 106 (no 3) : 661-84.
- Keech, William R. 1995. *Economic Politics: The Costs of Democracy*. New York : Cambridge University Press.
- Kendall, Kathleen E. 2000. *Communication in the Presidential Primaries: Candidates and the Media, 1912-2000*. Westport (Connecticut) : Praeger.
- Kendall, M. G. et A. Stuart. 1950. « The Law of the Cubic Proportion in Election Results ». *The British Journal of Sociology* 1 (no 3) : 183-96.
- Kernell, Samuel. 1977. « Presidential Popularity and Negative Voting: An Alternative Explanation of the Midterm Congressional Decline of the President's Party ». *The American Political Science Review* 71 (no 1) : 44-66.
- Key, V. O., Jr. 1959. « Secular Realignment and the Party System ». *The Journal of Politics* 21 (no 2) : 198-210.
- Key, V. O., Jr. 1961. *Public Opinion and American Democracy*. New York : Alfred A. Knopf.
- Key, V. O., Jr. 1964. *Politics, Parties, and Pressure Groups*. New York : Thomas Y. Crowell.
- Key, V. O., Jr. 1966. *The Responsible Electorate: Rationality in Presidential Voting, 1936-1960*. Cambridge (Massachusetts) : Belknap Press of Harvard University Press.

- Klarner, Carl. 2008. « Forecasting the 2008 U.S. House, Senate and Presidential Elections at the District and State Level ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 723-28.
- Klarner, Carl E. 2012. « State-Level Forecasts of the 2012 Federal and Gubernatorial Elections ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 655-62.
- Klarner, Carl et Stan Buchanan. 2006. « Forecasting the 2006 Elections for the United States Senate ». *PS: Political Science and Politics* 39 (no 4) : 849-55.
- Kloek, Teun. 2008. « Theil, Henri (1924-2000) ». Dans Steven N. Durlauf et Lawrence E. Blume, dir., *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Basingstoke (Royaume-Uni) : Palgrave Macmillan, 245-48.
- Koop, Royce et Amanda Bittner. 2013. « Parties and Elections After 2011: The Fifth Canadian Party System? ». Dans Amanda Bittner et Royce Koop, dir., *Parties, Elections, and the Future of Canadian Politics*. Vancouver : University of British Columbia Press, 308-31.
- Kou, S. G. et Michael E. Sobel. 2004. « Forecasting the Vote: A Theoretical Comparison of Election Markets and Public Opinion Polls ». *Political Analysis* 12 (no 3) : 277-95.
- Kramer, Gerald H. 1971. « Short-Term Fluctuations in U.S. Voting Behavior, 1896-1964 ». *The American Political Science Review* 65 (no 1) : 131-43.
- Krosnick, Jon A. S.d. *The Psychology of Voting*. En ligne. <https://pprg.stanford.edu/wp-content/uploads/10-The-psychology-of-voting.pdf> (page consultée le 22 février 2017).
- Laakso, Markku. 1979. « Should a Two-and-a-Half Law Replace the Cube Law in British Elections? ». *British Journal of Political Science* 9 (no 3) : 355-62.
- Lafay, Jean-Dominique. 1993. « Législatives : les prévisions des modèles politico-économiques ». *Le Figaro* (Paris), 19 mars.
- Lafay, Jean-Dominique, François Facchini et Antoine Auberger. 2007. « Modèles politico-économétriques et prévisions électorales pour mai 2007 ». *Revue française d'économie* 21 (no 4) : 145-64.

- Lahiri, Kajal. 2011. « Limits to Economic Forecasting ». Dans Matthew L. Higgins, dir., *Advances in Economic Forecasting*. Kalamazoo (Michigan) : W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 25-49.
- Lamarche, Ginette. 2015. *Comment détecter les signes de l'usure du pouvoir?*. En ligne. <http://ici.radio-canada.ca/sujet/elections-canada-2015/2015/09/11/016-usure-pouvoir-signes-trudeau-mulroney-chretien-harper.shtml> (page consultée le 25 octobre 2015).
- Land, Kenneth C. et Stephen H. Schneider. 1987. « Forecasting in the Social and Natural Sciences: An Overview and Analysis of Isomorphisms ». Dans Kenneth C. Land et Stephen H. Schneider, dir., *Forecasting in the Social and Natural Sciences*. Dordrecht (Pays-Bas) : D. Reidel Publishing Company, 7-31.
- Lanoue, David J. 1991. « Debates That Mattered: Voters' Reaction to the 1984 Canadian Leadership Debates ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 24 (no 1) : 51-65.
- Laschinger, John. 2016. *Campaign Confessions: Tales from the War Rooms of Politics*. Toronto : Dundurn.
- Lave, Charles A. et James G. March. 1975. *An Introduction to Models in the Social Sciences*. New York : Harper and Row.
- Lebo, Matthew et Helmut Norpoth. 2011. « Yes, Prime Minister: The Key to Forecasting British Elections ». *Electoral Studies* 30 (no 2) : 258-63.
- Lebo, Matthew J. et Helmut Norpoth. 2007. « The PM and the Pendulum: Dynamic Forecasting of British Elections ». *British Journal of Political Science* 37 (no 1) : 71-87.
- Lebo, Matthew J. et Helmut Norpoth. 2013. « Forecasting British Elections: The "PM and the Pendulum" Model Reconsidered ». *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 23 (no 1) : 66-85.
- Lebo, Matthew J. et Helmut Norpoth. 2016. « Victory Without Power: The PM-Pendulum Forecast ». *Electoral Studies* 41 (mars) : 255-59.

- LeDuc, Lawrence. 1990. « Party Strategies and the Use of Televised Campaign Debates ». *European Journal of Political Research* 18 (no 1) : 121-41.
- LeDuc, Lawrence. 1997. « The Leaders' Debates: (...And the Winner Is...) ». Dans Alan Frizzell et Jon H. Pammett, dir., *The Canadian General Election of 1997*. Toronto : Dundurn, 207-24.
- LeDuc, Lawrence, Jon H. Pammett, Judith I. McKenzie et André Turcotte. 2010. *Dynasties and Interludes: Past and Present in Canadian Electoral Politics*. Toronto : Dundurn.
- Lewis-Beck, Michael S. 1985. « Un modèle de prévision des élections législatives françaises (avec une application pour 1986) ». *Revue française de science politique* 35 (no 6) : 1080-91.
- Lewis-Beck Michael S. 1986. « Les législatives de 1986 : nouveau clivage ou restauration? ». *Politique économique* 3 (juin) : 31-33.
- Lewis-Beck, Michael S. 1991. « French National Elections: Political Economic Forecasts ». *European Journal of Political Economy* 7 (no 4) : 487-96.
- Lewis-Beck, Michael S. 1995. « Comparaison de prévision des élections présidentielles en France et aux États-Unis ». *Journal de la Société de statistique de Paris* 136 (no 1) : 29-45.
- Lewis-Beck, Michael S. 2005. « Election Forecasting: Principles and Practice ». *The British Journal of Politics and International Relations* 7 (no 2) : 145-64.
- Lewis-Beck, Michael S., Charles Tien et Richard Nadeau. 2010. « Obama's Missed Landslide: A Racial Cost? ». *PS: Political Science and Politics* 43 (no 1) : 69-76.
- Lewis-Beck, Michael S., Éric Bélanger et Christine Fauvelle-Aymar. 2008. « Forecasting the 2007 French Presidential Election: Ségolène Royal and the Iowa Model ». *French Politics* 6 (no 2) : 106-15.
- Lewis-Beck, Michael S. et Andrew Skalaban. 1989. « Citizen Forecasting: Can Voters See into the Future? ». *British Journal of Political Science* 19 (no 1) : 146-153.

- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 1996. « The Future in Forecasting: Prospective Presidential Models ». *American Politics Quarterly* 24 (no 4) : 468-91.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 1999. « Voters As Forecasters: A Micromodel of Election Prediction ». *International Journal of Forecasting* 15 (no 2) : 175-84.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2000a. « The Future in Forecasting: Prospective Presidential Models ». Dans James E. Campbell et James C. Garand, dir., *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 83-102.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2000b. « Election 2000: How Wrong Was the Forecast? ». *American Politics Research* 29 (no 3) : 302-6.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2001. « Modeling the Future: Lessons from the Gore Forecast ». *PS: Political Science and Politics* 34 (no 1) : 21-23.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2002. « Presidential Election Forecasting: The Bush-Gore Draw ». *Research in Political Sociology* 10 : 173-87.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2004. « Jobs and the Job of President: A Forecast for 2004 ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 753-58.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2008a. « The Job of President and the Jobs Model Forecast: Obama for '08? ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 687-90.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2008b. « Forecasting Presidential Elections: When to Change the Model ». *International Journal of Forecasting* 24 (no 2) : 227-36.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2011. « Election Forecasting ». Dans Michael P. Clements et David F. Hendry, dir., *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*. Oxford : Oxford University Press, 655-71.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2012a. « Election Forecasting for Turbulent Times ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 625-29.

- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2012b. « Japanese Election Forecasting: Classic Tests of a Hard Case ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 797-803.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2014a. « Congressional Election Forecasting: Structure-X Models for 2014 ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 4) : 782-85.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2014b. « Proxy Models and Nowcasting: U.S. Presidential Elections in the Future ». *Presidential Studies Quarterly* 44 (no 3) : 506-21.
- Lewis-Beck, Michael S. et Charles Tien. 2016. « The Political Economy Model: 2016 US Election Forecasts ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 661-63.
- Lewis-Beck, Michael S. et Éric Bélanger. 2012. « Election Forecasting in Neglected Democracies: An Introduction ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 767-68.
- Lewis-Beck, Michael S. et Martin Paldam. 2000. « Economic Voting: An Introduction ». *Electoral Studies* 19 (nos 2-3) : 113-21.
- Lewis-Beck, Michael S. et Mary Stegmaier. 2007. « Economic Models of Voting ». Dans Russell J. Dalton et Hans-Dieter Klingemann, dir., *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford : Oxford University Press, 518-37.
- Lewis-Beck, Michael S. et Mary Stegmaier. 2011. « Citizen Forecasting: Can UK Voters See the Future? ». *Electoral Studies* 30 (no 2) : 264-68.
- Lewis-Beck, Michael S. et Mary Stegmaier. 2013. « The VP-Function Revisited: A Survey of the Literature on Vote and Popularity Functions After Over 40 Years ». *Public Choice* 157 (no 3) : 367-85.
- Lewis-Beck, Michael S. et Mary Stegmaier. 2014. « US Presidential Election Forecasting: Introduction ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 284-88.

