

LES DETERMINANTS DE LA POPULARITE ENTRE LA DROITE POPULISTE ET LA GAUCHE COMMUNISTE EN FRANCE¹

THE POPULARITY'S DETERMINERS OF RIGHT- WING POPULISM AND LEFT-WING COMMUNISM IN FRANCE

EMIN AGAMALIYEV² (LASER-CEP),
CHRISTOPHE BOYA³ (LASER-TRIS)
ET JULIEN MALIZARD⁴ (LASER-CEP)

RESUME :

L'objectif de cet article est l'élaboration d'un modèle visant à déterminer les variables susceptibles d'influencer la fonction de popularité des partis de la gauche communiste et de la droite populiste en France. Le cas français est particulièrement intéressant, puisque ces courants ont une visibilité et un poids électoral très forts. L'originalité de ce travail consiste en l'introduction de variables en dehors du champ politico-économique. Nous utilisons des données subjectives (« confiance des ménages ») et des variables sécuritaires (« atteintes aux biens »). Les résultats sont très significatifs pour ces variables à la fois sur le long que sur le court terme.

ABSTRACT:

The aim of this article is to build a model to determine the variables which influence the popularity function of right populist parties and left communism parties in France. The French case is very interesting because of the electoral weight of these parties. The originality of this work consists in the introduction of variables out of the political-economic space. We use subjective data (« Household confidence ») and security variables (« Damages to goods »). The results are very significant for these variables for long and short run.

CLASSIFICATION JEL: C22, D72.

MOTS CLES: Système politique français, droite populiste, gauche communiste, Modèle à correction d'erreur, Popularité.

KEYWORDS: French political system, right-wing populism, left-wing communism, Error correction model, Popularity.

1 Nous remercions le Professeur Jacques Aben et Brice Morales, ainsi que le rapporteur de la revue *Cahiers Economiques de Bruxelles – Bruxelles Economic Review* pour leurs remarques sur une précédente version de cet article. Nous restons seuls responsables des erreurs restantes.

2 emin.agamaliyev@univ-montp3.fr

3 cboyagui@univ-montp1.fr

4 Auteur correspondant. Contact Université Montpellier 1, Faculté d'Economie, Avenue Raymond Dugrand, CS 79606, 34960 Montpellier Cedex 2. Email: julien.malizard@univ-montp1.fr

INTRODUCTION

Les analyses des résultats électoraux français depuis ces vingt dernières années ont montré l'essor ainsi que la consolidation du mouvement de droite populiste tout d'abord puis, plus récemment, celui de la gauche anti-capitaliste. Le premier est un courant d'extrême droite⁵ et ne peut se dissocier de la composante xénophobe ainsi que d'un discours nationaliste (Ivaldi, 2002). Le second se construit sur « une culture anticapitaliste ou antilibérale » (Raynaud, 2006).

La droite nationale populiste est représentée par le Front National (FN) et son leader historique Jean-Marie Le Pen. En 1999, une scission se produit au sein de ce parti pour donner naissance au Mouvement National Républicain (MNR) avec comme leader l'ex-numéro deux du Front National, Bruno Mégret. Néanmoins, ce nouveau parti ne parviendra jamais à s'immiscer dans le débat politique contrairement au courant historique.

La gauche communiste apparaît comme étant plus éclatée avec de nombreux partis qui se revendiquent et se retrouvent autour de l'idéologie communiste (Reynié, 2007). Tout d'abord, le Parti Communiste Français (PCF) est l'organisation historique depuis la fin de la seconde guerre mondiale (secrétaire nationale: Marie Georges Buffet) et s'inspire d'un communisme stalinien (Reynié, 2007). Ensuite, nous distinguons deux courants trotskistes, Lutte Ouvrière (LO, menée par Arlette Laguiller)⁶ et la Ligue Communiste Révolutionnaire (LCR, leader: Olivier Besancenot)⁷. Nous pouvons noter à titre indicatif le Parti Ouvrier Indépendant (POI, ancien Parti des Travailleurs)⁸.

Ces deux courants de pensées opposés sur l'échiquier politique possèdent un poids électoral conséquent, comme l'attestent les résultats aux élections présidentielles (voir le tableau 1).

TABEAU 1. RESULTATS DU PREMIER TOUR DES ELECTIONS PRESIDENTIELLES

Elections	Droite populiste	Gauche communiste	Global
1974	0,75%	2,70%	3,45%
1981	Non présent	17,65%	17,65%
1988	14,38%	11,24%	25,62%
1995	15,00%	14,22%	29,22%
2002	19,20%	13,84%	33,04%
2007	10,50%	9,00%	19,50%

Sources: Ministère de l'intérieur et www.france-politique.fr

L'analyse du premier tour des élections présidentielles françaises montre la

5 Dans notre article, nous considérons les termes « droite populiste » et « extrême droite » comme synonymes.

6 Depuis décembre 2008, le parti est désormais représenté par Nathalie Arthaud.

7 En février 2008, la LCR se refonde autour d'un nouveau parti appelé Nouveau Parti Anticapitaliste (NPA)

8 Les secrétaires nationaux sont Daniel Gluckstein, Claude Jenet, Jean Markun et Gérard Schivardi.

progression constante de la droite nationale populiste. En effet, le candidat du Front National passe de 0.7% des voix en 1974, aux alentours de 15% pour les élections de 1988 et 1995 pour atteindre 16.86% en 2002. Notons toutefois, qu'en comptabilisant la candidature de Bruno Mégret du MNR en 2002, la droite populiste obtient un score cumulé de 19% des voix exprimées.

