

# Fonctions de vote et prévisions électorales, une application à la présidentielle française de 2007

BRUNO JÉRÔME *Université de Paris II Panthéon Assas,  
LARGEPA-IRGEI Paris II*

VÉRONIQUE JÉRÔME-SPEZIARI *Université de Paris-Sud XI,  
LARGEPA-IRGEI Paris II*

## Introduction

Pour les chercheurs développant l'analyse économique de la politique, la prévision du vote en tant que révélation des préférences des citoyens dans les choix collectifs est essentielle. L'évaluation précoce des chances de réélection des sortants ou d'accession au pouvoir de l'opposition permet en effet d'anticiper les politiques publiques futures. Conformément à Anthony Downs (1957), on considérera que le vote est en partie un choix économique. Voter revient en effet à choisir parmi les propositions des partis en compétition, un programme, une politique économique déterminée, voire, corrélativement, le poids désiré de l'État. Cependant, si l'on considère que le vote constitue un véritable référendum sur la qualité estimée de la gestion des sortants (Niskanen, 1975), voter c'est aussi punir ou récompenser les responsables de la politique économique (Key, 1964, 1966). Lorsque les électeurs reconduisent les sortants, ils expriment leur satisfaction en ce qui concerne le niveau actuel de bien-être et attendent qu'il soit maintenu (au moins) constant. Au contraire, s'ils votent pour

---

**Remerciements:** les auteurs souhaitent remercier les deux évaluateurs anonymes dont les suggestions ont contribué à améliorer la présente version de ce texte.

Bruno Jérôme, Université de Paris II Panthéon-Assas, 1 rue d'Ulm, 75005-Paris, France. Institut de Recherche sur la Gouvernance et l'Économie des Institutions (IRGEI) et Laboratoire de Recherche en Sciences de Gestion Panthéon-Assas (LARGEPA), bruno.jerome@gmail.com.

Véronique Jérôme-Speziari, Université de Paris Sud XI, 54 Bld Desgranges, BP 104, 92331, Sceaux Cedex, France. LARGEPA, 13, avenue Bosquet 75007 Paris, France. Veronique.jerome@gmail.com.

*Canadian Journal of Political Science / Revue canadienne de science politique*

43:1 (March/mars 2010) 163–186 doi:10.1017/S0008423909990874

© 2010 Canadian Political Science Association (l'Association canadienne de science politique)  
and/et la Société québécoise de science politique

l'opposition, ils recherchent pour le futur une amélioration de leur bien-être.

Les principaux outils de prévision du choix des électeurs sont les sondages d'intention de vote, les projections des panels d'experts, les marchés électroniques comme celui de l'Iowa, les paris et enfin, les modèles scientifiques, parmi lesquels on retrouve les modèles politico-économiques dont les fonctions de vote font partie (Jones, 2007). Dans cet article, nous utilisons les fonctions de vote pour donner une prévision de l'élection présidentielle de 2007 en France. Nous proposons notamment un modèle utilisant des données sur panel régionalisées et départementalisées afin de mieux capter l'influence de la dynamique économique et politique des territoires sur une élection a priori purement nationale.

## **1. Les fonctions de vote : de l'explication des choix électoraux à la prévision**

On attribue généralement aux modèles politico-économiques de vote trois fonctions principales. Ces modèles sont :

(1) un outil d'explication des choix électoraux; (2) un outil d'évaluation des politiques économiques et de la gestion des gouvernements (en complément des fonctions de popularité); et (3) un outil opérationnel de prévision et de simulation du choix des électeurs.

Les fonctions de vote sont nées des travaux théoriques et empiriques développés à la fois par les économistes et politologues de l'école des Choix publics (Grofman, 2004) et par la science politique des comportements électoraux, qualifiée par James Buchanan (1999) de science politique «scientifique».

### *1.1. Soubassements théoriques des fonctions de vote*

Quatre familles de modèles fournissent les principaux soubassements théoriques.

- Le modèle de Downs (1957) avec l'électeur-consommateur rationnel sur un marché politique de concurrence entre les partis et l'approche spatiale du vote.
- Les modèles de cycle économique électoral, opportuniste pour Nordhaus (1972, 1975) ou partisan pour Hibbs (1977, 1982, 1987), voire rationnel et partisan pour Alesina (1987).
- Les modèles d'évaluation-réaction de la politique économique de l'école de Zurich (Frey, 1978) ou de l'Institut de recherche et d'analyse politico-économique (IRAPE) de Poitiers (Aubin et al., 1985) introduisant la crédibilité (popularité) accordée par les agents aux gouvernements.

---

**Résumé.** Prévoir le vote en tant que révélation des préférences des citoyens dans les choix collectifs permet d'évaluer les chances de succès des sortants ou de l'opposition et d'anticiper les politiques publiques futures. Dans cet article, nous donnons une prévision de l'élection présidentielle de 2007 en France à partir d'une fonction de vote mobilisant les apports de la théorie des choix publics et de la science politique des comportements électoraux. Les prévisions générées au niveau territorial sont plus pertinentes pour le second tour que pour le premier tour. Nous offrons quelques éléments d'explication et des pistes d'amélioration pour 2012.

**Abstract.** Forecasting votes understood as citizens revealed preferences in collective choices allow to evaluate electoral success opportunities both for incumbents and opposition and to anticipate future public policies. In this paper, we provide forecasts for the 2007 French presidential election gathering contributions from Public Choice theory and Political science dealing with electoral behaviors. Forecasts generated at a sub-national level exhibit more accuracy at the second round than at the first one. We propose some explanation and improvements for 2012.

---

— Les modèles de la science politique des comportements électoraux (le modèle de la responsabilité gouvernementale de Key (1964, 1966), les modèles géographiques électoraux de Goguel (1969, 1981), ou les modèles psychosociologiques de Columbia (1944) ou du Michigan (1960)).

Conformément au cadre d'analyse «Downsien», le comportement de l'électeur est d'abord analysé au niveau microéconomique. Chaque électeur recherche une place optimale dans l'espace politico-économique. Chaque parti politique recherche aussi une localisation optimale dans ce même espace. L'électeur va évaluer l'utilité dérivée de la position qu'il occupe dans l'espace politico-économique durant le mandat. Au moment des élections, l'électeur votera pour les sortants si son utilité est supérieure à une certaine borne  $U+$ . En revanche, il votera pour l'opposition si son utilité est inférieure à un certain niveau  $U-$ . Entre  $U+$  et  $U-$ , il choisira l'abstention. On construit ensuite des fonctions de vote agrégées dans lesquelles on fait l'hypothèse que les électeurs ont la même fonction d'évaluation et la même perception de l'horizon temporel (Borooah et Van der Ploeg, 1981; Kirchgässner 1986).

Les premiers modèles de cycle économique électoral (Political Business Cycle) ont offert une présentation élégante de la modélisation du vote «économique» (Nordhaus, 1972, 1975). Ils ont surtout tenté de montrer que les hommes politiques avaient intérêt à manipuler l'économie de manière «opportuniste» pour maximiser leurs chances de réélection face à des électeurs *myopes* au comportement peu sophistiqué. Même si de manière plus réaliste, les hommes politiques ne peuvent aisément contrôler la courbe du chômage ou de l'inflation, et même si les électeurs sont moins naïfs qu'attendu, toute amélioration ou dégradation de l'économie aura néanmoins un impact sur le choix de vote. Dans son modèle «partisan» Hibbs (1977, 1982, 1987) montre que les hommes politiques n'ont pas les mêmes priorités de politique économique selon qu'ils

sont de gauche (socio-démocrates) ou de droite (libéraux-conservateurs). Les hommes politiques ne cherchent pas l'élection ou la réélection en tant que telle, ils souhaitent l'emporter pour appliquer leurs programmes partisans. Plus récemment, Alesina (1987) a complété l'analyse en montrant que dans le «jeu» de la politique économique, les électeurs, comme le gouvernement, sont non seulement partisans, mais aussi rationnels. En conséquence, ils choisiront le parti qui a le plus de chances d'appliquer la politique (par exemple, baisse du chômage ou maîtrise de l'inflation) qui améliorera leur niveau de bien-être. Les fonctions de vote peuvent ainsi intégrer que les agents-électeurs évaluent les performances économiques en tenant compte des politiques préférées des partis qui se succèdent au pouvoir.