- Lewis-Beck, Michael S. et Paolo Bellucci. 1982. « Economic Influences on Legislative Elections in Multiparty Systems: France and Italy ». *Political Behavior* 4 (no 1) : 93-107.
- Lewis-Beck, Michael S. et Ruth Dassonneville. 2015a. « Forecasting Elections in Europe: Synthetic Models ». *Research and Politics* 2 (no 1) : 1-11.
- Lewis-Beck, Michael S. et Ruth Dassonneville. 2015b. « Comparative Election Forecasting: Further Insights from Synthetic Models ». *Electoral Studies* 39 (septembre) : 275-83.
- Lewis-Beck, Michael S. et Tom W. Rice. 1982. « Presidential Popularity and Presidential Vote ». *Public Opinion Quarterly* 46 (no 4) : 534-37.
- Lewis-Beck, Michael S. et Tom W. Rice. 1984a. « Forecasting Presidential Elections: A Comparison of Naïve Models ». *Political Behavior* 6 (no 1) : 9-21.
- Lewis-Beck, Michael S. et Tom W. Rice. 1984b. « Forecasting U.S. House Elections ». *Legislative Studies Quarterly* 9 (no 3) : 475-86.
- Lewis-Beck, Michael S. et Tom W. Rice. 1985. « Are Senate Election Outcomes Predictable? ». *PS* 18 (no 4) : 745-54.
- Lewis-Beck, Michael S. et Tom W. Rice. 1992. *Forecasting Elections*. Washington, D.C. : CQ Press.
- Lewis-Beck, Michael S. et Tom W. Rice. 1994. « 1992 Presidential Election Predictions ». *The Political Methodologist* 5 (no 2) : 13-14.
- Lewis-Beck, Michael S., Richard Nadeau et Éric Bélanger. 2004. « General Election Forecasts in the United Kingdom: A Political Economy Model ». *Electoral Studies* 23 (no 2) : 279-90.
- Lewis-Beck, Michael S., Richard Nadeau et Éric Bélanger. 2011. « Nowcasting v. Polling: The 2010 UK Election Trials ». *Electoral Studies* 30 (no 2) : 284-87.

- Lewis-Beck, Michael S., Richard Nadeau et Éric Bélanger. 2016. « The British General Election: Synthetic Forecasts ». *Electoral Studies* 41 (mars) : 264-68.
- Lewis-Beck, Michael S., Rune Stubager et Richard Nadeau. 2013. « The Kramer Problem: Micro-Macro Resolution with a Danish Pool ». *Electoral Studies* 32 (no 3) : 500-5.
- Lichtman, A. J. et V. I. Keilis-Borok. 1981. « Pattern Recognition Applied to Presidential Elections in the United States, 1860-1980: Role of Integral Social, Economic, and Political Traits ». *Proceedings of the National Academy of Sciences* 78 (no 11) : 7230-34.
- Lichtman, Allan J. 2016. *Predicting the Next President: The Keys to the White House 2016*. Lanham (Maryland) : Rowman and Littlefield.
- Lichtman, Allan J. et Ken DeCell. 1990. *The 13 Key to the Presidency*. Lanham (Maryland) : Madison Books.
- Linteau, Paul-André, René Durocher, Jean-Claude Robert et François Ricard. 1991. *Quebec Since 1930*. Toronto : James Lorimer and Company.
- Linzer, Drew A. 2013. « Dynamic Bayesian Forecasting of Presidential Elections in the States ». *Journal of the American Statistical Association* 108 (no 501) : 124-34.
- Linzer, Drew A. et R. Michael Alvarez. 2012. « The Relationship Between Seats and Votes in Multiparty Systems ». *Political Analysis* 20 (no 3) : 400-16.
- Lippmann, Walter. 2011. *The Phantom Public*. New Brunswick (New Jersey) : Transaction Publishers.
- Litt, Paul. 2011. *Elusive Destiny: The Political Vocation of John Napier Turner*. Vancouver : University of British Columbia Press.
- Lockerbie, Brad. 1991. « Prospective Economic Voting in U.S. House Elections, 1956-88 ». *Legislative Studies Quarterly* 16 (no 2) : 239-61.

- Lockerbie, Brad. 1992. « Prospective Voting in Presidential Elections, 1956-88 ». *American Politics Quarterly* 20 (no 3) : 308-25.
- Lockerbie, Brad. 2000. « Election Forecasting: A Look to the Future ». Dans James E. Campbell et James C. Garand, dir., *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 133-144.
- Lockerbie, Brad. 2001. « Forecast 2000: An Afterthought ». *American Politics Research* 29 (no 3) : 307-12.
- Lockerbie, Brad. 2004. « A Look to the Future: Forecasting the 2004 Presidential Election ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 741-43.
- Lockerbie, Brad. 2008a. « Election Forecasting: The Future of the Presidency and the House ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 713-16.
- Lockerbie, Brad. 2008b. *Do Voters Look to the Future? Economics and Elections*. Albany (New York) : SUNY Press.
- Lockerbie, Brad. 2012. « Economic Expectations and Election Outcomes: The Presidency and the House in 2012 ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 644-47.
- Lockerbie, Brad. 2016. « Economic Pessimism and Political Punishment ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 673-76.
- Lock, Kari et Andrew Gelman. 2010. « Bayesian Combination of State Polls and Election Forecasts ». *Political Analysis* 18 (no 3) : 337-48.
- MacOdrum Library. S.d. *Gallup Canada*. En ligne. <https://library.carleton.ca/find/data/gallup-canada> (page consultée le 28 décembre 2016).
- MacWilliams, Matthew C. 2015. « Forecasting Congressional Elections Using Facebook Data ». *PS: Political Science and Politics* 48 (no 4) : 579-83.

- Magalhães, Pedro C. et Luís Aguiar-Conraria. 2009. « Growth, Centrism and Semi-Presidentialism: Forecasting the Portuguese General Elections ». *Electoral Studies* 28 (no 2) : 314-21.
- Magalhães, Pedro C., Luís Aguiar-Conraria et Michael S. Lewis-Beck. 2012. « Forecasting Spanish Elections ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 769-76.
- Malcolmson, Patrick et Richard Myers. 2012. *The Canadian Regime: An Introduction to Parliamentary Government in Canada*. Toronto : University of Toronto Press.
- Malloy, Jonathan. 2013. « Prime Ministers and Their Parties in Canada ». Dans Paul Strangio, Paul 't Hart et James Walter, dir., *Understanding Prime-Ministerial Performance: Comparative Perspectives*. Oxford : Oxford University Press, 151-71.
- Manin, Bernard. 1996. *Principes du gouvernement représentatif*. Paris : Flammarion.
- Marshall, Tabitha. 2015. *Justin Trudeau*. En ligne. <http://www.encyclopediecanadienne.ca/fr/article/justin-trudeau/> (page consultée le 16 juin 2017).
- Marsh, James H., dir. 1999. *The Canadian Encyclopedia Year 2000 Edition*. Toronto : McClelland and Stewart.
- Martin, Ged. 2013. *John A. Macdonald: Canada's First Prime Minister*. Toronto : Dundurn.
- Martin, Pierre. 2016. *Comment je me suis « trimpé »*. En ligne. <http://www.journaldemontreal.com/2016/11/11/comment-je-me-suis-trumpe> (page consultée le 11 novembre 2016).
- Mason, Robert. 2012. *The Republican Party and American Politics from Hoover to Reagan*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Mathis, Alexandre et Andrew Brociner. 1994. « Retour vers le futur : une analyse rétrospective des prévisions de MOSAÏQUE ». *Revue de l'OFCE* (no 49) : 207-28.

- Mayer, William G. 2004. « The Basic Dynamics of the Contemporary Nomination Process: An Expanded View ». Dans William G. Mayer, dir., *The Making of the Presidential Candidates 2004*. Lanham (Maryland) : Rowman and Littlefield, 83-132.
- Mayer, William G. 2014. « What, if Anything, Have We Learned from Presidential Election Forecasting? ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 329-31.
- McAllister, Ian. 2007. « The Personalization of Politics ». Dans Russell J. Dalton et Hans-Dieter Klingemann, dir., *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford : Oxford University Press, 571-88.
- McKenna, Barrie. 2015. *Conservatives Hand Out Child Benefit Cheques As Campaign Ramps Up*. En ligne. <http://www.theglobeandmail.com/news/national/conservatives-hand-out-child-benefit-cheques-as-campaign-ramps-up/article25588705/> (page consultée le 28 juillet 2016).
- McLeod, Thomas et Ian McLeod. 2004. « T. C. Douglas ». Dans Gordon Barnhart, dir., *Saskatchewan Premiers of the Twentieth Century*. Regina (Saskatchewan) : University of Regina Press, 161-212.
- McManus, Doyle. 2016. *Election Forecasting in the Age of Trump*. En ligne. <http://www.latimes.com/opinion/oped/laoe0515mcmanuselectionforecasts20160515colunn.html> (page consultée le 15 octobre 2016).
- McMenemy, John. 1976. « Parliamentary Parties ». Dans Conrad Winn et John McMenemy, dir., *Political Parties in Canada*. Toronto : McGraw-Hill Ryerson, 10-28.
- McQueen, Rod. 2004. *Remembering Robert Stanfield: A Good-Humoured and Gallant Man*. En ligne. <http://policyoptions.irpp.org/magazines/canadas-cities/remembering-robert-stanfield-a-good-humoured-and-gallant-man/> (page consultée le 16 juin 2017).
- Mentzer, John T. et Mark A. Moon. 2005. *Sales Forecasting Management: A Demand Management Approach*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE.
- Mercer, Andrew, Claudia Deane et Kyley McGeeney. 2016. *Why 2016 Election Polls Missed Their Mark*. En ligne. <http://www.pewresearch.org/fact-tank/2016/11/09/why-2016-election-polls-missed-their-mark/> (page consultée le 11 janvier 2017).