La gauche communiste s'est construite autour d'un double phénomène: tout d'abord, la baisse constante du PCF dans les grandes élections, puis, le report des voix du parti historique vers les courants d'inspiration trotskiste (Reynié, 2007). La gauche communiste obtient un score de 17,6% des voix en 1981, largement dominé par le PCF⁹ (représentant à lui seul 15,3% des voix), la candidate de LO plafonne à 2% des voix. Lors de l'élection de 1988, la gauche communiste arrive à 9% des voix, le PCF ne représente plus que 6,7% des voix et LO 2,3%. Cependant, pour l'élection de 1995 et 2002, les résultats cumulés de la gauche communiste atteignent environ 14% des voix. La tendance première se confirme, avec la montée des mouvements trotskistes aux dépens du PCF.

Les bons résultats électoraux de la droite nationale populiste s'observent également dans de nombreux pays européens¹⁰, tels que le Danemark, la Norvège, les Pays-Bas, l'Autriche, l'Italie et la Belgique. En Belgique, lors des élections municipales de 2000, le *Vlaams Blok* obtient 33% des exprimés contre 28% en 1994. Au Danemark, le *Dans Folkeparti* reçoit 12% des voix lors des élections législatives de 2001. En Norvège, les élections de 2001 voient pointer le parti d'extrême droite (*Fremskrittspartiet*) comme étant le troisième grand parti derrière le centre gauche et le centre droit. Enfin, le FPO de Jorg Haider reçoit 26.9% des votes aux élections parlementaires autrichiennes de 1999.

Nous observons également un poids croissant de la gauche communiste. Les élections parlementaires d'Ecosse de 2003 ont vu la poussée du *Scottish Socialist Party* avec un score de 7.68% contre 1.01% en 1999¹¹. En Allemagne les élections parlementaires ont également montré la progression du *Partei des Demokratischen Sozialismus* (PSD) de 4% en 2002, à 8.7% en 2005. En outre, la fusion entre ce parti et le *Wahlalternative Arbeit und Soziale Gerechtigkeit* (WASG) donne naissance au parti *Die Linke* (la Gauche) qui reçut 8.4% des voix lors d'une élection régionale en Allemagne

Devant l'importance grandissante de l'électorat des mouvements communistes et populistes, notre article a la volonté d'examiner quels sont les déterminants de leur popularité. Notre étude se divise en 5 sections. Suite à notre introduction générale, la première section propose une revue de la littérature d'une part sur les fonctions de popularité en économie et d'autre part sur l'importance des courants étudiés. La deuxième section s'intéresse aux fondements politiques et théoriques de la popularité de ces mouvements. Dans la troisième partie, nous décrivons les données utilisées dans notre application et insistons sur la méthode employée. Par la suite, dans une quatrième section, nous présentons les résultats obtenus en mettant l'accent sur l'interprétation. Enfin, la dernière section conclut l'article.

9 Le poids du PCF est très inférieur à celui de l'élection de 1969 où il avait obtenu 21,2% des voix.

10 Evans et Ivaldi (2002) effectuent une revue détaillée des succès électoraux de l'extrême droite en Europe.

11 Voir March et Mudde (2005), page 35.

1. REVUE DE LITTERATURE

De nombreux modèles politico-économiques ont été développés depuis les années 1970. La littérature s'est intéressée à l'influence des données économiques soit sur le vote¹², soit sur la popularité des hommes politiques (Kramer, 1971 ; Lewis-Beck, 1988). Les conclusions montrent que les agents tiennent ces derniers responsables des résultats économiques: c'est l'hypothèse de responsabilité du gouvernement.

La popularité a fait l'objet d'études approfondies, à la fois pour la France et pour des pays étrangers. Ces études visent à associer la popularité (soit d'un parti soit d'un homme politique, généralement un membre de l'exécutif) à des variables économiques (en particulier le chômage et l'inflation) et indiquent que de mauvaises performances économiques sont associées à une baisse de la popularité (Borooah et Borooah, 1990, en Irlande ; Neck et Karbuz, 1997, en Autriche ; Veiga et Veiga, 2004 pour le Portugal ou encore Abrams et Butkiewicz, 1995, ou Swank, 1990 aux Etats-Unis).

Pour le cas français, Lewis-Beck (1980) indique que le président Giscard d'Estaing est moins populaire que le général de Gaulle à cause de la détérioration des conditions économiques. Cela a été confirmé par Lecaillon (1980). De plus, le premier ministre est également jugé responsable, mais ce dernier est considéré comme un « bouc-émissaire » et sert d'écran protecteur au président de la république (Capron, 1987). Pour Hibbs et Vasilatos (1983), l'inflation n'a pas d'influence significative sur la cote de popularité des présidents Pompidou et Giscard d'Estaing et concluent sur l'importance de l'économie réelle relativement aux conditions nominales. Lafay (1989) introduit le poids de l'opposition et postule que lorsque la confiance du gouvernement diminue, celle de l'opposition augmente. Cela explique l'échec du gouvernement socialiste en 1986 et l'arrivée au pouvoir de la droite. Courbis (1995) et Lewis-Beck (1997) suggèrent que le premier ministre est le responsable de la politique économique, notamment lors des périodes de cohabitation. Dubois (2005) propose une revue de littérature exhaustive de la popularité du premier ministre et estime sa propre fonction de popularité pour laquelle seul le chômage apparaît comme robuste.