La notion d'évaluation des politiques par les électeurs est au cœur des travaux de l'école de Zurich (fin des années 1970 et début des années 1980) et de l'IRAPE de Poitiers (milieu des années 1980). Les électeurs accordent de la crédibilité à l'équipe en place lorsque celle-ci gère convenablement l'économie. Ceci se traduit par une augmentation du stock de popularité. Or, on sait que la crédibilité est une donnée essentielle permettant de minimiser les coûts induits des politiques économiques (le coût «chômage» des politiques de désinflation, par exemple). Dans le modèle de Zurich, tout fléchissement de la popularité en cours de mandat peut être corrigé par les gouvernants en agissant sur les instruments de la politique économique (dépenses publiques, fiscalité, entre autres). Le gouvernement maximise ainsi ses chances de reconduction au pouvoir. En cas de surstock de crédibilité, il aura les mains libres pour appliquer des politiques plus partisanses. Le modèle de l'IRAPE est moins systématique au sens où le gouvernement se comporte aussi en gestionnaire pragmatique lorsque l'élection est encore éloignée. Enfin, comme le souligne Goyeau (1985), chercher à restaurer sa crédibilité en manipulant l'économie n'a pas de sens face à des électeurs rationnels. La baisse de crédibilité provient de la sanction par les agents-électeurs d'une situation économique dégradée. Mais en cas de surstock de crédibilité, si manipuler l'économie est aisé, cela s'avère inutile puisque l'excédent découle d'une bonne gestion (paradoxe de la manipulation).

Il devient alors pertinent d'inclure le stock de crédibilité de l'exécutif dans la fonction de vote. Le caractère endogène de la popularité peut néanmoins poser problème. L'idéal est d'élaborer une équation simultanée où l'on explique d'abord la popularité avant d'en faire un facteur exogène du vote. Cette construction présente toutefois l'inconvénient de ne pas toujours fournir un bon outil de prévision. On inclura donc directement la popularité en tant qu'indicateur de crédibilité du côté des facteurs explicatifs du vote. La colinéarité avec la variation du taux de chômage sur un an ne devrait pas être forte dès lors que la popularité est avant tout dépendante des fluctuations quasi immédiates de l'économie.

Par ailleurs, l'économie n'explique qu'environ 50 pour cent de la popularité de l'exécutif (Lafay et Lecaillon, 1990).

Par rapport aux modèles de cycle, les fonctions de vote et de popularité ont pour originalité d'endogénéiser le comportement de l'électeur dans un environnement où sphères économique et politique interagissent. Mais au-delà, elles soulignent que les électeurs rendent le gouvernement responsable de la situation économique, conformément aux hypothèses développées par Key (1964, 1966). Pour ce dernier, il faut certes s'intéresser aux électeurs «stables» formulant un vote sociologique ou idéologique systématique comme dans le modèle de Columbia ou celui du Michigan, mais il faut aussi considérer ceux qui sont «mobiles», autrement dit, ceux qui sanctionnent de mauvaises performances sans préjugés partisans.

Finalement, aucun des modèles vus précédemment ne peut prétendre à lui seul représenter l'ensemble des comportements électoraux (Rosenstone, 1983). La fonction de vote aura donc une forme hybride, sans renier la méthode de l'économie (pour reprendre l'idée de Mueller, 2003) et empruntera à chacun des grands modèles politico-économiques. Elle réunira les comportements de quatre types d'électeurs : l'électeur opportuniste Downsien, l'électeur «juge» du bilan (au sens de Key), l'électeur partisan de Hibbs ou partisan et rationnel d'Alesina, et l'électeur qui évalue la crédibilité du gouvernement en comparant l'écart entre annonces et réalisations.

### *1.2. Les hypothèses sur le comportement des électeurs*

Les dix faits stylisés des fonctions de vote et de popularité synthétisés par Lewis-Beck et Paldam (2000) permettent de préciser les hypothèses faites sur les comportements électoraux. Parmi les dix grands problèmes posés par les fonctions de vote, le débat a été particulièrement fourni sur deux questions majeures :

- quel est le poids respectif de la perception globale de l'économie et de l'appréciation de la situation économique personnelle dans le vote?
- le vote des électeurs est-il principalement de nature prospective ou rétrospective?

La théorie prospective est directement compatible avec ce que les économistes définissent comme la théorie des «choix rationnels». Celle-ci implique, en effet, un calcul «prospectif» en termes de coût d'opportunité, c'est-à-dire la comparaison entre l'utilité espérée de la reconduction du sortant et celle de la venue au pouvoir du ou des candidat(s) concurrent(s) (Chappell et Keech, 1985). Selon Fiorina (1981), les agents anticipent la situation économique en fonction de l'idéologie des partis. La théorie «rétrospective» du vote indique que les variations dans les choix

électorales dépendent directement de la qualité des résultats du gouvernement sortant. Certaines études empiriques (Nannestad et Paldam, 1994) montrent que l'intensité de la punition tend à être plus forte que celle de la récompense : on parle alors d'asymétrie du blâme (*grievance asymmetry*).

En général, l'attitude sociotropique (fondée sur une appréciation globale de l'économie) s'accommode aisément de l'hypothèse de vote rétrospectif. En ce qui concerne le vote prospectif, les choses sont plus complexes. Les événements personnels servent d'indicateurs globaux du futur. Ainsi, les agents ne votent pas contre le gouvernement parce qu'ils ont été touchés personnellement par le chômage dans le passé, mais parce qu'ils projettent leur propre expérience comme un indicateur du taux de chômage futur.

Que le vote soit prospectif ou rétrospectif, le degré de responsabilité attribué au gouvernement sortant dans la situation qu'il lègue à ses successeurs reste une variable déterminante (Lafay et Jérôme, 1991).

Pour apprécier le degré de responsabilité du gouvernement, chaque électeur doit tenter de mesurer l'écart entre son utilité effective passée et celle que lui aurait procurée le meilleur des gouvernements possibles, c'est-à-dire celui qui aurait choisi les «bons» objectifs et employé efficacement les instruments dont il dispose. Le problème avec un tel exercice mental est qu'il suppose une information considérable, dont aucun électeur rationnel n'est prêt à supporter le coût, étant donné l'infime probabilité que sa voix change le résultat. En d'autres termes, les électeurs ont intérêt à être «rationnellement ignorants»<sup>1</sup> et à adopter des modes d'appréciation très simplifiés de la responsabilité gouvernementale.

Incapables d'apprécier correctement les conséquences du manie- ment des instruments sur les objectifs, les électeurs peuvent adopter un comportement de «rationalité limitée» à la Herbert Simon (1957). Les nombreux chercheurs ayant mené des études empiriques font le même constat (Kirchgässner, 1985; Alesina, 1987). Alesina et Rosenthal (1989) soutiennent eux aussi que les électeurs sont en situation de rationalité limitée puisqu'ils ne savent pas si le parti pour qui ils votent appliquera son programme en cas de victoire. Enfin, les électeurs doivent souvent se contenter de juger les gouvernements sur la base de leurs seuls résultats apparents, en les comparant éventuellement à la performance des gouvernements étrangers (Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck, 2001).<sup>2</sup>

### *1.3. Les études empiriques et la prévision des élections en France*

Les premières fonctions de vote ont été testées sur les élections nationales aux États-Unis par Kramer (1971), Niskanen (1975), Tufte (1978) et

Fair (1978). En France, les premières tentatives empiriques remontent à Rosa et Amson (1976) et Lewis-Beck (1985) sur les législatives. Toutes ces études ont porté sur des données nationales agrégées, sauf celles de Rosenstone (1983), Holbrook (1991) et Campbell (1992), qui ont utilisé des données sur panel dans le cas américain. En ce qui concerne la France, la première fonction de vote utilisant des données régionales sur panel a été construite par Jérôme, Lewis-Beck et Lafay (1993).