- Milbank, Dana. 2016. *A Promise Is a Promise: Trump Is the GOP Nominee and I Will Literally Eat My Words*. En ligne. https://www.washingtonpost.com/opinions/get-ready-to-eat-it-as-trump-clinches-the-nomination-its-time-to-dine-on-my-words/2016/05/04/70b9b4a0-123b-11e6-93ae-50921721165d_story.html?utm_term=.3a95a4e7e480 (page consultée le 11 janvier 2017).
- Monroe, Kristen et Lynda Erickson. 1986. « The Economy and Political Support: The Canadian Case ». *The Journal of Politics* 48 (no 3) : 616-47.
- Montgomery, Douglas C., Cheryl L. Jennings et Murat Kulahci. 2016. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting*. Hoboken (New Jersey) : John Wiley and Sons.
- Moon, Nick. 1999. *Opinion Polls: History, Theory and Practice*. Manchester : Manchester University Press.
- Moore, David W. et Andrew E. Smith. 2015. *The First Primary: New Hampshire's Outsize Role in Presidential Nominations*. Lebanon (New Hampshire) : University of New Hampshire Press.
- Moore, Michael. S.d. *5 Reasons Why Trump Will Win*. En ligne. <http://michaelmoore.com/trumpwillwin/> (page consultée le 16 janvier 2017).
- Morgan, Kathleen O'Leary et Scott Morgan. 2016. *State Rankings 2016: A Statistical View of America*. Thousand Oaks (Californie) : CQ Press.
- Mueller, John E. 1970. « Presidential Popularity from Truman to Johnson ». *The American Political Science Review* 64 (no 1) : 18-34.
- Mueller, John E. 1973. *War, Presidents and Public Opinion*. Hoboken (New Jersey) : John Wiley and Sons.
- Mughan, Anthony. 1987. « General Election Forecasting in Britain: A Comparison of Three Models ». *Electoral Studies* 6 (no 3) : 195-207.
- Mughan, Anthony. 2004. « Forecasting and the Outcome of the 2001 British General Election ». *Electoral Studies* 23 (no 2) : 291-96.

- Murr, Andreas Erwin. 2011. « "Wisdom of Crowds"? A Decentralised Election Forecasting Model That Uses Citizens' Local Expectations ». *Electoral Studies* 30 (no 4) : 771-83.
- Murr, Andreas Erwin. 2015. « The Wisdom of Crowds: Applying Condorcet's Jury Theorem to Forecasting US Presidential Elections ». *International Journal of Forecasting* 31 (no 3) : 916-29.
- Nadeau, Richard, Daniel Guérin et Pierre Martin. 1995. « L'effondrement du parti progressiste-conservateur à l'élection de 1993 ». *Revue québécoise de science politique* (no 27) : 123-48.
- Nadeau, Richard et André Blais. 1993. « Explaining Election Outcomes in Canada: Economy and Politics ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 26 (no 4) : 775-90.
- Nadeau, Richard et André Blais. 1995. « Economic Conditions, Leader Evaluations and Election Outcomes in Canada ». *Canadian Public Policy / Analyse de politiques* 21 (no 2) : 212-18.
- Nadeau, Richard, Michael S. Lewis-Beck et Éric Bélanger. 2009. « Election Forecasting in the United Kingdom: A Two-Step Model ». *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 19 (no 3) : 333-58.
- Nadeau, Richard, Michael S. Lewis-Beck et Éric Bélanger. 2010. « Electoral Forecasting in France: A Multi-Equation Solution ». *International Journal of Forecasting* 26 (no 1) : 11-18.
- Nadeau, Richard, Michael S. Lewis-Beck et Éric Bélanger. 2012. « Proxy Models for Election Forecasting: The 2012 French Test ». *French Politics* 10 (no 1) : 1-10.
- Nannestad, Peter et Martin Paldam. 1994. « The VP-Function: A Survey of the Literature on Vote and Popularity Functions After 25 Years ». *Public Choice* 79 (nos 3-4) : 213-45.
- Nannestad, Peter et Martin Paldam. 1997. « The Grievance Asymmetry Revisited: A Micro Study of Economic Voting in Denmark, 1986-1992 ». *European Journal of Political Economy* 13 (no 1) : 81-99.

- Nanos Research. 2015. *Seven of Ten Canadians Say It's Time for a Change: National Survey Released October 17, 2015*. Toronto : Nanos Research.
- New Hampshire, New Hampshire Secretary of State S.d.a. *2008 Presidential Primary Election Results*. En ligne. <http://sos.nh.gov/2008PresPrimElectResults.aspx> (page consultée le 23 janvier 2017).
- New Hampshire, New Hampshire Secretary of State S.d.b. *2012 Presidential Primary Election Results*. En ligne. <http://sos.nh.gov/2012PresPrimElectResults.aspx> (page consultée le 23 janvier 2017).
- Newport, Frank. 2016. *National Polling Accurately Nails Popular Vote*. En ligne. <http://www.gallup.com/opinion/polling-matters/198155/national-polling-accurately-nails-popular-vote.aspx> (page consultée le 8 juin 2017).
- New York Times, The. 2016a. *House Election Results: G.O.P. Keeps Control*. En ligne. <http://www.nytimes.com/elections/results/house> (page consultée le 31 janvier 2017).
- New York Times, The. 2016b. *Senate Election Results: G.O.P. Keeps Control*. En ligne. <http://www.nytimes.com/elections/results/senate> (page consultée le 31 janvier 2017).
- Noel, Hans. 2011. *I Have a Theory*. En ligne. <http://themonkeycage.org/2011/11/i-have-a-theory/> (page consultée le 16 octobre 2016).
- Nordhaus, William D. 1975. « The Political Business Cycle ». *The Review of Economic Studies* 42 (no 2) : 169-90.
- Norpoth, Helmut. 1995. « Is Clinton Doomed? An Early Forecast for 1996 ». *PS: Political Science and Politics* 28 (no 2) : 201-7.
- Norpoth, Helmut. 1996. « Of Time and Candidates: A Forecast for 1996 ». *American Politics Quarterly* 24 (no 4) : 443-67.
- Norpoth, Helmut. 2000. « Of Time and Candidates ». Dans James E. Campbell et James C. Garand, dir., *Before the Vote: Forecasting American National Elections*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 57-81.

- Norpoth, Helmut. 2001. « Primary Colors: A Mixed Blessing for Al Gore ». *PS: Political Science and Politics* 34 (no 1) : 45-48.
- Norpoth, Helmut. 2002. « On a Short Leash: Term Limits and Economic Voting ». Dans Han Dorussen et Michael Taylor, dir., *Economic Voting*. Abingdon (Royaume-Uni) : Routledge, 121-36.
- Norpoth, Helmut. 2004a. « Forecasting British Elections: A Dynamic Perspective ». *Electoral Studies* 23 (no 2) : 297-305.
- Norpoth, Helmut. 2004b. « From Primary to General Election: A Forecast of the Presidential Vote ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 737-40.
- Norpoth, Helmut. 2008. « On the Razor's Edge: The Forecast of the Primary Model ». *PS: Political Science and Politics* 41 (no 4) : 683-86.
- Norpoth, Helmut. 2014. « The Electoral Cycle ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 332-35.
- Norpoth, Helmut. 2016. « Primary Model Predicts Trump Victory ». *PS: Political Science and Politics* 49 (no 4) : 655-58.
- Norpoth, Helmut. 2017. « A Recap of the 2016 Election Forecasts – Early and Certain: The Prospect of President Trump ». *PS: Political Science and Politics* 50 (no 2) : 332.
- Norpoth, Helmut et Michael Bednarczuk. 2012. « History and Primary: The Obama Reelection ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 614-17.
- Norpoth, Helmut et Thomas Gschwend. 2003. « Against All Odds? The Red-Green Victory ». *German Political Studies* 21 (no 1) : 15-34.
- Norpoth, Helmut et Thomas Gschwend. 2010. « The Chancellor Model: Forecasting German Elections ». *International Journal of Forecasting* 26 (no 1) : 42-53.

- Norpoth, Helmut et Thomas Gschwend. 2013. « Chancellor Model Picks Merkel in 2013 German Election ». *PS: Political Science and Politics* 46 (no 3) : 481-82.
- Norrander, Barbara. 2015. *The Imperfect Primary: Oddities, Biases, and Strengths of U.S. Presidential Nomination Politics*. New York : Routledge.
- Norris, Pippa. 1993. « The 1992 US Elections ». *Government and Opposition* 28 (no 1) : 51-68.
- Odesi. S.d. *Search Portal*. En ligne. <http://odesi2.scholarsportal.info/webview/> (page consultée le 28 décembre 2016).
- Ohr, Dieter et Henrik Oscarsson. 2013. « Leader Traits, Leader Image and Vote Choice ». Dans Kees Aarts, André Blais et Hermann Schmitt, dir., *Political Leaders and Democratic Elections*. Oxford : Oxford University Press, 187-219.
- O'Neal, Brian. 1993. *Les systèmes électoraux*. Ottawa : Bibliothèque du Parlement, Direction de la recherche parlementaire.
- Oneal, John R. et Anna Lillian Bryan. 1995. « The Rally 'Round the Flag Effect in U.S. Foreign Policy Crises, 1950-1985 ». *Political Behavior* 17 (no 4) : 379-401.
- Oppenheimer, Bruce I., James A. Stimson et Richard W. Waterman. 1986. « Interpreting U.S. Congressional Elections: The Exposure Thesis ». *Legislative Studies Quarterly* 11 (no 2) : 227-247.
- Oskamp, Stuart et P. Wesley Schultz. 2014. *Attitudes and Opinions*. New York : Psychology Press.
- Owen, Diana et Jack Dennis. 1996. « Anti-Partyism in the USA and Support for Ross Perot ». *European Journal of Political Research* 29 (avril) : 383-400.
- Paikin, Steve. 2017. *Where Are the Truly Bilingual Federal Conservative Leadership Candidates?*. En ligne. <http://tvo.org/blog/current-affairs/where-are-the-truly-bilingual-federal-conservative-leadership-candidates> (page consultée le 26 février 2017).