Concernant notre cadre d'analyse, la littérature s'est également intéressée à la droite populiste. Les travaux se concentrent sur les pays Européens où ces mouvements ont pris une importance croissante. Kitschelt (1995) identifie la combinaison de deux facteurs: la politique économique néo-libérale d'une part et une politique socio-culturelle autoritaire et nationaliste d'autre part, pour expliquer le succès de l'extrême droite en Europe. Jackman et Volpert (1996) centrent leur analyse sur les pays européens de 1970 à 1990. Ils retiennent comme variables explicatives le chômage, les seuils électoraux¹³ et le pluripartisme en utilisant une approche de type TOBIT. Leurs résultats montrent que les taux de chômage élevés et le pluripartisme favorisent les partis d'extrême droite au contraire de l'augmentation des seuils électoraux. Betz (1994) remarque que le succès de ces courants est dû aux changements structurels qui affectent l'économie mondiale. Esping-Andersen (1999) note comme changement économique, la globalisation qui est un facteur de modernisation mais qui est susceptible d'engendrer des tensions sociales. Ces études soulignent l'importance des

12 Dubois (2007) effectue une synthèse des modèles de vote politico-économique dans le cas français.

13 Le seuil électoral correspond à un minimum de voix en dessous duquel le parti n'est pas représenté.

changements économiques dans le vote radical de droite.

Pour la France, Jérôme et Jérôme-Spéziari (2003) construisent un modèle de vote et indiquent que le FN obtient de meilleurs résultats dans les régions les plus touchées par la crise économique. Par conséquent, lorsque le taux de chômage est plus élevé dans une région que la moyenne nationale, les scores du FN sont meilleurs. Ils montrent également que l'électorat de droite glisse vers le FN, car il veut sanctionner sa politique d'immigration et d'insécurité. Jérôme et Jérôme-Spezziari (2004) construisent un modèle pour expliquer le vote aux élections présidentielles de 2002, à l'aide de plusieurs variables explicatives dont la variation du taux de chômage régional, une variable muette concernant l'appartenance partisane régionale, la popularité du chef de la majorité et les résultats des élections précédentes. Néanmoins, les résultats ex-ante des auteurs ont été inexacts. Les auteurs prévoient la victoire du candidat de la gauche au second tour de l'élection présidentielle et en aucun cas la présence du candidat de l'extrême droite au second tour. Cette erreur de prévision s'explique en partie par le score très élevé du Front National (extrême droite) au premier tour. En effet, une partie des électeurs du Front National sont d'anciens électeurs des partis de gauche. Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck (2005) observent que l'électorat populiste est engagé, partisan et qu'il chevauche une partie de la droite. Ainsi, le programme de la droite populiste se caractérise comme un prolongement radical des idées de la droite traditionnelle. Lewis-Beck et Mitchell (1993) et Elgie (2004) notent que certains membres très conservateurs de la droite traditionnelle sont plus proches de l'idéologie populiste que du centre droit (UDF¹⁴). La droite populiste a donc un pouvoir de nuisance sur la droite traditionnelle. Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck (2005) notent que les stratégies de coalitions menées par la gauche traditionnelle conduisent à une réduction du vote populiste. Néanmoins, ce n'est pas le cas lorsque la droite traditionnelle joint ces forces. Les auteurs indiquent également qu'une partie des électeurs de gauche est attirée par le discours de l'extrême droite sur la défense des ouvriers (gaucho-lepénisme, Mayer, 2002). Dubois (2007) souligne que l'incertitude sur le score de l'extrême-droite « pose un sérieux problème aux modèles expliquant le vote en faveur de la gauche ou le vote en faveur de l'opposition, notamment si ceux-ci sont utilisés à des fins de prévisions » (p. 253).

Auberger (2005) élabore un modèle de vote pour les élections européennes à l'aide des variables économiques et des facteurs politiques¹⁵. Son approche est construite selon l'hypothèse suivante : les individus votent davantage pour l'extrême droite s'ils sont mécontents de la situation économique et inversement. Les prévisions de l'auteur sont assez bonnes puisqu'il anticipe 10.2% des voix pour l'extrême droite, et le FN a obtenu 10% en France métropolitaine. Néanmoins, la modélisation appliquée à l'extrême gauche est plus délicate et il ne peut donner de résultats satisfaisants. Auberger (2008) utilise le taux de variation des demandeurs d'emploi ainsi que le taux de participation aux élections. L'auteur démontre que la croissance du nombre de demandeurs d'emploi au niveau départemental entraîne une augmentation du vote pour le FN, contrairement au taux de participation.

14 Notons que l'UDF est désormais scindée en deux avec le Nouveau Centre, qui se réclame du centre droit et s'est rapproché de l'UMP en 2007, et le MODEM fondé par F. Bayrou suite à la dernière élection présidentielle, courant purement centriste.

15 En particulier, la popularité du leader du parti.

D'autres modèles mettent également l'accent sur les changements et les problèmes politiques intervenus dans les trente dernières années. Le processus européen d'intégration est accusé d'avoir réduit le pouvoir national au profit d'une concurrence forte (Scharpf, 1999). Ce processus a entraîné une vague de privatisations, la suppression des monopoles publics et la baisse des barrières douanières. Cette conjonction de facteurs a permis aux industries de délocaliser et d'ouvrir les espaces auparavant protégés de la concurrence internationale (Held, 1999). Ces changements profonds ont produit une radicalisation de l'électorat qui a profité massivement au courant national populiste. Della Porta et Mény (1997) notent que plusieurs pays européens¹⁶ ont connu des scandales de corruptions dans les années 90 ce qui a entraîné une perte de crédibilité des partis de pouvoir. Par conséquent, ces événements bénéficient aux courants tels que le Front National en France (Kitschelt, 1995 ; Rydgren, 2005). Dans ce cas, le vote pour les partis radicaux est plus une contestation vis-à-vis des partis traditionnels qu'une réelle adhésion aux idées de ces mouvements.