Ainsi que nous l'avons vu, les fonctions de vote ont été élaborées initialement pour expliquer les comportements électoraux. Cependant, elles sont utilisées pour la première fois en 1985 dans le cas français, au niveau agrégé, pour prévoir avec succès le résultat des élections législatives de 1986 (Lewis-Beck, *Revue française de science politique*). À l'occasion des législatives de 1993, Jérôme, Lewis-Beck et Lafay prévoient le «raz de marée bleu», pour la première fois à l'aide d'un modèle en données sur panel (*Le Figaro économie*, mars 1993). En 1997, deux modèles concurrents tentent de prévoir l'issue de la dissolution de l'Assemblée nationale. La simulation du modèle de Jérôme, Jérôme et Lewis-Beck lancée en décembre 1996 (avant l'annonce de la dissolution) prévoyait la défaite de la droite en 1998 (terme normal de l'élection). Malheureusement, le résultat de la simulation ne trouvera pas de débouchés dans la presse à cette période. Le modèle complet paraîtra en 1999 dans l'*International Journal of Forecasting*. Le modèle «de l'Iowa» de Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck paru dans *Libération* (23 mai 1997) après l'annonce de la dissolution prévoira également la défaite de la droite sortante. Enfin en 2002, les chercheurs ont eu la possibilité de tester leurs modèles sur une double consultation électorale (présidentielle et législatives). Plus tôt en 2000, alors que le président et le premier ministre s'affrontaient sur l'inversion du calendrier électoral, Jérôme, Jérôme-Speziari et Lewis-Beck élaborent un modèle de vote à équations simultanées, en données sur panel, permettant de tester deux hypothèses<sup>3</sup> : la présidentielle avant les législatives et la situation inverse, initialement prévue dans le calendrier électoral. Les simulations montrent que Lionel Jospin a intérêt à ce que la présidentielle devance les législatives. Cependant en novembre 2001, dans *L'Expansion*, la simulation précoce du modèle de la présidentielle (en données sur panel) de Jérôme et Jérôme-Speziari indique que Jacques Chirac serait réélu face à Lionel Jospin dans un second tour «classique» droite-gauche. La simulation indique que la droite remporterait également les législatives. Les autres simulations générées par le modèle confirmeront cette tendance jusqu'en mars 2002.<sup>4</sup> Néanmoins, le modèle, dans sa conception d'alors, était incapable de prévoir que la gauche serait éliminée du second tour par Jean-Marie Le Pen. À cette fin, en 2003, le modèle de la présidentielle sera complété par une équation de vote du Front national (FN) (Jérôme et Jérôme-Speziari, 2003).

## 2. Le modèle politico-économique de la présidentielle

### 2.1. *Le modèle de vote présidentiel pour 2007*

Le modèle de vote présidentiel de 2007 s'inspire de nos travaux antérieurs en insistant sur les points suivants :

*Le modèle tente de représenter le comportement de quatre types d'électeurs* : l'électeur opportuniste, l'électeur «juge» du bilan, l'électeur partisan ou partisan et rationnel, ainsi que l'électeur «évaluateur» de la crédibilité gouvernementale. On notera que le modèle retient l'option de la responsabilité gouvernementale en posant que la variable endogène est le vote pour les sortants (et partis idéologiquement proches). Nous suivons ainsi les recommandations de Mueller (2003) pour qui les meilleurs modèles sont «hybrides», même si on s'éloigne quelque peu d'un cadre harmonieux et unique du comportement de l'électeur.<sup>5</sup> Ceci rejoint Rosenstone (1983), pour qui aucun modèle pris séparément ne peut avoir la prétention de représenter le comportement de l'ensemble des électeurs.<sup>6</sup>

*Le modèle est agrémenté de variables politiques indispensables à la stabilité d'ensemble de la fonction de vote*, conformément aux prescriptions de Nannestad et Paldam (1994). Il s'agit ici de prendre en compte des données institutionnelles (règles de vote, calendrier électoral, type d'élection, cohabitation et autres) ainsi que le rôle de certaines forces politiques protestataires au sein d'une équation (le FN par exemple) ou charnière (les écologistes, le centre).

L'ajout de «bonnes» variables politiques est dicté par la volonté d'obtenir un bon modèle explicatif pour prévoir, même s'il s'agit là d'une condition nécessaire, mais non suffisante (Lewis-Beck, 2005). Enfin, on notera que les modèles purement économiques donnent des prévisions largement surévaluées ou sous-évaluées par rapport au résultat réel.<sup>7</sup>

*Le modèle poursuit la démarche des modèles écologiques ou géographiques des politologues français en utilisant des données désagrégées et des données sur panel (pooled time series).*

Dans la tradition de Siegfried (1913), les modèles «écologiques» décrivent l'étude du milieu où vivent les être vivants et les rapports de ces êtres avec le milieu. Le territoire (au sens géologique du terme) façonne l'habitat, la propriété, la structure sociale, la religion et in fine, l'orientation politique des unités territoriales d'un pays.<sup>8</sup> L'analyse écologique sera perpétuée, mais dépassée par les travaux de Goguel (1969<sup>9</sup>, 1981, 1983) sur la géographie électorale. À chaque territoire correspond une distribution d'électeurs mise en relation avec l'évolution démographique, les changements socio-économiques, les mutations urbaines, l'action de l'État et des collectivités, le rôle des partis, celui des syndicats et celui des élus.



*Les modèles géographiques ne sauraient servir uniquement à dépis-ter ce qui est permanent.*<sup>10</sup> Ainsi, un changement de distribution dans l'espace politico-économique local peut traduire un déplacement de l'électeur médian (ou du groupe médian) «downsien». Mais la distribu-tion des votes dans le temps peut aussi traduire une mobilité résidenti-elle accrue. Cette mobilité est soit engendrée par les élus qui modifient la démographie urbaine à dessein (Mingat et Salmon, 1988), soit dérivée des agents eux-mêmes, qui mécontents de la situation économique locale «votent avec les pieds» (Tiebout, 1956). Enfin, la distribution du vote local permet d'évaluer et de mesurer l'impact local des politiques pub-liques nationales.

*Les données sur panel augmentent le nombre de degrés de liberté et aident à mesurer l'impact de la dynamique des territoires sur le vote national.* Cette méthode a de grands avantages. On mesure le poids réel des disparités territoriales dans le résultat électoral, et ce au cours du temps. De surcroît, on augmente le nombre de points d'observation et de degrés de liberté, alors même que les fonctions de vote étaient souvent délaissées faute de données suffisantes. Enfin, une telle méthode permet d'envisager une prévision du vote à tous les niveaux du maillage territo-rial. Il est ainsi intéressant de prévoir les scores électoraux département par département ou région par région avant de les agréger.

La méthode du *pooling* favorise ainsi la recherche de la «dynamique du changement» (Baltagli, 1995).<sup>11</sup> Un plus grand nombre d'observations garantit aussi a priori une minimisation des biais dus à l'agrégation des individus. La méthode a néanmoins l'inconvénient de cumuler les problèmes d'estimation et d'inférence, car elle est exposée aux ris-ques de l'hétéroscédasticité de la coupe instantanée et aux problèmes de l'autocorrélation des résidus des séries temporelles.<sup>12</sup> Enfin, en France, six régions «critiques» rassemblent un peu plus de la moitié des électeurs (Île de France, Rhône-Alpes, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Nord Pas de Calais, Pays de la Loire, Aquitaine). La prévision des résultats territoriaux de ces six régions et leur comparaison par rap-port aux scrutins présidentiels passés permettent d'inférer la tendance nationale.