- Paldam, Martin. 1986. « The Distribution of Election Results and the Two Explanations of the Cost of Ruling ». *European Journal of Political Economy* 2 (no 1) : 5-24.
- Paldam, Martin. 1991. « How Robust is the Vote Function? A Study of Seventeen Nations Over Four Decades ». Dans Helmut Norpoth, Michael S. Lewis-Beck et J. D. Lafay, dir., *Economics and Politics: The Calculus of Support*. Ann Arbor (Michigan) : University of Michigan Press, 9-31.
- Paldam, Martin et Peter Skott. 1995. « A Rational-Voter Explanation of the Cost of Ruling ». *Public Choice* 83 (nos 1-2) : 159-72.
- Palmer, Niall A. 1997. *The New Hampshire Primary and the American Electoral Process*. Westport (Connecticut) : Praeger.
- Patel, Jugal K. et Wilson Andrews. 2016. *Trump's Electoral College Victory Ranks 46th in 58 Elections*. En ligne. <http://www.nytimes.com/interactive/2016/12/18/us/elections/donald-trumpelectoralcollegetopvoter.html> (page consultée le 14 janvier 2017).
- Patriquin, Martin. 2017. *Why Should a PM Speak French? Political Reality*. En ligne. <http://www.macleans.ca/news/canada/whysouldapmspeakfrenchpoliticalreality/> (page consultée le 25 février 2017).
- Pelletier, Réjean et Manon Tremblay, dir. 2011. *Le parlementarisme canadien*. Québec (Québec) : Presses de l'Université Laval.
- Petersen, Trond. 2009. « Analyzing Panel Data: Fixed- and Random Effects Models ». Dans Melissa Hardy et Alan Bryman, dir., *Handbook of Data Analysis*. Thousand Oaks (Californie) : SAGE, 331-45.
- Peters, Gerhard et John T. Woolley. 2017a. *Election of 2016*. En ligne. <http://www.presidency.ucsb.edu/showelection.php?year=2016> (page consultée le 13 janvier 2017).
- Peters, Gerhard et John T. Woolley. 2017b. *Economic Reports of the President: Truman (1947) to Obama (2017)*. En ligne. http://presidency.proxied.lsit.ucsb.edu/economic_reports.php (page consultée le 8 mai 2017).

- Pétry, François. 2015. « Ideological Evolution of the Federal NDP, As Seen Through Its Election Campaign Manifestos ». Dans David Laycock et Lynda Erickson, dir., *Reviving Social Democracy: The Near Death and Surprising Rise of the Federal NDP*. Vancouver : University of British Columbia Press, 140-62.
- Pilon, Dennis. 2017. « Party Politics and Voting Systems in Canada ». Dans Alain-G. Gagnon et A. Brian Tanguay, dir., *Canadian Parties in Transition*. Toronto : University of Toronto Press, 217-49.
- Polsby, Nelson W., Aaron Wildavsky et David A. Hopkins. 2008. *Presidential Elections: Strategies and Structures of American Politics*. Lanham (Maryland) : Rowman and Littlefield.
- Popkin, Samuel L. 1991. *The Reasoning Voter: Communication and Persuasion in Presidential Campaigns*. Chicago : University of Chicago Press.
- Pottier, Jean-Marie. 2008. *Barack Obama, chouchou des prévisionnistes*. En ligne. http://www.challenges.fr/monde/barack-obama-chouchou-des-previsionnistes_368442 (page consultée le 28 janvier 2017).
- Qualter, Terence H. 1968. « Seats and Votes: An Application of the Cube Law to the Canadian Electoral System ». *Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique* 1 (no 3) : 336-44.
- Québec, Bibliothèque de l'Assemblée nationale. 1993. *Dictionnaire des parlementaires du Québec, 1792-1992*. Sainte-Foy (Québec) : Les Presses de l'Université Laval.
- Ragsdale, Lyn. 2014. *Vital Statistics on the Presidency: The Definitive Source for Data and Analysis on the American Presidency*. Los Angeles : SAGE Reference / CQ Press.
- Renard, Jacques. 1984. « Canada : la grande vague bleue ». *L'Express* (no 1731) : 29-30.
- Rice, Tom W. 1985. « Predicting Presidential Elections: A Review Essay ». *The Western Political Quarterly* 38 (no 4) : 675-86.

- Rigdon, Steven E., Jason J. Sauppe et Sheldon H. Jacobson. 2015. « Forecasting the 2012 and 2014 Elections: Using Bayesian Prediction and Optimization ». *SAGE Open* 5 (no 2) : 1-16.
- Rigdon, Steven E., Sheldon H. Jacobson, Wendy K. Tam Cho, Edward C. Sewell et Christopher J. Rigdon. 2009. « A Bayesian Prediction Model for the U.S. Presidential Election ». *American Politics Research* 37 (no 4) : 700-24.
- Robinson, Claude E. 1932. *Straw Votes: A Study of Political Prediction*. New York : Columbia University Press.
- Robinson, Claude E. 1937. « Recent Developments in the Straw-Poll Field ». *The Public Opinion Quarterly* 1 (no 3) : 45-56.
- Ronald Reagan Presidential Library and Museum. S.d. *1980 Ronald Reagan / Jimmy Carter Presidential Debate (October 28, 1980)*. En ligne. <https://reaganlibrary.archives.gov/archives/reference/10.28.80debate.html> (page consultée le 24 novembre 2016).
- Rosenstone, Steven J. 1983. *Forecasting Presidential Elections*. New Haven (Connecticut) : Yale University Press.
- Rosenstone, Steven J. 1985. « Explaining the 1984 Presidential Election ». *The Brookings Review* 3 (no 2) : 25-32.
- Rothschild, David. 2009. « Forecasting Elections: Comparing Prediction Markets, Polls, and Their Biases ». *The Public Opinion Quarterly* 73 (no 5) : 895-916.
- Roy, Jean-Louis. 2014. *Section Y : politique et gouvernement*. En ligne. <http://www.statcan.gc.ca/pub/11-516-x/sectiony/4057759-fra.htm> (page consultée le 6 février 2017).
- Rydon, Joan. 1957. « The Relation of Votes to Seats in Elections to the Australian House of Representatives, 1949-1954 ». *Political Science* 9 (no 2) : 49-61.

- Sanders, David. 2000. « The Real Economy and the Perceived Economy in Popularity Functions: How Much Do Voters Need to Know? A Study of British Data, 1974-97 ». *Electoral Studies* 19 (nos 2-3) : 275-94.
- Sautter, Udo. 1982. « Measuring Unemployment in Canada: Federal Efforts Before World War II ». *Histoire sociale / Social History* 15 (no 30) : 475-87.
- Shepard, Steven. 2015. *Gallup Gives Up the Horse Race*. En ligne. <http://www.politico.com/story/2015/10/galluppoll2016pollsters214493> (page consultée le 1^{er} février 2016).
- Shirayev, Eric et Richard Sobel. 2016. *People and Their Opinions: Thinking Critically About Public Opinion*. New York : Routledge.
- Sides, John. 2014. « Four Suggestions for Making Election Forecasts Better, and Better Known ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 339-41.
- Sides, John. 2016. *Five Key Lessons from Donald Trump's Surprising Victory*. En ligne. https://www.washingtonpost.com/news/monkey-cage/wp/2016/11/09/five-key-lessons-from-donald-trumps-surprising-victory/?utm_term=.b114d6ab560e (page consultée le 14 janvier 2017).
- Siegfried, André. 1906. *Le Canada, les deux races : problèmes politiques contemporains*. Paris : Armand Colin.
- Sigelman, Lee. 1979. « Presidential Popularity and Presidential Elections ». *The Public Opinion Quarterly* 43 (no 4) : 532-34.
- Silver, Nate. 2011. « What Do Economic Models Really Tell Us About Elections? ». En ligne. <http://fivethirtyeight.com/features/whatdoeconomicmodelsrealtellusaboutelections/> (page consultée le 30 septembre 2016).
- Simon, Adam F. 2011. *Mass Informed Consent: Evidence on Upgrading Democracy with Polls and New Media*. Lanham (Maryland) : Rowman and Littlefield.

- Smith, David E. 2007. *The People's House of Commons: Theories of Democracy in Contention*. Toronto : University of Toronto Press.
- Smith, Tom W. 1990. « The First Straw?: A Study of the Origins of Election Polls ». *The Public Opinion Quarterly* 54 (no 1) : 21-36.
- Soper, C. S. et Joan Rydon. 1958. « Under-Representation and Electoral Prediction ». *Australian Journal of Politics and History* 4 (no 1) : 94-106.
- Soroka, Stuart N. 2006. « Good News and Bad News: Asymmetric Responses to Economic Information ». *The Journal of Politics* 68 (no 2) : 372-85.
- Soumbatiants, Souren, Henry W. Chappell Jr. et Eric Johnson. 2006. « Using State Polls to Forecast U.S. Presidential Election Outcomes ». *Public Choice* 127 (nos 1-2) : 207-23.
- Squire, Peverill. 1988. « Why the 1936 *Literary Digest* Poll Failed ». *The Public Opinion Quarterly* 52 (no 1) : 125-33.
- Srebrnik, Henry F. 1997. « Is the Past Prologue?: The Old-New Discourse of the Reform Party of Canada ». *International Social Science Review* 72 (nos 1-2) : 5-13.
- Statistique Canada. 1975. *Statistiques chronologiques sur la population active : chiffres réels, facteurs saisonniers et données désaisonnalisées, 1974*. Ottawa : Statistique Canada, Division des enquêtes sur la population active, Section des enquêtes sur la population active (catalogue 71-201 annuel).
- Statistique Canada. 1994. *Statistiques chronologiques sur la population active, 1993*. Ottawa : Statistique Canada, Section de l'Enquête sur la population active, Division des enquêtes-ménages (catalogue 71-201 annuel).
- Statistique Canada. 2000. *Base de données sur le travail dans l'Entre-deux-guerres*. En ligne. <http://www.statcan.gc.ca/daily-quotidien/000724/dq000724i-fra.htm> (page consultée le 14 février 2017).