Enfin, il faut citer le rôle de l'immigration comme déterminant du vote populiste. Knigge (1998) analyse l'évolution pour six pays européens de 1984 à 1993¹⁷. L'auteur prend en compte les conditions économiques (taux de chômage), sociales (immigration) et politiques (insatisfaction vis-à-vis des politiques). Les résultats montrent que le chômage n'est pas directement associé avec un vote radical, contrairement à l'augmentation de l'immigration et le mécontentement vis-à-vis des politiques. Ainsi, ces mouvements d'où qu'ils soient en Europe se nourrissent des difficultés sociales et politiques (Brug, Fennema et Tillie, 2000). Ivaldi (2002) introduit dans son analyse une variable concernant la criminalité globale et reprend la variable immigration. La criminalité ne suffit pas à elle seule à expliquer le développement de ce mouvement contrairement à l'immigration. Laurent (2004) remarque que l'électorat de la droite populiste est plus élevé dans les départements frontaliers où la population immigrante est plus grande. Bonnetain (2004) teste l'hypothèse que le comportement électoral du vote reflète des différences socio-économiques dans les divers départements et villes françaises en 2002. Il suggère que le vote radical est plus fort dans les zones où le taux de chômage est plus élevé. Il note également l'impact positif de l'accroissement de la population étrangère mais la non-significativité du taux de criminalité. Bonnetain interprète ce résultat de deux manières: soit ce taux ne reflète pas le degré d'insécurité ressentie par les individus, soit la criminalité n'affecte pas les scores des partis populistes.

2. FONDEMENTS

2.1. FONDEMENTS POLITIQUES

La vie politique française n'est pas fondée sur un système bipartisan. La France distingue deux grands partis politiques de pouvoir, issus de courants opposés: à gauche, le Parti Socialiste (PS) ; à droite l'Union pour un Mouvement Populaire (UMP), anciennement Rassemblement Pour la République (RPR). A côté de ces courants principaux, il y a le parti centriste, représenté par l'Union des démocrates (UDF) qui a souvent penché en faveur de la droite, comme l'atteste la présence de

16 Italie, Belgique, Allemagne et Grande-Bretagne.

17 Belgique, France, Allemagne, Danemark, Italie et Pays-Bas.

ministres centristes dans des gouvernements dirigés par le RPR (1986, 1993). Ensuite, les Verts et le PCF constituent l'aile gauche de l'échiquier politique, auxquels nous pouvons rajouter le PRG (Parti Radical de Gauche) de tendance de centre gauche. Ces derniers ont accepté de participer à des gouvernements à des fonctions secondaires. Ce fut le cas en 1981 (PS et PCF) et en 1997 (gauche plurielle : PS, PCF et les Verts). Enfin, nous retrouvons la droite populiste avec le FN et la gauche communiste trotskiste avec la LO, la LCR et le POI. Ces partis n'ont jamais participé à des coalitions gouvernementales.

Les courants populistes et communistes possèdent une lisibilité forte et une ligne politique clairement définie et indépendante des partis de pouvoir. Ces partis sont présents à toutes les élections à la fois nationales et locales.

Ivaldi (1999, 2002) explique que les raisons du succès de l'extrême droite sont dues à la conjoncture mondiale et à une combinaison de facteurs à la fois politiques, économiques et sociaux, où « les enjeux relatifs à la criminalité, la délinquance et les violences urbaines ont acquis une place prépondérante au cours des dernières années ». Pour Bonnetain (2004) le radicalisme de droite s'identifie autour d'un programme concentré sur quatre objectifs primordiaux : la pression fiscale, le chômage, la criminalité et l'immigration. L'auteur indique que ce courant propose d'alléger la fiscalité, en supprimant progressivement l'impôt sur le revenu et les taxes sociales. En matière de sécurité¹⁸, l'extrême droite propose le rétablissement de la peine de mort et la tolérance zéro en matière criminelle. L'immigration doit être stoppée en renforçant le contrôle aux frontières. Il souligne également que la droite populiste veut amender la constitution pour donner la priorité de l'emploi, du logement et des soins aux français. Enfin, l'auteur indique que cet électorat est constitué des individus les plus fragiles économiquement. Ils sont attirés par ce courant qui veut protéger le marché intérieur de la compétition internationale considérée comme la principale cause de chômage et de baisse des salaires.

Pour Evans et Ivaldi (2002), ces mouvements basent leur programme économique sur des orientations libérales, liées à la défense des systèmes sociaux nationaux. Les partis politiques traditionnels ont été incapables de fournir des réponses face à des sujets embarrassants tels que la délinquance, l'immigration et l'insécurité. Ainsi, leur crédibilité politique s'est réduite au profit de l'extrême droite qui utilise des

discours populistes en dénonçant les propositions de la gauche et de la droite¹⁹, la diabolisation dont le leader du FN se croit victime et la lutte des petits contre les gros (Birnbaum, 1995). En France, le FN n'a jamais participé à des gouvernements, ce qui le définit inévitablement comme un courant purement contestataire. Néanmoins, ce n'est pas le cas dans certains pays européens où la droite populiste a participé au pouvoir. Ce fut le cas notamment en Autriche avec le FPÖ de Haider et en Italie avec la coalition droite extrême-droite Lega Nord de Umberto Bossi et Alleanza Nazionale (ex-fascistes) dans le gouvernement de Silvio Berlusconi.