*Le modèle comporte une équation spécifique de transfert des voix du premier tour au second tour, opérant ainsi la synthèse entre le vote «partisan» et le vote «opportuniste».* Nous considérons ici l'hypothèse de Hibbs selon laquelle le premier tour de la présidentielle en France est plutôt de nature «partisane» dans la mesure où il convient de rassembler son camp autour d'un programme plus «idéologique». Le second tour est de nature plus «opportuniste», car en moyenne, les programmes sont rajustés pour capter les voix de l'électeur ou du groupe médian (en cas de qualification des candidats des partis de gouvernement, exception faite de 1969 et 2002).

## 2.2. Structure du modèle et spécification des variables

Le modèle général de la présidentielle comporte trois relations. La première équation (1) exprime le vote pour les sortants (*lato sensu*) au premier tour auquel on ajoute les forces d'appoint idéologiquement proches.<sup>13</sup> La seconde équation (2) estime le potentiel électoral de l'extrême droite, ce qui permet de déduire (en approximant) le score de la droite classique et du centre. La troisième équation (3) estime le transfert de voix au sein du bloc de droite (*lato sensu*) entre les deux tours de 1974 à 2002. Le score de la gauche est déterminé par défaut (100 – droite – FN).

La définition des variables est donnée dans les tableaux qui suivent (1 à 3). Leur spécification est donnée dans l'annexe.

Équation (1) : fonction de vote des sortants (*lato sensu*) au premier tour de la présidentielle

$$\begin{aligned} VP1_t^j = & C + a.LG1_{t-i}^j + b. \Delta_{t,t-i} CHO + d.ZFDG^j + e.POPEXE_{t-i} \\ & + f.COPMPT + g.DUMG + \varepsilon_t^j \end{aligned} \quad (1)$$

Équation (2) : fonction de vote pour l'extrême droite au premier tour de la présidentielle (\*)

$$\begin{aligned} VFNP1_t^j = & C + a.VFNLG_{t-i}^j + b. \Delta_{t,t-i} CHO + d.ZFFNDG^j \\ & + e.FNFAIB^j + f.BORDER^j + g.CORS88 \\ & + h.CORS02 + \varepsilon_t^j \end{aligned} \quad (2)$$

(\*) Une variante est proposée dans le Tableau 2. Dans le modèle en données régionales déjà testé en 2002, le taux de chômage est croisé avec les zones de force partagées entre le FN et la droite classique ou le FN et la gauche.

Équation (3) : fonction de transfert des voix de droite (*lato sensu*) entre le premier et le second tour de la présidentielle

$$\begin{aligned} VPTD2_t^j = & C + a.VPTD1_{t-i}^j + b.COHAH + d.ZFFND^j \\ & + e.ZFFNG^j + f.SITULOC + g.ATYP + \varepsilon_t^j \end{aligned} \quad (3)$$

## 2.3. Résultats empiriques et prévisions du modèle politico-économique

Les différentes équations du modèle ont été testées en données sur panel, sur la période 1974–2002 (l'équation du Front national est testée sur 1988–2002), avec la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous avons testé le modèle déjà utilisé en 2002, cette fois en données départementales (soit 480 observations) moyennant quelques modifications et simplifications. Les simulations ainsi générées sont comparées au modèle régional (sur 88 observations).

Globalement, les coefficients de détermination des équations ont un niveau satisfaisant, tous les paramètres ont le signe attendu et sont significatifs au seuil de 5 pour cent (voir  $t$  de Student). L'écart-type de la régression donnant l'erreur moyenne des valeurs estimées de la variable endogène, est de 2,5 points pour l'équation de vote du premier tour, de 2 points pour le vote FN et de 1,3 point pour le vote de droite au second tour. On notera que les variables indicatrices contrôlant certains points ou certains groupes de points aux caractéristiques similaires (comme les zones de force, par exemple) n'altèrent pas les variables lourdes comme la variation du chômage, les élections législatives passées ou la crédibilité de l'exécutif. On notera la proximité des paramètres des fonctions de vote départementale et régionale (Tableaux 1, 2 et 3). Un degré plus important de désagrégation n'entame donc pas la stabilité des paramètres.

En affectant les paramètres estimés des relations (1), (2) et (3) aux données économiques et politiques disponibles de décembre 2005 à mars 2007, on effectue cinq vagues de simulation, dont les trois dernières ont été conduites en données régionales et départementales (septembre 2006, décembre 2006 et mars 2007).

La dernière simulation départementale effectuée en mars 2007 pour le premier tour montre que :<sup>14</sup>

TABLEAU 1  
Présidentielle : Premier tour

Vote pour les sortants et partis idéologiquement proches (VPT1)	Modèle départemental 1974–2002	Modèle régional 1974–2002
<i>Socle électoral de long terme</i>		
Constante (C)	21,67 (17,08)	23,65 (10,03)
<i>Economie et crédibilité</i>		
Variation du chômage ( $\Delta$ CHO)	-0,83 (-4,79)	-1,2 (-2,52)
Crédibilité de l'exécutif (POPEXE)	0,068 (10,47)	0,067 (6,01)
<i>Volatilité/stabilité du soutien électoral</i>		
Législatives passées (LG t-i)	0,54 (23,56)	0,51 (11,75)
<i>Variable partisane</i>		
Gauche sortante (DUMG)	-5,96 (-17,34)	-6,23 (-11,08)
<i>Implantation territoriale</i>		
Zones de force D/G (ZFDG) (codage -1;1;0)	1,4 (6,89)	1,24 (3,34)
<i>Poids des institutions (cohabitation) Écart de popularité</i>		
[Pm - Pt] (COPMPT)	0,33 (16,44)	0,31 (9,52)
Nombre d'observations	480	110
R <sup>2</sup> corrigé	0,88	0,91
Écart-type de la régression	2,53	2

TABLEAU 2  
 Présidentielle : Premier tour

	Modèle départemental 1988-2002	Modèle régional 1988-2002
Vote pour le Front National (VFNP1)		
<i>Socle électoral de long terme au second tour</i>		
Constante (C)	5,96 (14,64)	6,83 (8,98)
<i>Volatilité/stabilité du soutien électoral</i>		
Vote FN aux législatives qui ont précédé (VFNLG)	0,84 (30,14)	0,66 (10,28)
<i>Déterminants économiques et sociétaux du vote FN</i>		
Déterminants sociétaux non économiques		
Zones de force du FN partagées avec la droite et taux de chômage régional < taux de chômage national (FNDRAD)		2,45 (3,57)
<i>Déterminants économiques et implantation électorale</i>		
Taux de chômage régional dans les régions de droite (si taux régional > taux national; 0 sinon) (FNDU <sub>sup</sub> )		0,13 (1,68)
Taux de chômage régional dans les régions de gauche (si taux régional > taux national; 0 sinon) (FNGU <sub>sup</sub> )		0,1 (1,91)
Taux de chômage régional fort (taux régional > taux national) et FN faible (score régional < score national) (si taux régional > taux national; 0 sinon) (FNBASU <sub>sup</sub> )		-0,13 (-2,08)
Taux de chômage régional faible (taux régional < taux national) et FN faible (score régional < score national) (si taux régional > taux national; 0 sinon) (FNBASU <sub>inf</sub> )		-0,11 (-1,58)
<i>Déterminants économiques purs</i>		
Variation du taux de chômage (VARCHO)	1,03 (4,36)	

<i>Implantation territoriale</i>	
Zones de force partagées par la droite et le FN (ZFFND)	1,64 (4,81)
Zones de force partagées par la gauche et le FN (ZFFNG)	0,86 (1,92)
Zones de faiblesse du FN (FNFAIB)	-0,99 (-3,36)
<i>Déterminants spatiaux</i>	
Département frontalier (1; 0 sinon) (BORDER)	0,69 (2,30)
<i>Situations locales particulières</i>	
Variable indicatrice pour la Corse en 1988 (CORS88)	6,13 (4,36)
Variable indicatrice pour la Corse en 2002 (CORS02)	7,51 (5,32)
Nombre d'observations	288
R <sup>2</sup> corrigé	0,86
Écart-type de la régression	1,95
	3,43 (1,95)
	66
	0,85
	1,66