- Statistique Canada. 2016. *Tableau 282-0087 : Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuel (personnes sauf indication contraire)*. En ligne. <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?id=2820087&retrLang=fra&lang=fra> (page consultée le 14 février 2017).
- Statistique Canada. 2017a. *Tableau 5.1 : population selon la connaissance des langues officielles, Canada, Québec et Canada hors Québec, 1971 à 2011*. En ligne. http://www.statcan.gc.ca/pub/89-657-x/2017001/tbl/tbl_5-1-fra.htm (page consultée le 25 février 2017).
- Statistique Canada. 2017b. *Tableau 176-0064 : taux de change étranger en dollars canadiens, Banque du Canada, mensuel (dollars)*. En ligne. <http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a26?lang=fra&id=1760064> (page consultée le 23 février 2017).
- Stevens, James P. 2009. *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*. New York : Routledge.
- Stokes, Donald E. et Warren E. Miller. 1962. « Party Government and the Saliency of Congress ». *The Public Opinion Quarterly* 26 (no 4) : 531-46.
- Stony Brook University. 2016. *Stony Brook PoliSci Professor Predicted Trump Victory*. En ligne. <http://www.stonybrook.edu/happenings/facultystaff/stony-brook-polisci-professor-predicted-trump-victory/> (page consultée le 25 janvier 2017).
- Streb, Matthew J. 2015. *Rethinking American Electoral Democracy*. New York : Routledge.
- Tanguay, A. Brian. 1999. « Canada's Political Parties in the 1990's: The Fraying of the Ties That Bind ». Dans Lazar, Harvey et Tom McIntosh, dir., *Canada: The State of the Federation 1998/99 – How Canadians Connect*. Montréal, Kingston : McGill-Queen's University Press, 217-45.
- Tankard, James W., Jr. 1972. « Public Opinion Polling by Newspapers in the Presidential Election Campaign of 1824 ». *Journalism Quarterly* 49 (no 2) : 361-65.
- Tashman, Leonard J. 2000. « Out-of-Sample Tests of Forecasting Accuracy: An Analysis and Review ». *International Journal of Forecasting* 16 (no 4) : 437-50.

- Taylor, Peter Shawn. 2017. *Canada's Prime Minister Shouldn't Need to Be Bilingual*. En ligne. <http://www.macleans.ca/politics/ottawa/canadasprimeministershouldntneedtobe-bilingual/> (page consultée le 25 février 2017).
- Tetlock, Philip E. et Dan Gardner. 2015. *Superforecasting: The Art and Science of Prediction*. New York : Random House.
- Theil, Henri. 1966. *Applied Economic Forecasting: Studies in Mathematical and Managerial Economics*. Amsterdam : North-Holland.
- Tien, Charles, Richard Nadeau et Michael S. Lewis-Beck. 2012. « Obama and 2012: Still a Racial Cost to Pay? ». *PS: Political Science and Politics* 45 (no 4) : 591-95.
- Toros, Emre. 2011. « Forecasting Elections in Turkey ». *International Journal of Forecasting* 27 (no 4) : 1248-58.
- Toros, Emre. 2012. « Forecasting Turkish Local Elections ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 813-21.
- Traugott, Michael W. 2014. « Public Opinion Polls and Election Forecasting ». *PS: Political Science and Politics* 47 (no 2) : 342-44.
- Tufte, Edward R. 1973. « The Relationship Between Seats and Votes in Two-Party Systems ». *The American Political Science Review* 67 (no 2) : 540-54.
- Tufte, Edward R. 1974. *Data Analysis for Politics and Policy*. Englewood Cliffs (New Jersey) : Prentice-Hall.
- Tufte, Edward R. 1975. « Determinants of the Outcomes of Midterm Congressional Elections ». *The American Political Science Review* 69 (no 3) : 812-26.
- Tufte, Edward R. 1978. *Political Control of the Economy*. Princeton (New Jersey) : Princeton University Press.

- Turcotte, André. 2011. « Polls: Seeing Through the Glass Darkely ». Dans Jon H. Pammett et Christopher Dornan, dir., *The Canadian Federal Election of 2011*. Toronto : Dundurn, 195-218.
- Turgeon, Mathieu et Lucio Rennó. 2012. « Forecasting Brazilian Presidential Elections: Solving the N Problem ». *International Journal of Forecasting* 28 (no 4) : 804-12.
- United States Census Bureau. S.d.a. *QuickFacts: New Hampshire*. En ligne. <http://www.census.gov/quickfacts/table/PST045215/33> (page consultée le 24 janvier 2017).
- United States Census Bureau. S.d.b. *QuickFacts: South Carolina*. En ligne. <http://www.census.gov/quickfacts/table/PST045215/45> (page consultée le 24 janvier 2017).
- U.S. Bureau of Labor Statistics. 2017. *Labor Force Statistics from the Current Population Survey*. En ligne. <https://data.bls.gov/timeseries/LNS14000000> (page consultée le 14 février 2017).
- Valiante, Giuseppe. 2015. *History: Quebecers Give One Party a Majority of Seats in Federal Elections*. En ligne. <http://www.ctvnews.ca/politics/election/history-quebecers-give-one-party-a-majority-of-seats-in-federal-elections-1.2592710> (page consultée le 27 février 2017).
- Vallet, Élisabeth. 2004a. « L'élection du président ». Dans Élisabeth Vallet et David Grondin, dir., *Les élections présidentielles américaines*. Sainte-Foy (Québec) : Presses de l'Université du Québec, 41-69.
- Vallet, Élisabeth. 2004b. « La sélection des candidats à la présidence ». Dans Élisabeth Vallet et David Grondin, dir., *Les élections présidentielles américaines*. Sainte-Foy (Québec) : Presses de l'Université du Québec, 13-39.
- Van der Eijk, Cees. 2005. « Election Forecasting: A Sceptical View ». *The British Journal of Politics and International Relations* 7 (no 2) : 210-14.
- Vavreck, Lynn. 2009. *The Message Matters: The Economy and Presidential Campaigns*. Princeton (New Jersey) : Princeton University Press.

- Walther, Daniel. 2015. « Picking the Winner(s): Forecasting Elections in Multiparty Systems ». *Electoral Studies* 40 (décembre) : 1-13.
- Wang, George C. S. et Chaman L. Jain. 2003. *Regression Analysis: Modeling and Forecasting*. New York : Graceway Publishing Company.
- Wang, Sam. 2016. *Why I Had to Eat a Bug on CNN*. En ligne. <https://www.nytimes.com/2016/11/19/opinion/whyihadtoeatbugoncnn.html> (page consultée le 11 janvier 2017).
- Wang, Samuel S.-H. 2015. « Origins of Presidential Poll Aggregation: A Perspective from 2004 to 2012 ». *International Journal of Forecasting* 31 (no 3) : 898-909.
- Whitby, Kenny J. 2014. *Strategic Decision-Making in Presidential Nominations: When and Why Party Elites Decide to Support a Candidate*. Albany (New York) : SUNY Press.
- White, Daniel. 2015. *Here's Why Gallup Won't Poll the 2016 Election*. En ligne. <http://time.com/4067019/galluphorsracepolling/> (page consultée le 1^{er} février 2016).
- Whitehorn, Alan. 1992. *Canadian Socialism: Essays on the CCF-NDP*. Toronto : Oxford University Press.
- Whitehorn, Alan. 2001. « The 2000 NDP Campaign: Social Democracy at the Crossroads ». Dans Jon H. Pammett et Chris Dornan, dir., *The Canadian General Election of 2000*. Toronto : Dundurn, 113-38.
- Whitehorn, Alan. 2015. *Jack Layton*. En ligne. <http://www.encyclopediecanadienne.ca/fr/article/jack-layton/> (page consultée le 16 juin 2017).
- Whiteley, Paul F. 2005. « Forecasting Seats from Votes in British General Elections ». *The British Journal of Politics and International Relations* 7 (no 2) : 165-73.
- Witt, Evans. 1983. « A Model Election? ». *Public Opinion* 5 (no 6) : 46-49.

Wlezien, Christopher et Robert S. Erikson. 1996. « Temporal Horizons and Presidential Election Forecasts ». *American Politics Quarterly* 24 (no 4) : 492-505.

Wlezien, Christopher et Robert S. Erikson. 2001. « After the Election: Our Forecast in Retrospect ». *American Politics Research* 29 (no 3) : 320-28.

Wlezien, Christopher et Robert S. Erikson. 2004. « The Fundamentals, the Polls, and the Presidential Vote ». *PS: Political Science and Politics* 37 (no 4) : 747-51.

Wolfers, Justin et Andrew Leigh. 2002. « Three Tools for Forecasting Federal Elections: Lessons from 2001 ». *Australian Journal of Political Science* 37 (no 2) : 223-40.

**ANNEXE I : DONNÉES UTILISÉES POUR LES MODÈLES
DE NADEAU ET BLAIS (1993) ET DE BÉLANGER ET GODBOUT (2010)**

Tableau-A I-1 : Données utilisées pour les formules de Nadeau et Blais (1993)

Élection	Vote libéral (%)	Chômage	Origine
1953	50,00	0,1	1,0
1957	42,30	0,7	1,0
1958	33,60	0,1	0,0
1962	37,40	-1,5	-0,5
1963	41,70	-0,4	-0,5
1965	40,20	-0,9	-0,5
1968	45,50	-1,1	0,5
1972	38,50	1,5	0,5
1974	43,20	0,6	0,5
1979	40,10	1,6	0,5
1980	44,30	1,0	0,5
1984	28,00	3,0	-1,0
1988	31,90	1,8	-1,0

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; Nadeau et Blais 1993, 790.

Tableau-A I-2 : Données utilisées pour les formules de Bélanger et Godbout (2010)

Élection	Vote sortant (%)	Sièges (%)	Chômage
1953	50,00	64,53	2,70
1957	42,30	39,62	3,70
1958	53,70	78,49	6,00
1962	37,30	43,77	6,10
1963	32,90	35,85	5,90
1965	40,20	49,43	4,00
1968	45,50	58,71	4,40
1972	38,50	41,29	6,20
1974	43,20	53,41	5,20
1979	40,10	40,43	8,10
1980	32,50	36,52	7,20
1984	28,00	14,18	11,40
1988	43,00	57,29	7,80
1993	16,00	0,68	11,70
1997	38,50	51,50	9,60
2000	40,80	57,14	6,80
2004	36,70	43,83	7,40
2006	30,20	33,44	6,70
2008	37,70	46,43	6,10
2011	39,60	53,90	7,60
2015	31,90	29,29	6,80

Sources : Bélanger et Godbout 2010, 699; Canada, Parlement du Canada 2015b; voir également la note 87.