Le succès électoral de la gauche communiste est également lié à des conditions

18 Thème important de la campagne 2002.

19 L'extrême droite française a longtemps basé son discours sur « Ni gauche, ni droite, Front National ».

économiques, sociales et politiques favorables. Ce mouvement se nourrit des difficultés du marché du travail et de la baisse du moral des français pour attaquer et fragiliser la position gouvernementale. Il s'approprie le rejet des structures économiques capitalistes modernes ainsi que ses valeurs et ses pratiques. Il propose également une vision internationale des réseaux de travailleurs. Ces divers courants partagent une défiance envers les institutions couplée avec une idéologie de rejet du capitalisme et prônent une démocratie socialiste. Heartfield (2003) indique que l'anti-capitalisme se traduit par une anti-globalisation et un anti-impérialisme international. Ces mouvements basent leurs campagnes électorales sur un élément populiste comme le fait leurs pendants de droite, qui consiste à dénoncer l'exploitation d'un travailleur faible, dominé par les capitalistes (Lazar, 1997). Dans la tradition communiste, ils préconisent enfin une meilleure redistribution des ressources et l'adhésion à des droits économiques et sociaux collectifs (March et Mudde, 2005). Pour cela, ils proposent la réduction du temps de travail afin de lutter contre le chômage et de taxer lourdement les profits des grandes firmes. En France, le PCF se détache des autres courants communistes par son rapprochement avec le centre gauche. Sa présence dans des gouvernements a sans doute remis en cause son caractère radical. Cela est sûrement une raison de sa perte de crédit au profit des courants révolutionnaires. Il n'en demeure pas moins le parti historique.

2.2. FONDAMENTS THEORIQUES

La modélisation théorique de la popularité des partis politiques est généralement basée sur l'optimisation des comportements des électeurs sous l'hypothèse de leur rationalité (Downs, 1957 ; Kramer 1971 ou Nordhaus, 1975). La popularité des partis politiques est expliquée par l'ensemble des variables qui reflètent le mieux les préoccupations des citoyens. Chaque agent j ($j=1, \dots, n$) essaie de maximiser sa fonction d'utilité ou minimiser sa fonction de désutilité dans un espace déterminé par les variables politiques et économiques. Chaque électeur a une position optimale dans cet espace z_j^* qui est formalisé comme il suit : $z_j^* = \arg \max U_j(x)$, (Neck et Karbuz, 1997).

Eu égard à la littérature et à l'étude des programmes et de l'idéologie des mouvements étudiés, nous élargissons l'analyse en introduisant des variables nouvelles qui nous semblent particulièrement cruciales dans la popularité de ces mouvements. Cela constitue, entre autres, l'originalité de cet article. Tout d'abord, nous utilisons comme support les variables économiques (chômage) et politiques (popularité), largement reprises dans la littérature. Intuitivement et conformément aux études passées, nous supposons que la dégradation des conditions économiques est favorable à la popularité des courants radicaux.

Puis, nous introduisons des données sécuritaires et socio-économiques. La donnée sécuritaire se rapproche du cadre d'analyse de Ivaldi (2002), mais nous n'utilisons pas la même variable criminalité (crimes et délits avec violences) car les individus peuvent la confondre avec le banditisme ou le crime organisé et ne pas se sentir directement concernés. Nous préférons utiliser une variable plus concrète dans son appréciation par les individus représentée par la petite délinquance en nous référant aux atteintes aux biens²⁰. Nous voulons examiner la significativité de cette donnée en

20 Elles correspondent au nombre de plaintes sur les vols, les destructions et les dégradations.

réponse aux résultats de Bonnetain (2004). Nous sommes enclins à penser que l'insécurité est un élément décisif de la popularité de la droite populiste.

Enfin, dans le cadre de la thématique socio-économique, nous ne faisons pas appel à des données sur l'immigration (Knigge, 1998), car il est difficile d'obtenir ces données au niveau mensuel et sur une longue période. La droite populiste et la gauche communiste exploitent à leur profit l'accroissement du mécontentement social. Nous sélectionnons une variable subjective construite à partir de sondages sur le moral des français prenant en compte l'opinion sur le niveau de vie, la situation financière et la consommation. Dubois (2007), dans sa revue de littérature, souligne que l'utilisation de variables subjectives était pertinente dans les modèles politico-économiques.

Ainsi l'espace z détermine la position optimale d'un agent en fonction de variables politiques et économiques, mais aussi des variables socio-économiques et de sécurité. L'utilité procuré par le parti i , ($i=1, \dots, k$) est:

$$U_j^i = f_j(z_{e,t}) \quad (1)$$

où est la fonction de perception de l'agent à l'instant t ; cette fonction dépend de l'ensemble des variables z avec $e=1, \dots, m$ désignant les variables de l'espace z .