TABLEAU 3  
Présidentielle : Second tour

Vote pour la droite (VPTD2)	Modèle départemental 1974–2002	Modèle régional 1974–2002
<i>Socle électoral de long terme au second tour</i>		
Constante (C)	2,58 (4,90)	4,87 (2,7)
<i>Volatilité/stabilité du vote entre les deux tours</i>		
Vote des sortants au tour 1 [+ partis proches] (VPTD1)	0,92 (89,56)	0,87 (24,83)
<i>Qualité des reports à droite dans les bastions FN</i>		
Zones de force du FN partagées avec la droite (ZFFND)	-2,18 (-12,24)	-3,15 (-4,96)
Zones de force du FN partagées avec la gauche (ZFFNG)	-2,51 (-8,59)	-2,98 (-3,53)
<i>Poids des institutions (cohabitation)</i>		
Cohabitation PM de droite et Pt de gauche (COHAB)	-2,76 (-20,36)	-2,51 (-5,43)
<i>Fiefs électoraux des candidats et situations locales particulières</i>		
Gironde 74 (Chaban-Delmas) (CHABGIR)	-6,33 (-4,72)	
Corrèze (Chirac) (CHIRCOR)	-10,2 (-7,60)	
Ardennes (Le Pen) (ARDENFN)	-6,4 (-4,76)	
Moselle 95 (MOSFN)	-6,18 (-4,58)	
Zone de faiblesse du FN en 1995 (MIDIPY95)		6,42 (3,45)
Zones de faiblesse de la droite en 74 et 81 (LIM7481)		-3,3 (-2,64)
Zones de faiblesse de la droite en 95 (NPDC95)		-5,43 (-3,14)
Zone de force de la droite en déclin (AQ748188)		-1,95 (-1,94)
<i>Territoires atypiques votant à l'opposé de la nation (ATYP)</i>		
	2,7 (9,99)	3,14 (4,43)
Nombre d'observations	480	88
R <sup>2</sup> corrigé	0,94	0,9
Écart-type de la régression	1,33	1,69

— la droite parlementaire réalise ses meilleurs scores du premier tour dans la France de l'Ouest, le Massif central, la partie ouest de l'Île-de-France, la Marne, le Bas-Rhin, la Haute-Savoie et la Corse-du-Sud. En moyenne, la droite parlementaire réalise un score compris entre 42,9 pour cent et 52,1 pour cent dans 25 départements.

— la gauche *lato sensu* réalise ses meilleurs scores dans le Nord de la France, la Bretagne et de nombreux départements du Centre au Sud-Ouest. On notera un score élevé en Haute-Corse. Au total, la gauche

- réalise un score compris entre 47,9 et 56,6 pour cent dans 21 départements.
- le Front National réalise ses meilleurs scores dans l'arc traditionnel Nord-Ouest Sud-Ouest (Mayer et Perrineau, 1996). Le FN réalise un score compris entre 19,6 pour cent et 28,7 pour cent dans 22 départements.

À partir du poids démographique électoral des départements, il est possible de calculer le potentiel électoral des grands blocs politiques au niveau départemental, au niveau régional et enfin au niveau national.

Ainsi, au premier tour de 2007, le modèle indique que la droite parlementaire recueillerait 40,26 pour cent des suffrages exprimés (+ 0,64 par rapport à décembre 2006), la gauche *lato sensu* 43,77 pour cent (-0,63) et le FN 15,97 pour cent (=).

Au second tour, le modèle départemental indiquait que la droite réaliserait ses meilleurs scores sur un axe Ouest / Nord-Ouest / Grand Est. À cela s'ajoute le quart Sud-Est du territoire. La droite est majoritaire en voix dans 71 départements. On note qu'elle réalise un score compris entre 50 pour cent et 53,1 pour cent dans 25 départements.

La gauche réalise ses meilleurs scores dans un grand quart Centre / Sud-Ouest, en Bretagne et dans le Nord de la France. Elle résiste en Rhône Alpes. Au final, le modèle donne la gauche majoritaire dans 25 départements.

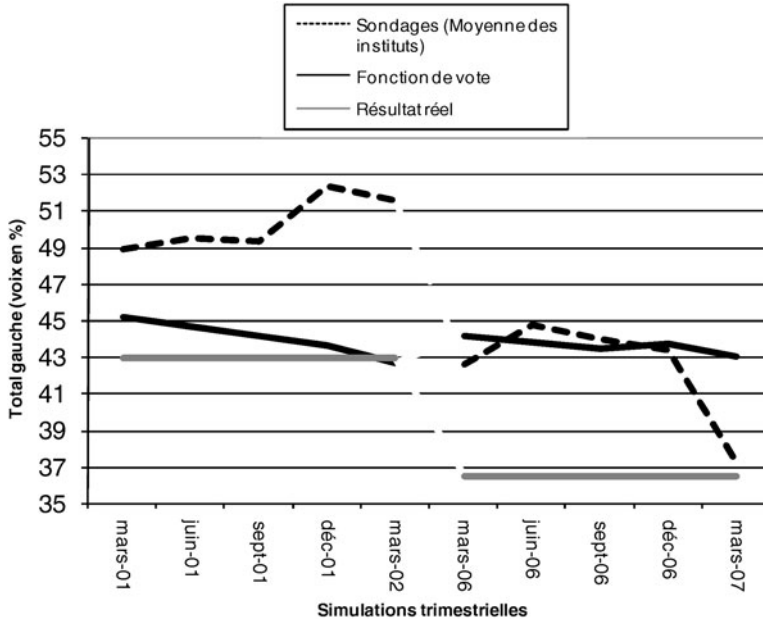
Au niveau national, en cas de duel droite / gauche, la droite parlementaire obtiendrait 53,52 pour cent des voix (+ 0,57 par rapport à la vague de décembre 2006) contre 46,48 pour cent (- 0,57) pour la gauche.

Au regard des résultats réels, le modèle ne parvient pas à estimer avec acuité les voix du premier tour. Notamment, le modèle prévoit 43,7 pour cent des voix pour la gauche, soit une surestimation de 7,2 points. Le score prévu du FN est de 15,9 pour cent contre un score réalisé de 10,44 pour cent. Enfin, le score de la droite parlementaire (et du centre) est estimé à 40,7 pour cent contre un score réel de 53,12 pour cent.

Si l'on compare les voix de gauche simulées en données régionales (très proches des simulations départementales) aux intentions de vote pour la gauche révélées par les instituts de sondage<sup>15</sup> (Graphiques 1 et 2), on observe une certaine convergence jusqu'en décembre 2006. Au cours du premier trimestre 2007, les estimations des instituts de sondage s'écartent de celles du modèle. La raison principale en est la *ponction* opérée par F. Bayrou sur l'électorat de gauche, socialiste notamment. Dans le même intervalle, Nicolas Sarkozy capte environ un tiers de l'électorat FN de 2002, ce que ni les sondages, ni le modèle n'ont pu anticiper précocement.