ANNEXE II : SOMMAIRE DES MODÈLES

Tableau-A II-1 : Variables employées dans la conception des modèles américains et canadiens*

Modèle	Variable dépendante	Économie	Popularité	Temps	Autre I	Autre II
Tufte 1978-I (États-Unis)	Perte ou gain standardisé(e) du vote populaire obtenu par le parti présidentiel à la Chambre des représentants lors des élections de mi-mandat	Taux de croissance du revenu disponible réel par habitant dans les 12 mois avant le vote	Dernier taux d'approbation (Gallup) du président sortant			
Tufte 1978-II (États-Unis)	Perte ou gain standardisé(e) du vote populaire obtenu par le parti présidentiel à la Chambre des représentants lors des élections concomitantes	Taux de croissance du revenu disponible réel par habitant dans les 12 mois avant le vote	Différence entre le nombre moyen de mentions favorables et défavorables reçues par le candidat du parti sortant par rapport à son principal adversaire			
Tufte 1978-III (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du revenu disponible réel par habitant dans les 12 mois avant le vote	Différence entre le nombre moyen de mentions favorables et défavorables reçues par le candidat du parti sortant par rapport à son principal adversaire			
Sigelman 1979 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire obtenu par le président sortant		Dernier taux d'approbation (Gallup) du président sortant			
Hibbs 1982 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du revenu disponible réel par habitant pondéré sur les 15 trimestres avant le vote				
Lewis-Beck et Rice 1982 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire obtenu par le président sortant		Taux d'approbation (Gallup) de juin du président sortant			

Lewis-Beck et Rice 1984a (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du PNB per capita entre le 9 ^e et le 6 ^e mois avant le vote	Taux d'approbation (Gallup) de juin du président sortant			
Lewis-Beck et Rice 1984b (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants	Taux de croissance du PNB per capita entre le 9 ^e et le 6 ^e mois avant le vote	Taux d'approbation (Gallup) de mai du président sortant		Variable codée 0 pour les élections de mi-mandat et 1 pour les élections présidentielles	
Lewis-Beck et Rice 1985 (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel au Sénat	Taux de croissance du PNB lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale	Taux d'approbation (Gallup) de mai du président sortant		Nombre de sièges du parti présidentiel soumis à réélection	Variable codée 0 lorsque le président est républicain et 1 lorsqu'il est démocrate
Lewis-Beck et Rice 1992-I (États-Unis)	Pourcentage de grands électeurs obtenus par le candidat du parti sortant	Taux de croissance du PNB du 4 ^e trimestre de l'année précédant l'année électorale au 2 ^e trimestre de l'année électorale	Taux d'approbation (Gallup) de juillet du président sortant		Nombre de sièges perdus par le parti présidentiel à la Chambre des représentants à la dernière élection de mi-mandat	Variable codée 0 pour un appui inférieur à 60% en faveur du candidat du parti sortant lors des primaires et 1 pour un appui d'au moins 60%
Lewis-Beck et Rice 1992-II (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants	Taux de croissance du revenu disponible réel du 4 ^e trimestre de l'année précédant l'année électorale au 2 ^e trimestre de l'année électorale	Taux d'approbation (Gallup) de juin du président sortant	Temps passé à la Maison-Blanche par le parti présidentiel (codé 1, 2, 3 ou 4 dépendamment)	Nombre de sièges exposés du parti présidentiel	
Lewis-Beck et Rice 1992-III (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel au Sénat		Taux d'approbation (Gallup) de juin du président sortant		Nombre de sièges du parti présidentiel soumis à réélection	Variable codée 0 lorsque le président est républicain et 1 lorsqu'il est démocrate
Nadeau et Blais 1993 (Canada)	Pourcentage du vote populaire obtenu par le Parti libéral du Canada lors des élections fédérales	Moyenne de la différence, sur les 10 trimestres précédant l'élection, entre le taux de chômage dans un trimestre donné et le taux moyen de chômage dans les cinq années précédentes			Origine provinciale du chef du Parti libéral par rapport aux autres chefs de partis codée -1, -0.5, 0, +0.5 ou +1 dépendamment de la situation	

Nadeau et Blais 1995 (Canada)	Pourcentage du vote populaire obtenu par le Parti libéral du Canada lors des élections fédérales	Moyenne de la différence, sur les 10 trimestres précédant l'élection, entre le taux de chômage dans un trimestre donné et le taux moyen de chômage dans les cinq années précédentes			Pourcentage des individus affirmant que le chef du Parti libéral ferait le meilleur premier ministre	
Bélanger et Godbout 2010 (Canada)	Pourcentage du vote populaire obtenu par le parti ministériel lors des élections fédérales	Taux de chômage du deuxième trimestre avant le vote (moyenne pour les quatrième, cinquième et sixième mois qui précèdent)	Pourcentage des intentions de vote pour le parti ministériel (censé représenter le taux de satisfaction envers le gouvernement) trois mois avant l'élection	Logarithme naturel du nombre de mois passés au pouvoir par le parti ministériel		
Abramowitz 2016 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du PIB lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale	Différence entre les taux d'approbation et de désapprobation (Gallup) de fin juin-début juillet	Variable codée 0 en l'absence d'un président ayant complété un mandat et 1 dans le cas contraire		
Campbell 2016b-I (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite récolté par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du PIB lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes			Pourcentage des intentions de vote pour le candidat du parti sortant début septembre	
Campbell 2016b-II (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du PIB lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale retranché de 2,5 points de pourcentage et coupé de moitié lors des courses ouvertes			Pourcentage des intentions de vote pour le candidat du parti sortant avant la première convention	Différence entre le pourcentage des intentions de vote pour le candidat du parti sortant après la seconde convention et le pourcentage des intentions de vote avant la première convention
Campbell 2016b-III (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le Parti démocrate à la Chambre des représentants				Nombre de sièges en péril du Parti démocrate (inclinés ou pire) par rapport au Parti républicain	

Campbell 2016b-IV (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le Parti démocrate au Sénat				Nombre de sièges en péril du Parti démocrate (incertains ou pire) par rapport au Parti républicain	
Norpoth 2016 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du Parti démocrate			Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du Parti démocrate lors de la dernière élection; Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du Parti démocrate lors de l'avant-dernière élection	Score du candidat du parti sortant lors des primaires	Score du candidat du parti d'opposition lors des primaires
Erikson et Wlezien 2016 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Croissance cumulative pondérée de l'indice (LEI) du Conference Board entre les 1 ^{er} et 13 ^e trimestres du mandat présidentiel			Moyenne des intentions de vote pour le candidat du parti sortant une semaine avant la première convention; Moyenne des intentions de vote pour le candidat du parti sortant deux semaines après la seconde convention	
Holbrook 2016 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Indice de conditions nationales (taux d'approbation du président en exercice combiné à une mesure de satisfaction des citoyens quant à leurs finances personnelles, le tout agrégé pour les mois de juin, juillet et août)		Pourcentage des intentions de vote pour le candidat du parti sortant de la 1 ^{ère} semaine de septembre		
Lewis-Beck et Tien 2016-1 (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Taux de croissance du PNB lors des deux premiers trimestres de l'année électorale	Taux d'approbation (Gallup) de juillet du président sortant			

Lewis-Beck et Tien 2016-II (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants	Taux de croissance du revenu disponible réel lors des deux premiers trimestres de l'année électorale	Taux d'approbation (Gallup) de juin du président sortant		Variable codée 0 pour les élections présidentielles et 1 pour les élections de mi-mandat	
Lewis-Beck et Tien 2016-III (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel au Sénat	Taux de croissance du revenu disponible réel lors des deux premiers trimestres de l'année électorale			Variable codée 0 pour les élections présidentielles et 1 pour les élections de mi-mandat	Nombre de sièges du parti présidentiel soumis à réélection
Lockerbie 2016-I (États-Unis)	Pourcentage du vote populaire bipartite obtenu par le candidat du parti sortant lors des élections présidentielles	Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> qui soutiennent, lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale, que leur situation financière risque de se dégrader dans l'avenir		Logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche		
Lockerbie 2016-II (États-Unis)	Nombre de sièges perdus ou gagnés par le parti présidentiel à la Chambre des représentants	Pourcentage des répondants du <i>Survey of Consumer Attitudes and Behavior</i> qui soutiennent, lors du 2 ^e trimestre de l'année électorale, que leur situation financière risque de se dégrader dans l'avenir		Logarithme du nombre d'années passées par le parti sortant à la Maison-Blanche	Terme d'interaction entre le nombre de sièges ouverts du parti présidentiel et ses chances d'obtenir une pluralité en chambre	

* Ce tableau est loin d'être exhaustif, mais rassemble la plupart des modèles discutés tout au long de la recherche et donne un bon aperçu de la composition des formules prévisionnelles américaines et canadiennes. Les modèles désagrégés ne sont pas inclus en raison du trop grand nombre de variables que ceux-ci comportent.

ANNEXE III : DONNÉES

Tableau-A III-1 : Taux de chômage mensuel au Canada à différents moments avant l'élection, 1953-2015

Élection	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois	7 mois	2 ^e trim.
1953	2,9	2,7	2,6	2,6	2,6	2,8	3,0	2,67
1957	3,9	4,2	4,1	3,9	3,8	3,4	3,1	3,63
1958	6,6	6,5	6,5	6,2	5,3	5,4	4,8	5,63
1962	5,6	5,9	6,0	6,2	6,0	6,0	6,1	6,07
1963	5,9	5,8	5,9	6,0	5,9	5,7	5,7	5,87
1965	3,1	3,6	3,8	3,9	4,1	4,0	4,4	4,00
1968	4,4	4,5	4,6	4,4	4,3	4,4	4,0	4,37
1972	6,4	6,4	6,3	6,3	6,1	5,8	6,1	6,07
1974	5,0	5,4	5,2	5,2	5,2	5,3	5,4	5,23
1979	8,0	7,9	8,0	8,2	8,3	8,3	8,2	8,27
1980	7,5	7,2	7,2	7,2	7,0	7,1	7,2	7,10
1984	11,3	11,2	11,3	11,7	11,5	11,3	11,3	11,50
1988	7,8	7,8	7,8	7,8	7,6	7,8	7,7	7,73
1993	11,5	11,2	11,6	11,7	11,6	11,6	11,2	11,63
1997	9,4	9,4	9,3	9,5	9,5	9,7	9,9	9,57
2000	7,0	6,9	7,0	6,8	6,7	6,6	6,7	6,70
2004	7,1	7,2	7,3	7,4	7,3	7,4	7,4	7,37
2006	6,6	6,3	6,7	6,7	6,7	6,7	6,8	6,70
2008	6,1	6,1	6,1	6,0	6,0	6,0	6,1	6,00
2011	7,6	7,7	7,7	7,7	7,6	7,6	7,8	7,63
2015	7,1	7,0	6,8	6,8	6,8	6,8	6,8	6,80

Sources : Statistique Canada 1975, 233; 1994, 258; 2016.