En t , le choix de l'agent pour un autre parti se fait sur la comparaison des utilités procurées par chaque camp. L'agent va choisir le parti pour lequel son utilité est maximale. Par exemple, pour le parti i , nous obtenons:

$$U_j^i > U_j^{\text{Autre parti}} \quad (2)$$

Dans notre modèle, la fonction de popularité est basée sur les fonctions d'utilité. Ainsi la popularité pour les courants étudiés est obtenue en agrégeant:

$$\text{Popularité}_t^i = \sum_{j=1}^n U_j^i \quad (3)$$

Le choix des agents pour un parti ne se fait pas uniquement en fonction des variables à un instant t . Ils prennent souvent en compte le passé dans leurs décisions du présent (comportement rétrospectif). L'extension du modèle se fait dans le cadre dynamique avec un modèle continu sur la période définie dans un intervalle $\forall t \in [0; T]$. De plus, l'effet de mémoire est introduit avec un taux de dépréciation du passé, noté $\exp^{-\mu t}$ (Nordhaus, 1975). Dans ce cas, la popularité du parti i pour l'agent j devient:

$$\text{Popularité}_{j,T}^i = \int_0^T H_j(z_t, t) \exp^{-\mu t} dt \quad (4)$$

où H désigne la fonction d'évaluation de l'agent j à l'instant t . Nous nous limitons à cette analyse théorique simple.

La spécification linéaire du modèle théorique permet d'obtenir un modèle de

régression avec la fonction de popularité du parti i à l'instant t :

$$Popularité_{i,t} = \lambda Popularité_{i,t-1} + (1 - \lambda) \left[\beta_{i,0} + \sum_{e=1}^m \beta_{i,e} Z_{e,t} \right] + u_{i,t} \quad (5)$$

où $i=1, \dots, k$, le nombre de partis est égal à k ; λ le poids de l'effet de mémoire, avec $0 < \lambda < 1$ et $e=1, \dots, m$ un ensemble de variables explicatives. Sous la condition que l'addition des parts de popularité des partis constituent 100%:

$\sum_{i=1}^k Popularité_{i,t} = 100$, trois restrictions sur les paramètres et les résidus en sont déduites:

$$\sum_{i=1}^k \beta_{i,0} = 100 \quad (6)$$

$$\sum_{i=1}^k \beta_{i,e} = 0 \quad (7)$$

$$\sum_{i=1}^k u_{i,t} = 0 \quad (8)$$

La démonstration est assez simple à partir du moment où l'hypothèse, selon laquelle la valeur de λ est la même pour tous les partis, est retenue. Ce cadre théorique simple peut être élargi en introduisant plusieurs retards pour les différentes variables, ce qui sera le cas dans notre application.

3. APPLICATION EMPIRIQUE

3.1. LES DONNEES

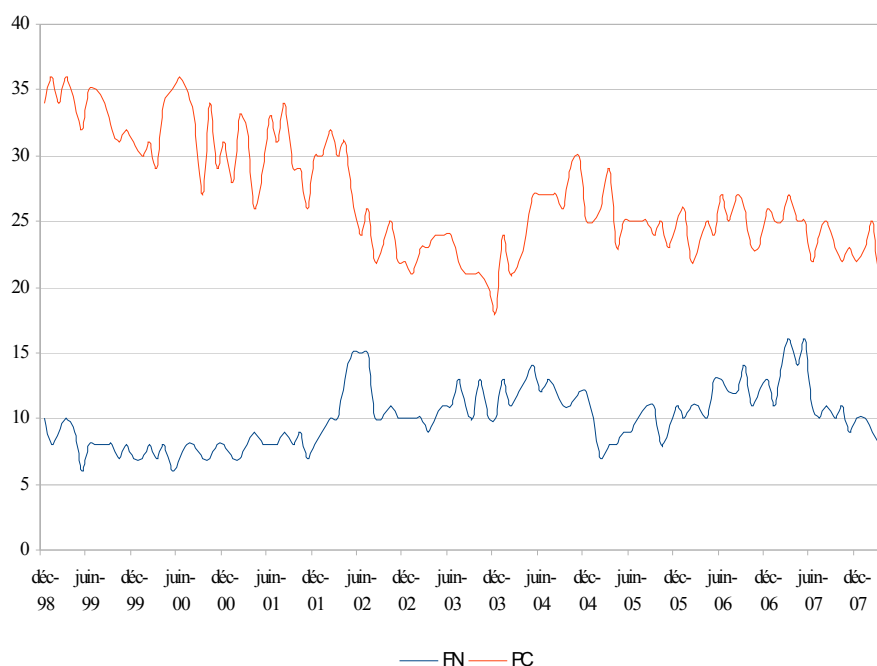
La période d'analyse de notre article commence en décembre 1998 et se termine en avril 2008. Cette période ne peut pas être étendue car nous ne disposons pas de données sécuritaires avant cette date. La périodicité est mensuelle, ce qui fournit 113 observations. Notons toutefois que le nombre d'observations est suffisamment grand pour que les résultats économétriques ne soient pas faussés.

Pour la variable politique, nous retenons les données des cotes de popularité brutes²¹ des partis FN et PCF (voir figure 1). Ces cotes sont fournies par des enquêtes d'opinion de l'institut TNS-Sofres. Les données concernant les autres partis de gauche

21 Traditionnellement, on retient le rapport (ou la différence) entre les satisfaits et les mécontents, mais dans le cas des partis étudiés, une telle opération n'est pas utile puisque le nombre de mécontents est largement supérieur à celui des satisfaits. En outre, de telles transformations n'altèrent pas la nature de la série, notamment l'étude de la stationnarité.

communiste tels que la LCR et LO n'existent pas²².