En revanche, le modèle est plus performant que les sondages en ce qui concerne l'estimation du second tour (Graphique 2). Les simulations de décembre 2006 et de mars 2007 sont extrêmement proches du résultat

FIGURE 1  
Présidentielles 2002 et 2007 – Voix de gauche au premier tour  
Simulations de la fonction de vote et moyenne des intentions de vote  
des sondages

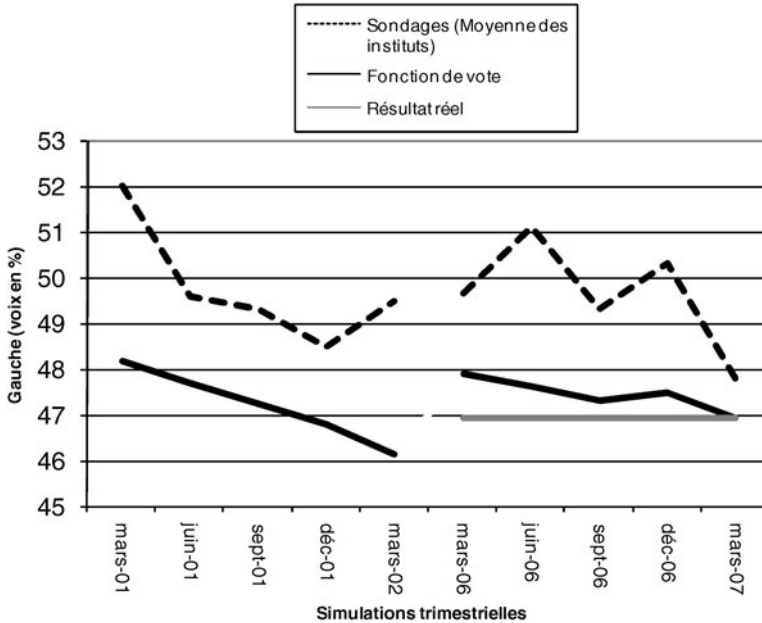


final de 53 pour cent obtenu par la droite. Dans le détail, le modèle départemental donne la bonne tendance dans 74 départements sur 96. Parmi les erreurs, dans treize cas le modèle prévoit à tort une majorité à droite (Gironde, Pyrénées-Atlantiques, Puy-de-Dôme, Finistère, Ile-et-Vilaine, Indre, Corrèze, Tarn, Val-de-Marne, Loire-Atlantique, Charente, Deux-Sèvres et Vienne). Dans neuf autres cas, le modèle n'anticipe pas la percée de la droite (Territoire de Belfort, Pyrénées-Orientales, Meurthe-et-Moselle, Tarn-et-Garonne, Nord, Seine-Maritime, Somme, Isère et Haute-Corse).

En effectuant une comparaison avec les intentions de vote du second tour révélées par les sondages (graphique 2), le modèle politico-économique en données régionales apparaît plus performant. Les instituts placent en effet S. Royal gagnante (en moyenne) en juin 2006 et en décembre 2006. Le modèle, quant à lui, indique clairement une tendance décroissante pour la gauche au second tour, au-dessous de la barre des 50 pour cent, de mars 2006 à mars 2007. On notera que le modèle avait envoyé un signal précoce à l'occasion des élections de 2002 (graphique 2) en montrant que L. Jospin n'était pas en mesure (en cas de qualifica-



FIGURE 2  
Présidentielles 2002 et 2007 – Voix de gauche au second tour  
Simulations de la fonction de vote et moyenne des intentions de vote des sondages



tion) de l'emporter au second tour face à J. Chirac. Dans le même temps, les instituts de sondage donnaient L. Jospin vainqueur (en moyenne) en mars 2001, puis «coude à coude» avec J. Chirac deux mois avant l'élection.

### Conclusion et pistes de réflexion pour 2012

Lors de la présidentielle de 2002, les fonctions de vote avaient permis d'approcher avec une certaine acuité les résultats électoraux des grands blocs de gauche, de droite et d'extrême droite au premier tour (graphique 2). Simultanément, sans toutefois prévoir l'éviction de L. Jospin au second tour par J.-M. Le Pen, les simulations du second tour indiquaient que le gouvernement sortant de gauche risquait de perdre la présidentielle face à J. Chirac. En 2007, le modèle de vote testé en données départementales et régionales s'est montré relativement performant pour prévoir la victoire de N. Sarkozy au second tour. Or, on sait que les simulations du second tour découlent en grande partie de la prévision effectuée au premier tour. Pourtant, la fonction de vote a eu quelques difficultés à approcher avec précision les résultats réels du premier tour. Le bloc de

gauche est surestimé de sept points, le bloc de droite et du centre est sous-estimé de treize points, et l'extrême droite est surestimée de six points. On note que les principaux instituts de sondage surestiment la gauche et le FN dans les mêmes proportions que le modèle de vote jusqu'au dernier trimestre 2006. En réalité, au premier trimestre 2007, les estimations des sondages s'écartent des simulations politico-économiques sous l'effet de la conjugaison de deux phénomènes : la ponction opérée par F. Bayrou sur la gauche (environ huit points de plus par rapport au socle «normal» du centre) et celle qu'a opérée N. Sarkozy sur l'électorat FN (environ six points par rapport au potentiel électoral de l'extrême droite en 2002). En un mot, le modèle politico-économique permet d'annoncer très tôt et bien avant les sondages les grandes tendances. Néanmoins, des améliorations et innovations évidentes doivent être apportées à la prévision des candidats et des courants politiques à l'intérieur des grands blocs. Pour 2012, le modèle politico-économique devra intégrer les comportements purement stratégiques d'une partie des électeurs. Au sens de Blais et al. (2001), voter stratégiquement consiste à voter pour un candidat de second choix dans le but de peser sur le résultat du vote. En 2007, certains électeurs ont voulu résolument qualifier les partis de gouvernement pour le second tour pour effacer 2002. Une autre partie, surtout située à gauche, incitée par les sondages de second tour effectués sur un hypothétique duel Bayrou-Sarkozy, a spéculé sur le fait que F. Bayrou avait plus de chances de battre N. Sarkozy que S. Royal, réduisant ainsi d'environ huit points le potentiel électoral de la gauche totale. On en déduit que la gauche aurait dû recueillir autour de 43 ou 44 pour cent des voix au premier tour, soit le score simulé par le modèle et celui qu'ont donné les sondeurs jusqu'en décembre 2006. On remarquera enfin que S. Royal progresse de dix points entre les deux tours par rapport au total de la gauche au premier tour. Ceci démontre que les fonctions de vote constituent un outil de prévision à côté des intentions de vote révélées par les sondages, permettant ainsi d'estimer le poids électoral des électeurs stratèges.<sup>16</sup> Il s'agit ici d'un cinquième type d'électeur, au comportement purement politique, dont il faut tenir compte pour 2012. Cette prise en compte semble être indispensable pour améliorer les prévisions des modèles au premier tour de la présidentielle. Par exemple, en intégrant les intentions de vote pour les candidats en utilisant finement les matrices de report et le rang des préférences dans les sondages. Enfin, en privilégiant au premier tour les modèles à équations simultanées prenant en compte les déterminants du vote pour toutes les familles politiques (Jérôme et Jérôme-Speziari, 2010).

## Notes

- 1 Sur le concept d'«ignorance rationnelle» voir Aranson (1990).

- 2 Sur les aspects *yardstick competition*, voir Salmon (1987, 1991) et Besley et Case (1995).
- 3 Voir B. Jérôme, V. Jérôme-Speziari et M. Lewis-Beck (2003).
- 4 Voir B. Jérôme et V. Jérôme-Speziari (2004a, 2004b).
- 5 Néanmoins sur le fond, les fondements micro des fonctions de vote restent ancrés dans la méthode de l'économie et dans l'individualisme méthodologique.
- 6 Bien entendu, nous sommes conscients que la modélisation du vote agrégé relève parfois de la «boîte noire». Cependant, il est techniquement possible d'évaluer le poids respectif des hypothèses des quatre grands modèles en ayant recours aux coefficients bêta, par exemple (Lafay et Jérôme, 1991).
- 7 Jérôme, Lewis-Beck et Lafay (1993) testent un modèle purement économique puis un autre purement politico-économique à l'occasion des législatives.
- 8 Paul Bois (1961), tout en saluant l'avancée des travaux de Siegfried en dénoncera le caractère tautologique.
- 9 En 1969, l'auteur prend en compte explicitement les déterminants économiques et leur rôle dans les comportements politiques.
- 10 On reproche souvent aux modèles géographiques de ne pas pouvoir anticiper les modifications structurelles brutales de la structure des votes. Par ailleurs, ces modèles posent de vrais problèmes méthodologiques lorsqu'on transpose au niveau individuel les corrélations établies à l'échelle d'un territoire. La comparaison et le contrôle par voie d'enquêtes menées au niveau individuel s'avèrent souvent nécessaires.
- 11 Baltagli. (1995).
- 12 On peut corriger – le cas échéant – ces difficultés à l'aide de tests : modèles à effets fixes (MEF), modèles à effets aléatoires ou encore modèles de composantes d'erreur (MCE). Le test d'Hausman peut être utilisé pour choisir entre MEF et MCE. L'autre technique consiste en l'élaboration d'un modèle de covariance (ou moindres carrés à variable muette), ou l'on code chaque juridiction et chaque période à côté des variables explicatives. Néanmoins, les variables indicatrices ciblant les situations locales ou les zones de force particulières remplissent un rôle analogue dans nos modèles.
- 13 Bloc de la droite et du centre (UMP, MPF, UDF, div. droite, Cap 21, FN et extrême droite). Bloc de gauche (extrême gauche, PC PS, Verts, MDC, div. gauche, Radicaux de gauche). Ce choix est dicté par la volonté de respecter au mieux l'esprit du scrutin majoritaire à deux tours qui, théoriquement, se traduit par un regroupement des grands blocs (droite / gauche) au second tour. La droite est considérée comme sortante en 1974, 1981, 1988, 1995 et 2007. La gauche n'est sortante qu'en 2002.
- 14 Pour les résultats détaillés, voir le site [www.electionscope.fr](http://www.electionscope.fr).
- 15 Pour 2007, il s'agit de la synthèse des instituts IFOP, SOFRES, CSA-TMO, LH2, IPS OS et BVA.
- 16 Sur cette question voir A. Blais (2004).
- 17 Pour les détails du modèle régional, voir Jérôme et Jérôme-Speziari (2004a, b).