Tableau-A III-2 : Taux de chômage mensuel aux États-Unis à différents moments avant l'élection (au Canada), 1953-2015

Élection	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois	7 mois	2 ^e trim.
1953	2,6	2,5	2,5	2,7	2,6	2,6	2,9	2,63
1957	4,1	3,9	3,7	3,9	4,2	4,2	4,3	4,10
1958	6,4	5,8	5,2	5,1	4,5	4,4	4,1	4,67
1962	5,5	5,6	5,6	5,5	5,8	6,0	6,1	5,77
1963	5,7	5,9	5,7	5,5	5,7	5,4	5,6	5,53
1965	4,2	4,3	4,4	4,4	4,6	4,6	4,8	4,53
1968	3,5	3,5	3,7	3,8	3,7	3,8	3,9	3,77
1972	5,5	5,6	5,6	5,7	5,7	5,7	5,8	5,70
1974	5,4	5,1	5,1	5,1	5,2	5,1	4,9	5,13
1979	5,8	5,8	5,9	5,9	6,0	5,9	5,8	5,93
1980	6,3	6,0	5,9	6,0	5,9	6,0	5,7	5,97
1984	7,5	7,5	7,2	7,4	7,7	7,8	7,8	7,63
1988	5,4	5,4	5,6	5,4	5,4	5,6	5,4	5,47
1993	6,7	6,8	6,9	7,0	7,1	7,1	7,0	7,07
1997	4,9	5,1	5,2	5,2	5,3	5,4	5,4	5,30
2000	3,9	3,9	4,1	4,0	4,0	4,0	3,8	4,00
2004	5,6	5,6	5,8	5,6	5,7	5,7	5,8	5,67
2006	4,9	5,0	5,0	5,0	4,9	5,0	5,0	4,97
2008	6,1	6,1	5,8	5,6	5,4	5,0	5,1	5,33
2011	9,1	9,0	9,0	9,1	9,3	9,8	9,4	9,40
2015	5,1	5,1	5,3	5,3	5,5	5,4	5,5	5,40

Source : U.S. Bureau of Labor Statistics 2017.

Tableau-A III-3 : Différence entre les taux de chômage mensuel au Canada et aux États-Unis à différents moments avant l'élection, 1953-2015

Élection	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois	7 mois	2 ^e trim.
1953	0,3	0,2	0,1	-0,1	0,0	0,2	0,1	0,04
1957	-0,2	0,3	0,4	0,0	-0,4	-0,8	-1,2	-0,47
1958	0,2	0,7	1,3	1,1	0,8	1,0	0,7	0,96
1962	0,1	0,3	0,4	0,7	0,2	0,0	0,0	0,30
1963	0,2	-0,1	0,2	0,5	0,2	0,3	0,1	0,34
1965	-1,1	-0,7	-0,6	-0,5	-0,5	-0,6	-0,4	-0,53
1968	0,9	1,0	0,9	0,6	0,6	0,6	0,1	0,60
1972	0,9	0,8	0,7	0,6	0,4	0,1	0,3	0,37
1974	-0,4	0,3	0,1	0,1	0,0	0,2	0,5	0,10
1979	2,2	2,1	2,1	2,3	2,3	2,4	2,4	2,34
1980	1,2	1,2	1,3	1,2	1,1	1,1	1,5	1,13
1984	3,8	3,7	4,1	4,3	3,8	3,5	3,5	3,87
1988	2,4	2,4	2,2	2,4	2,2	2,2	2,3	2,26
1993	4,8	4,4	4,7	4,7	4,5	4,5	4,2	4,56
1997	4,5	4,3	4,1	4,3	4,2	4,3	4,5	4,27
2000	3,1	3,0	2,9	2,8	2,7	2,6	2,9	2,70
2004	1,5	1,6	1,5	1,8	1,6	1,7	1,6	1,70
2006	1,7	1,3	1,7	1,7	1,8	1,7	1,8	1,73
2008	0,0	0,0	0,3	0,4	0,6	1,0	1,0	0,67
2011	-1,5	-1,3	-1,3	-1,4	-1,7	-2,2	-1,6	-1,77
2015	2,0	1,9	1,5	1,5	1,3	1,4	1,3	1,40

Sources : voir les tableaux A III-1 et A III-2.

Tableau-A III-4 : Différence entre le taux de chômage avant l'élection et le taux de chômage au moment de l'élection précédente (avec différents décalages), 1953-2015

Élection	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois	7 mois	2 ^e trim.
1953	0,9	0,7	0,6	0,6	0,6	0,8	1,0	0,7
1957	0,8	1,1	1,0	0,8	0,7	0,3	0,0	0,5
1958	2,3	2,2	2,2	1,9	1,0	1,1	0,5	1,3
1962	-1,3	-1,0	-0,9	-0,7	-0,9	-0,9	-0,8	-0,8
1963	0,2	0,1	0,2	0,3	0,2	0,0	0,0	0,2
1965	-2,6	-2,1	-1,9	-1,8	-1,6	-1,7	-1,3	-1,7
1968	0,8	0,9	1,0	0,8	0,7	0,8	0,4	0,8
1972	1,7	1,7	1,6	1,6	1,4	1,1	1,4	1,4
1974	-1,6	-1,2	-1,4	-1,4	-1,4	-1,3	-1,2	-1,4
1979	2,9	2,8	2,9	3,1	3,2	3,2	3,1	3,2
1980	-0,1	-0,4	-0,4	-0,4	-0,6	-0,5	-0,4	-0,5
1984	3,7	3,6	3,7	4,1	3,9	3,7	3,7	3,9
1988	-4,0	-4,0	-4,0	-4,0	-4,2	-4,0	-4,1	-4,1
1993	3,7	3,4	3,8	3,9	3,8	3,8	3,4	3,8
1997	-1,9	-1,9	-2,0	-1,8	-1,8	-1,6	-1,4	-1,7
2000	-2,1	-2,2	-2,1	-2,3	-2,4	-2,5	-2,4	-2,4
2004	0,2	0,3	0,4	0,5	0,4	0,5	0,5	0,5
2006	-0,6	-0,9	-0,5	-0,5	-0,5	-0,5	-0,4	-0,5
2008	-0,5	-0,5	-0,5	-0,6	-0,6	-0,6	-0,5	-0,6
2011	1,4	1,5	1,5	1,5	1,4	1,4	1,6	1,4
2015	-0,4	-0,5	-0,7	-0,7	-0,7	-0,7	-0,7	-0,7

Sources : Bureau fédéral de la statistique 1950, 4; Statistique Canada 1975, 233; 1994, 258; 2016.

Tableau-A III-5 : Taux d'inflation mensuel au Canada à différents moments avant l'élection, 1953-2015

Élection	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois	7 mois	2 ^e trim.
1953	-1,4	-1,4	-1,4	-2,1	-2,1	-2,1	-2,1	-2,10
1957	4,3	4,3	3,5	3,5	2,8	2,8	2,8	3,03
1958	2,7	2,7	2,1	2,7	3,4	4,2	2,8	3,43
1962	0,6	0,6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,00
1963	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,9	1,3	1,90
1965	2,4	2,4	2,4	2,4	3,0	1,8	1,8	2,40
1968	3,3	3,9	4,5	4,5	4,5	4,0	4,0	4,33
1972	5,7	4,7	4,8	4,3	4,8	4,8	5,4	4,63
1974	11,5	11,6	10,0	10,5	9,2	9,3	9,4	9,67
1979	9,8	9,2	9,0	8,5	8,6	8,9	9,0	8,67
1980	9,7	9,8	9,5	9,0	9,7	8,3	8,4	9,00
1984	3,6	4,1	4,3	4,7	4,9	4,5	5,5	4,70
1988	4,3	4,1	3,9	3,9	3,9	4,0	4,0	3,93
1993	1,8	1,8	1,7	1,7	1,9	1,8	1,9	1,80
1997	1,5	1,7	1,9	2,3	2,2	2,2	1,9	2,23
2000	2,8	2,7	2,6	2,9	2,8	2,4	2,2	2,70
2004	2,4	1,7	0,8	0,7	1,3	2,1	1,6	1,37
2006	2,1	2,0	2,6	3,2	2,6	2,0	1,7	2,60
2008	3,4	3,5	3,4	3,1	2,2	1,7	1,4	2,33
2011	3,3	3,3	2,2	2,3	2,4	2,0	2,4	2,23
2015	1,0	1,3	1,3	1,0	0,9	0,8	1,2	0,90

Sources : Banque du Canada S.d.; Canadian Inflation 2014.