FIGURE 1. EVOLUTION DE LA COTE DE POPULARITE DU FN ET DU PCF



Les variables économiques choisies par les premiers modèles de la littérature (Kramer, 1971 ; Lecaillon, 1980 ; Lewis-Beck et Bellucci, 1982) étaient des données macroéconomiques telles que le chômage, les prix, les revenus. Toutefois, ces variables ont été abandonnées pour cause de multicollinéarité. Par la suite, le choix s'est porté sur le chômage (Jérôme et Jérôme-Spéziari, 2004 ; Auberger et Dubois, 2003 ou 2005).

Parmi l'ensemble des données utilisées dans la littérature, nous choisissons le taux de chômage mensuel issu des bases de données de l'OCDE²³. Le taux de chômage constitue une variable dont l'interprétation est claire pour les agents, puisqu'ils sont d'accord sur le fait qu'il vaut mieux avoir moins de chômage que plus²⁴.

Pour la variable socio-économique, nous introduisons la « confiance des ménages »

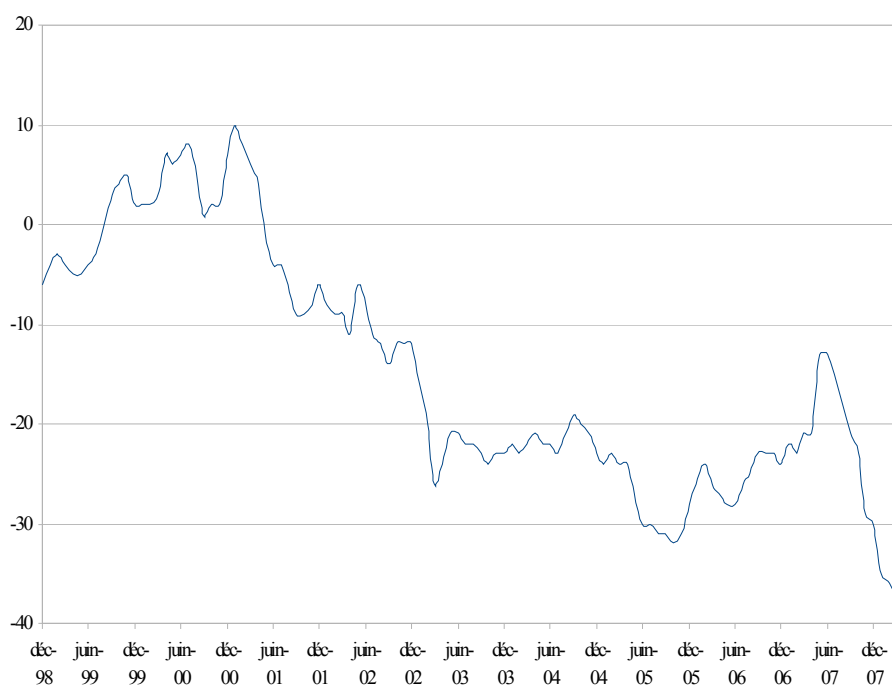
²² La popularité des leaders est disponible mais sur une période trop courte pour être exploitée.

²³ Cette source est la seule qui dispose encore de données mensuelles. Le BIT ou l'INSEE ne fournissent plus que des données trimestrielles. L'OCDE ne peut toutefois utiliser que les sources de données nationales, qui ne peuvent être que les demandes d'emploi.

²⁴ En termes anglo-saxons, ce type de variable est désignée comme une *valence issue*.

calculée par l'INSEE²⁵ de périodicité mensuelle. Néanmoins, nous précisons que cette variable reflète non seulement une réalité économique mais également sociale puisque le niveau de vie ainsi que la consommation sont des indicateurs de l'échelle et du rang social. C'est une variable subjective qui fournit une mesure du moral des ménages français, elle se calcule comme la différence entre les agents qui ont confiance au sens large (dans le passé, le présent et le futur) et ceux qui n'ont pas confiance. Ainsi, la présence de valeurs négatives est possible comme le suggère la figure (2). Nous notons une tendance générale à la baisse. Il est intéressant de noter la forte baisse à partir du second semestre 2007 après un rebond au moment des élections présidentielles.

FIGURE 2. CONFIANCE DES MENAGES



Pour la variable sécuritaire, nous disposons de données issues du ministère de l'Intérieur sur différents délits²⁶. Il existe des statistiques sur les atteintes aux biens, les atteintes aux personnes et les escroqueries financières. Notre choix se porte sur les

25 Selon l'INSEE, « elle fournit des informations sur le comportement des consommateurs, ainsi que sur leurs anticipations en matière de consommation et d'épargne. Elle mesure les phénomènes conjoncturels tels qu'ils sont perçus par les ménages indépendamment de l'élaboration des indicateurs macro-économiques (prix, chômage, épargne...).

http://www.insee.fr/fr/indicateurs/indic_conj/donnees/method_idconj-20.pdf

26 Source: www.inhes.interieur.gouv.fr; les données sont disponibles à partir de 1998.

atteintes aux biens qui correspondent au nombre de plaintes suite à des vols, des destructions ou des dégradations car il s'agit de la variable la moins corrélée avec les autres variables explicatives comme l'indique le tableau (2): les atteintes aux personnes physiques (*PHYS*) sont fortement corrélées avec l'indicateur de confiance et les escroqueries financières (*ESC*) avec le chômage. Nous pensons que cette donnée a un impact plus significatif sur la perception de la délinquance par les agents. En effet, elle représente les petits délits, susceptibles de frapper l'ensemble des individus.