## Références bibliographiques

- Alesina, A. 1987. «Economic Policy in a two-Party System as a Repeated Games». *Quarterly Journal of Economics* : 651–678.
- Alesina, A. et H. Rosenthal. 1989. «Partisan Cycles in Congressional Elections and the Macroeconomy». *American Political Science Review* 83, juin : 373–98.
- Aranson, P. H. 1990. «Rational ignorance in Politics, Economics, and Law». *Journal des économistes et des études humaines* 1.1 : 25–42.
- Aubin, C., J.-P. Berdot, D. Goyeau et J.-D. Lafay. 1985. «Un modèle politicoéconomique de la France 1966–1982». *Rapport pour la Direction générale à la recherche scientifique et technique*, Irape. Université de Poitiers.

- Baltagi, B. H. 1995. *Econometric Analysis of Panel Data*. New York : John Wiley and Sons.
- Besley, T. et A. Case. 1995. «Incumbent behaviour: vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition». *American Economic Review* 85.1 : 25–45.
- Blais, A. 2004. «Strategic Voting in the 2002 French Presidential Election». Dans *The French Voter*, dir. M. S. Lewis-Beck. Houndmills, Basingstoke, Hampshire et New York : Palgrave, 93–109.
- Blais, A., R. Nadeau, E. Gidengil et N. Nevitte. 2001. «Measuring Strategic voting in Multiparty Plurality Elections». *Electoral Studies* 20 : 343–352.
- Bois, P. 1961. *Paysans de l'Ouest, Études rurales*. Paris, 3.
- Borooah, V. et F. Van der Ploeg. 1981. «The Changing Criteria of Economic Success : Performances and Popularity in British Politics». *Econometric Society*. Amsterdam, du 31 août au 4 septembre.
- Buchanan, J. M. 1999. «An economist's approach to scientific politics». Dans *Politics as Public Choice, The collected Works of J. M. Buchanan*. Vol. 13. Chicago : Liberty Fund, 3–13.
- Campbell, J. E. 1992. «Forecasting the Presidential Vote in the States». *American Journal of Political Science* 36, 2, mai, 386–407.
- Campbell, A., P. Converse, W. Miller et D. Stokes. 1960. *The American voter*. New York : Wiley.
- Chappell, H. W. et W. R. Keech. 1985. «A new view on political accountability for economic performance». *American Political Science Review* 79.1 : 10–27.
- Downs, A. 1957. *An economic theory of democracy*. New York : Harper and Row.
- Fair, R. 1978. «The Effects of Economic Event on Votes for President». *Review of Economic and Statistics* 60 : 159–173.
- Fauvelle-Aymar, C. et Lewis-Beck, M. S. 1997. «L'Iowa donne l'opposition gagnante». *Libération* 4978, 23 mai, 15.
- Fiorina, M. P. 1981. *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven : Yale University Press, 5.
- Frey, B. S. 1978. «Politico-economic models and cycles.» *Journal of Public Economics* 9 : 208–220.
- Goguel, F. 1969. *Modernisation économique et comportement politique*. Paris : Presses de la FNSP.
- Goguel, F. 1983. *Chroniques électorales*. 3 tomes. Paris : Presses de la FNSP.
- Goyeau, D. 1985. «Impact of official forecasts on private expectations: the paradox of manipulation. The french case: 1965–1982». *European Journal of Political Economy* 1/3 : 343–358.
- Grofman, B. 2004. «Reflections on Public Choice.» *Public Choice* 118 : 31–51.
- Hibbs, D. A. 1977. «Political parties and macroeconomic policy». *American Political Science Review*, décembre, 1467–1487.
- Hibbs, D. A. 1982. «On the Demand for Economic Outcomes : Macroeconomics Outcomes and Mass Political Support in the United States, Great Britain, and Germany». *Journal of Politics* 44 : 426–462.
- Hibbs, D. A. 1987. *The political Economy of Industrial Democracies*. Cambridge : Harvard University Press.
- Holbrook, T. M. 1991. «Presidential Elections in Space and Time». *American Journal of Political Science* 35 : 91–109.
- Jérôme, B., J.-D. Lafay et M. S. Lewis-Beck. 1993. Dans J.-D. Lafay, «Les prévisions des modèles politico-économiques». *Le Figaro*, 19 mars.
- Jérôme, B., V. Jérôme-Speziari et M. Lewis-Beck. 1999. «Polls fail in France : forecasts of the 1997 Legislative election». *International Journal of Forecasting* 15 : 163–174.
- Jérôme, B., V. Jérôme-Speziari et M. S. Lewis-Beck. 2001. «Évaluation économique et vote en France et en Allemagne». Dans *L'Opinion européenne 2001*. Paris : Presses de sciences Po, avril : 101–122.