Tableau-A III-6 : Taux de change mensuel USD/CAD (cours au comptant à midi, moyenne) à différents moments avant l'élection, 1953-2015

Élection	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois	7 mois	2 ^e trim.
1953	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98	0,97	0,98
1957	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96	0,96
1958	0,98	0,98	0,98	0,96	0,96	0,96	0,95	0,96
1962	1,08	1,05	1,05	1,05	1,05	1,04	1,04	1,05
1963	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08
1965	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08
1968	1,08	1,08	1,08	1,09	1,08	1,08	1,08	1,08
1972	0,98	0,98	0,98	0,98	0,99	1,00	1,00	0,99
1974	0,97	0,96	0,97	0,97	0,98	0,99	1,00	0,98
1979	1,15	1,17	1,20	1,19	1,18	1,17	1,18	1,18
1980	1,16	1,17	1,18	1,18	1,17	1,17	1,16	1,17
1984	1,30	1,32	1,30	1,29	1,28	1,27	1,25	1,28
1988	1,21	1,23	1,22	1,21	1,22	1,24	1,24	1,22
1993	1,32	1,31	1,28	1,28	1,27	1,26	1,25	1,27
1997	1,38	1,39	1,37	1,36	1,35	1,36	1,34	1,36
2000	1,51	1,49	1,48	1,48	1,48	1,50	1,47	1,49
2004	1,38	1,34	1,33	1,33	1,30	1,31	1,31	1,31
2006	1,16	1,18	1,18	1,18	1,20	1,22	1,24	1,20
2008	1,06	1,05	1,01	1,02	1,00	1,01	1,00	1,01
2011	0,96	0,98	0,99	0,99	1,01	1,01	1,02	1,00
2015	1,33	1,31	1,29	1,24	1,22	1,23	1,26	1,23

Source : Statistique Canada 2017b.

Tableau-A III-7 : Temps passé au pouvoir par le parti sortant, 1953-2015

Élection	Parti sortant	Début	Fin	Nombre de mois	Log du nombre de mois
1953	Libéral	1935-10-14	1953-08-10	214,14	5,37
1957	Libéral	1935-10-14	1957-06-10	260,20	5,56
1958	Conservateur	1957-06-10	1958-03-31	9,67	2,27
1962	Conservateur	1957-06-10	1962-06-18	60,33	4,10
1963	Conservateur	1957-06-10	1963-04-08	70,00	4,25
1965	Libéral	1963-04-08	1965-11-08	31,09	3,44
1968	Libéral	1963-04-08	1968-06-25	62,66	4,14
1972	Libéral	1963-04-08	1972-10-30	114,90	4,74
1974	Libéral	1963-04-08	1974-07-08	135,16	4,91
1979	Libéral	1963-04-08	1979-05-22	193,68	5,27
1980	Conservateur	1979-05-22	1980-02-18	8,95	2,19
1984	Libéral	1980-02-18	1984-09-04	54,61	4,00
1988	Conservateur	1984-09-04	1988-11-21	50,63	3,92
1993	Conservateur	1984-09-04	1993-10-25	109,80	4,70
1997	Libéral	1993-10-25	1997-06-02	43,29	3,77
2000	Libéral	1993-10-25	2000-11-27	85,20	4,44
2004	Libéral	1993-10-25	2004-06-28	128,26	4,85
2006	Libéral	1993-10-25	2006-01-23	147,14	4,99
2008	Conservateur	2006-01-23	2008-10-14	32,73	3,49
2011	Conservateur	2006-01-23	2011-05-02	63,32	4,15
2015	Conservateur	2006-01-23	2015-10-19	116,97	4,76

Source : Canada, Parlement du Canada 2015b.

Tableau-A III-8 : Origine provinciale des chefs lors des élections fédérales, 1953-2015*

Élection	Premier ministre québécois?	Candidat québécois d'un parti mineur?	Candidat québécois d'un parti majeur?	Code
1953	Oui (Louis St-Laurent)	Non	Non	1,0
1957	Oui (Louis St-Laurent)	Non	Non	1,0
1958	Non (John Diefenbaker)	Non	Non	0,0
1962	Non (John Diefenbaker)	Oui (Réal Caouette)	Non	-0,5
1963	Non (John Diefenbaker)	Oui (Réal Caouette)	Non	-0,5
1965	Non (Lester B. Pearson)	Oui (Réal Caouette)	Non	-0,5
1968	Oui (Pierre E. Trudeau)	Oui (Réal Caouette)	Non	0,5
1972	Oui (Pierre E. Trudeau)	Oui (Réal Caouette)	Non	0,5
1974	Oui (Pierre E. Trudeau)	Oui (Réal Caouette)	Non	0,5
1979	Oui (Pierre E. Trudeau)	Oui (Fabien Roy)	Non	0,5
1980	Non (Joe Clark)	Oui (Fabien Roy)	Oui (Pierre E. Trudeau)	-0,5
1984	Non (John Turner)	Non	Oui (Brian Mulroney)	-1,0
1988	Oui (Brian Mulroney)	Non	Non	1,0
1993	Non (Kim Campbell)	Oui (Gilles Duceppe)	Oui (Jean Chrétien)	-0,5
1997	Oui (Jean Chrétien)	Oui (Gilles Duceppe)	Non	0,5
2000	Oui (Jean Chrétien)	Oui (Gilles Duceppe)	Non	0,5
2004	Non (Paul Martin)	Oui (Gilles Duceppe)	Non	-0,5
2006	Non (Paul Martin)	Oui (Gilles Duceppe)	Non	-0,5
2008	Non (Stephen Harper)	Oui (Gilles Duceppe)	Oui (Stéphane Dion)	-0,5
2011	Non (Stephen Harper)	Oui (Gilles Duceppe)	Non (Jack Layton)	-0,5
2015	Non (Stephen Harper)	Oui (Gilles Duceppe)	Oui (Justin Trudeau et Thomas Mulcair)	-0,5

* Voir la note 121.

Source : Canada, Parlement du Canada 2015c.

Tableau-A III-9 : Différence entre l'expérience politique du premier ministre et celle du chef de l'opposition officielle, 1953-2015

Élection	Premier ministre	Années	Chef de l'opposition	Années	Différence
1953	Louis St-Laurent	11,68	George A. Drew	15,69	-4,01
1957	Louis St-Laurent	15,52	John Diefenbaker	20,64	-5,12
1958	John Diefenbaker	21,44	Lester B. Pearson	13,26	8,19
1962	John Diefenbaker	25,67	Lester B. Pearson	17,48	8,19
1963	John Diefenbaker	26,47	Lester B. Pearson	18,29	8,19
1965	Lester B. Pearson	20,88	John Diefenbaker	29,06	-8,19
1968	Pierre E. Trudeau	2,63	Robert Stanfield	19,65	-17,01
1972	Pierre E. Trudeau	6,98	Robert Stanfield	24,00	-17,01
1974	Pierre E. Trudeau	8,67	Robert Stanfield	25,69	-17,01
1979	Pierre E. Trudeau	13,55	Joe Clark	6,57	6,98
1980	Joe Clark	7,31	Pierre E. Trudeau	14,30	-6,98
1984	John Turner	13,46	Brian Mulroney	1,24	12,23
1988	Brian Mulroney	5,46	John Turner	17,68	-12,23
1993	Kim Campbell	6,95	Jean Chrétien	26,26	-19,31
1997	Jean Chrétien	29,87	Gilles Duceppe	6,81	23,06
			Preston Manning	9,76	20,11
2000	Jean Chrétien	33,36	Stockwell Day	14,58	18,79
2004	Paul Martin	15,62	Stephen Harper	10,69	4,93
2006	Paul Martin	17,19	Stephen Harper	12,26	4,93
2008	Stephen Harper	14,99	Stéphane Dion	12,74	2,25
2011	Stephen Harper	17,54	Michael Ignatieff	5,28	12,26
2015	Stephen Harper	22,01	Thomas Mulcair	20,64	1,37

Sources : Canada, Bibliothèque et Archives Canada 2016b; Canada, Parlement du Canada 2015c; Marsh 1999.

Tableau-A III-10 : Différence entre l'expérience politique du premier ministre et celle de son adversaire libéral/(progressiste-)conservateur, 1953-2015

Élection	Premier ministre	Années	Adversaire lib/con	Années	Différence
1953	Louis St-Laurent	11,68	George A. Drew	15,69	-4,01
1957	Louis St-Laurent	15,52	John Diefenbaker	20,64	-5,12
1958	John Diefenbaker	21,44	Lester B. Pearson	13,26	8,19
1962	John Diefenbaker	25,67	Lester B. Pearson	17,48	8,19
1963	John Diefenbaker	26,47	Lester B. Pearson	18,29	8,19
1965	Lester B. Pearson	20,88	John Diefenbaker	29,06	-8,19
1968	Pierre E. Trudeau	2,63	Robert Stanfield	19,65	-17,01
1972	Pierre E. Trudeau	6,98	Robert Stanfield	24,00	-17,01
1974	Pierre E. Trudeau	8,67	Robert Stanfield	25,69	-17,01
1979	Pierre E. Trudeau	13,55	Joe Clark	6,57	6,98
1980	Joe Clark	7,31	Pierre E. Trudeau	14,30	-6,98
1984	John Turner	13,46	Brian Mulroney	1,24	12,23
1988	Brian Mulroney	5,46	John Turner	17,68	-12,23
1993	Kim Campbell	6,95	Jean Chrétien	26,26	-19,31
1997	Jean Chrétien	29,87	Jean Charest	12,76	17,11
2000	Jean Chrétien	33,36	Joe Clark	22,92	10,44
2004	Paul Martin	15,62	Stephen Harper	10,69	4,93
2006	Paul Martin	17,19	Stephen Harper	12,26	4,93
2008	Stephen Harper	14,99	Stéphane Dion	12,74	2,25
2011	Stephen Harper	17,54	Michael Ignatieff	5,28	12,26
2015	Stephen Harper	22,01	Justin Trudeau	7,02	14,99

Sources : Canada, Bibliothèque et Archives Canada 2016b; Canada, Parlement du Canada 2015c; Marsh 1999.

Tableau-A III-11 : Substitution du premier ministre peu de temps avant une élection, 1953-2015

Élection	Substitution du premier ministre?	Nombre de mois entre l'assermentation et l'élection	Code
1953	Non	–	0
1957	Non	–	0
1958	Non	–	0
1962	Non	–	0
1963	Non	–	0
1965	Non	–	0
1968	Oui (par Pierre E. Trudeau)	2,2	1
1972	Non	–	0
1974	Non	–	0
1979	Non	–	0
1980	Non	–	0
1984	Oui (par John Turner)	2,2	1
1988	Non	–	0
1993	Oui (par Kim Campbell)	4,0	1
1997	Non	–	0
2000	Non	–	0
2004	Oui (par Paul Martin)	6,5	1
2006	Non	–	0
2008	Non	–	0
2011	Non	–	0
2015	Non	–	0

Sources : Canada, Parlement du Canada 2015b; 2015c.