- Jérôme, B., V. Jérôme-Speziari et M. S. Lewis-Beck. 2003. «Reordering the French Election Calendar : Forecasting the Consequences for 2002». *European Journal of Political Research*, 42, 3, mai, 425–440.
- Jérôme, B. et V. Jérôme-Speziari. 2003. «A Le Pen Vote Function for the 2002 Presidential election : a way to reduce uncertainty». *French Politics* 1 : 247–251.
- Jérôme, B. et V. Jérôme-Speziari. 2004a. «La modélisation des effets du changement de calendrier électoral : une approche politico-économique». Dans *Les systèmes électoraux : permanence et innovation*, dir. A. Laurent et H.-P. Frogner. Paris : l'Harmattan.
- Jérôme, B. et V. Jérôme-Speziari. 2004b. «2002 Election Forecast, lessons from the Political Economy Model». Dans *The French Voter before and after the 2002 Elections*, ed. M. S. Lewis-Beck. Houndmills, Basingstoke, Hampshire et New York : Palgrave, 178–204.
- Jérôme, B. et V. Jérôme-Speziari. 2010. «Forecasting partisan dynamics in Europe». *International Journal of Forecasting*, à paraître.
- Jones, R. J. 2007. «The State of Presidential Election Forecasting». Paper prepared for the 27<sup>th</sup> International Symposium on Forecasting. Du 24 au 27 juin, New York.
- Key, V.O. 1964. «*Politics, Parties, and Pressure Group.*». New York : Crowell.
- Key, V.O. 1966. «*The responsible electorate*» New York : Vintage.
- Kirchgässner, G. 1985. «Rationality, causality, and the relation between economic conditions and the popularity of parties : an empirical investigations for the Federal Republic of Germany, 1971–1982». *European Economic Review* 28 : 243–268.
- Kirchgässner, G. 1986. «Economic Conditions and the Popularity of West Germany, a survey». *European Journal of Political Research* 14 : 421–439.
- Kramer, G. H. 1971. «Short-Term Fluctuations in United-States Voting Behavior, 1896–1964». *American Political Science Review* 65 : 131–143.
- Lafay, J.-D. et B. Jérôme. 1991. «Qualité de la gestion municipale et résultats électoraux des maires sortants : analyse empirique des élections de mars 1989». *Economie* 1991 : Université de Perpignan.
- Lafay, J.-D. et J. Lecaillon. 1990. «Economie et popularité en France». *Association française de science politique*, octobre.
- Lazarsfeld, P., B. Berelson et H. Gaudet. 1944. *The people's choice* New York : Columbia University Press.
- Lewis-Beck, M. S. 1985. «Un modèle de prévision des élections législatives françaises avec une application pour 1986». *Revue française de science politique* 35 : 1080–1091.
- Lewis-Beck, M. S. 2005. «Election Forecasting: Principles and Practice». *British Journal of Politics and International Relations* vol. 7 : 145–164.
- Lewis-Beck, M. S. et M. Paldam. 2000. «Economic voting : an introduction». *Electoral Studies* 19 : 113–121.
- Mingat, A. et P. Salmon. 1988. «Alternate electorates in the context of residential mobility». *Public Choice* 59.1 : 61–82.
- Mueller, D. C. 2003. *Public Choice III*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Nannestad, P. et M. Paldam. 1994. «The VP-Function : a Survey of the Literature on Vote and Popularity Functions after 25 Years». *Public Choice*. 79, 3–4 : 213–245.
- Niskanen, W. 1975. «Economics and fiscal effects on the popular vote for President». Working paper n°25. Graduate School of Policy, University of California, Berkeley.
- Nordhaus, W. D. 1972. «The political business cycle». Cowles foundation Discussion paper n°333, Yale University, 4 avril.
- Nordhaus, W. D. 1975. «The political business cycle». *Review of economic studies*, 42, avril, 169–190.
- Rosa, J.-J. et D. Amson. 1976. «Conditions économiques et élections : une analyse politico-économique. 1920–1973». *Revue française de science politique* 26 : 1101–1124.
- Rosenstone, S. J. 1983. *Forecasting Presidential Elections*. New Haven et London : Yale University Press.

- Salmon, P. 1987. «Decentralisation as an incentive Scheme». *Oxford Review of Economic Policy* 3.2 : 24–43.
- Salmon, P. 1991. «Checks and balances and international openness». *The Competitive State: Villa Colombella Papers on Competitive Politics*. Dans A. Breton, G. Galeotti, P. Salmon et R. Wintrobe, dir., Dordrecht-Boston : Kluwer, 169–184
- Siegfried, A. 1913. *Tableau Politique de la France de l'Ouest sous la troisième République*. Paris : Armand Colin.
- Simon, H. 1957. *Models on Man : social and rational*. New York : Willey, 13.
- Tiebout, C. M. 1956. «A pure theory of local expenditures». *Journal of Political Economy* 64, octobre, 416–424.
- Tufte, E. R. 1978. *Political control of the economy*. Princeton : Princeton University Press.

## Annexe

### *Spécification des variables*

#### Équation (1)

##### *Variable expliquée :*

VPT1 : cumul des voix par région exprimées par les électeurs proches de la majorité sortante (%). La droite est sortante en 1974, 1981, 1988, 1995 et 2007. La gauche est sortante en 2002.

##### *Variables explicatives :*

$\Delta$ CHO : variation du taux de chômage (source Insee) dans la juridiction *j* (département ou région), un à deux trimestres avant l'élection, en glissement sur une année.

LG : voix obtenues par les candidats idéologiquement proches de la majorité sortante aux législatives qui ont précédé (1973, 1978, 1986, 1993, 1997, 2002).

ZFDG : variable codée 1 ou  $-1$  (0 sinon) dans chaque zone de force départementale (ou régionale). On affecte une valeur  $-1$  aux fiefs de l'opposition et une valeur 1 aux fiefs de la majorité au pouvoir.<sup>17</sup>

On considère que l'on a une zone de force absolue, lorsqu'à la date de l'élection en 1981, 1988, 1995 et 2002, le département (ou la région) n'a pas changé de couleur politique depuis 1974.

À la veille de l'élection de 2007, 25 départements ont toujours choisi la gauche depuis 1974, 30 ayant toujours choisi la droite. En partant de ce constat, on peut formuler l'hypothèse selon laquelle dans 41 départements, une forte proportion des électeurs est plus «mobile» qu'ailleurs. Par comparaison, on notera qu'en 1981, seuls 27 départements sur 96 étaient «instables». À la veille de la présidentielle de 1988, la proportion de départements instables est passée à 39. Cette situation restera inchangée jusqu'en 2002.

COPMPT : écart entre la popularité (IFOP) trimestrielle du premier ministre et le président de la République mesurée six mois avant l'élection

en cas de cohabitation (1988, 1995, 2002).

POPEXE : popularité trimestrielle (IFOP) du chef de l'exécutif (premier ministre en cas de cohabitation) mesurée six mois avant la date de la présidentielle lorsque celle-ci a lieu à la date prévue. En 1974, la présidentielle est anticipée en raison du décès de G. Pompidou, cette variable vaut 0 en 1974.

DUMG : variable valant 1 lorsque la gauche est sortante (0 sinon). Seule l'année 2002 est concernée.

### Équation (2)

VFNPI : voix (%) obtenues par le Front national, au premier tour de l'élection présidentielle dans chaque juridiction  $j$  (département ou région).

VFNLG : voix (%) obtenues par le Front national au premier tour des élections législatives qui ont précédé la présidentielle dans chaque juridiction  $j$  (département ou région).

VARCHO : variation du taux de chômage, un à deux trimestres avant l'élection, en glissement sur une année (dans la zone d'emploi où le bureau de vote  $j$  est situé).

ZFFND : zones de force du Front national partagées avec la droite classique depuis 1988, variable indicatrice valant 1 (0 sinon). Sont concernés le Bas-Rhin, le Haut-Rhin, l'Eure-et-Loir, le Cher, le Loiret, le Meuse, la Moselle, la Savoie et la Haute-Savoie.

ZFFNG : zones de force du Front national partagées avec la gauche depuis 1988, variable indicatrice valant 1 (0 sinon). Sont concernés la Meurthe-et-Moselle et l'Isère.

FNFAIB : zones de faiblesse du Front national partagées, variable indicatrice valant 1 (0 sinon). Trente-cinq départements sont concernés (scores systématiquement inférieurs à la moyenne nationale).

BORDER : variable indicatrice valant 1 (0 sinon) pour les départements frontaliers. La crainte de l'ouverture des frontières peut favoriser le FN.

CORS : variable indicatrice valant 1 (0 sinon) pour les départements de Haute-Corse et de Corse-du-Sud en 1988 et 2002. La Corse se distingue des autres départements de par ses traditions politiques propres, dont le poids électoral important des indépendantistes qui peuvent en passant d'un camp à l'autre faire basculer la majorité.

### Équation (3)

VPTD2 : voix (%) obtenues par la droite au second tour de l'élection présidentielle dans chaque niveau de juridiction  $j$ .

VPTD1 : voix (%) obtenues par la droite au premier tour de l'élection présidentielle dans chaque niveau de juridiction  $j$ .

ZFFND : zones de force partagées par le FN et la droite classique.

ZFFNG : zones de force partagées par le FN et la gauche.

COHAB : variable indicatrice valant 1 (0 sinon) lorsque le président est de gauche et le premier ministre à droite.

ATYP : territoires votant systématiquement à l'opposé de la tendance nationale (variable indicatrice valant 1 pour les territoires concernés, 0 sinon).

Indicatrices diverses (voir Tableau 3) : variables indicatrices (codées 1; 0 sinon) prenant en compte des situations locales particulières ou pointant les fiefs électoraux des candidats.