TABEAU 2. CORRELATION LINEAIRE ENTRE VARIABLES EXOGENES

	<i>BIEN</i>	<i>CHOM</i>	<i>CONF</i>	<i>ESC</i>	<i>PHYS</i>
<i>BIEN</i>	1	0,0300	0,4305	0,3995	-0,3949
<i>CHOM</i>		1	0,1696	-0,8556	-0,5500
<i>CONF</i>			1	-0,1007	-0,8282
<i>ESC</i>				1	0,4144
<i>PHYS</i>					1

Dans la suite de l'analyse, *BIEN* désigne les atteintes aux biens, *CHOM* le taux de chômage, *CONF* l'indicateur de confiance des ménages, *ESC* les escroqueries financières et *PHYS* les atteintes aux personnes physiques.

Le tableau (3) présente les statistiques descriptives de nos variables. Notons que pour la variable *BIEN*, il s'agit de données en millions. FN relate la cote de popularité du Front National, PCF celle du Parti communiste. On constate que la cote de popularité du FN est largement inférieure à celle du PCF. Ceci trouve son explication dans le fait que les agents ont, en moyenne, plus de mal à se déclarer comme proche idéologiquement de la droite populiste que de la gauche communiste²⁷. Il semble également intéressant de constater que si le PCF a une popularité proche 27%, cela ne reflète pas les résultats obtenus lors des élections (nationales tout du moins).

TABEAU 3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES

	<i>FN</i>	<i>PCF</i>	<i>BIEN</i>	<i>CHOM</i>	<i>CONF</i>
Moyenne	10,03	26,96	2,76	9,02	-14,76
Médiane	10	26	2,76	9	-20
Ecart-type	2,28	4,38	2,06	0,68	14,32
Maximum	16	36	3,13	10,9	10
Minimum	6	18	2,32	7,8	-38
Skewness	0,53	0,45	-0,06	0,75	0,32
Kurtosis	2,72	2,17	2,33	3,74	1,95
DFA en niveau	-0,673	-0,974	-0,907	-2,979	0,385
DFA en différences premières	-13,651	-16,255	-1,953	-1,995	-5,849

27 Raynaud (2006) note que « si l'extrémisme de droite incarné par le FN est depuis longtemps l'objet d'une réprobation générale ... les différentes sensibilités de la gauche radicale ... sont mieux acceptées ».

Le calcul du test de Dickey-Fuller²⁸, en niveau et en différences premières, montre la non-stationnarité des séries. Elles sont donc intégrées d'ordre un. Il peut subsister un doute sur la variable chômage, par conséquent, nous avons également utilisé les tests de Philipps-Perron et KPSS (qui teste l'hypothèse nulle de stationnarité de la série). Les résultats²⁹ confirment dans tous les cas ceux du test DFA.

3.2. MODELE EMPIRIQUE

Les séries possèdent une racine unitaire, et sont donc potentiellement cointégrées³⁰. Nous contrôlons l'existence de relation de cointégration parmi nos variables en appliquant le test de la valeur propre maximale, proposé par Johansen. Les résultats de ce test sont compilés dans le tableau (4).

TABLEAU 4. RESULTATS DU TEST DE LA VALEUR PROPRE MAXIMALE

Hypothèse	Valeur propre	Valeur propre maximale	Valeur critique	Prob
$r=0$	0,352	46,813	46,231	0,043
$r=1$	0,264	33,061	40,078	0,248
$r=2$	0,229	28,089	33,877	0,209

L'hypothèse nulle testée est $r=q$ contre l'hypothèse alternative $r=q+1$ où r désigne le nombre de relation de cointégration. La première ligne du tableau teste donc l'hypothèse qu'il existe au plus zéro relation de cointégration contre l'hypothèse alternative qu'il en existe au moins une. L'hypothèse nulle est rejetée, il existe au moins une relation. La seconde ligne teste l'hypothèse nulle qu'il existe au plus une relation de cointégration contre l'hypothèse alternative qu'il en existe deux. Nous acceptons l'hypothèse nulle, il y a donc au moins et au plus une relation de cointégration³¹. Nous estimons alors un modèle à correction d'erreur (en anglais *Error Correction Model* et noté ECM) de la forme suivante:

$$\Delta FN_t = c_1 + \sum_{i=1}^k \beta_1 \Delta FN_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_2 \Delta PCF_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta BIEN_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_4 \Delta CHOM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_5 \Delta CONF_{t-i} + \rho_1 \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

28 Le modèle avec tendance et constante est retenu pour la variable *BIEN*, le modèle avec constante pour la variable *CHOM* et le modèle sans constante ni tendance pour les autres variables. Le nombre de retards a été estimé à l'aide des critères d'information (AIC et SIC) et confirmé avec les fonctions d'autocorrélations partielles sur les séries en différences. Il est important de noter qu'il n'y a pas de non-stationnarité de nature déterministe pour les variables endogènes.

29 Disponibles sur requête.

30 Ne pas prendre en compte la possibilité d'une relation de cointégration est dangereuse. En effet, si on nie l'existence d'une relation stable de long terme, l'utilisation d'un vecteur auto-régressif (VAR) ne rend pas compte des possibilités d'ajustement de ces relations stables de long terme. Pour éviter cela, il est nécessaire d'utiliser un modèle à correction d'erreur.

31 Notons que le test de la trace conduit au même résultat.

$$\begin{aligned} \Delta PCF_t = & c_1 + \sum_{i=1}^k \varphi_1 \Delta FN_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_2 \Delta PCF_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_3 \Delta BIEN_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \varphi_4 \Delta CHOM_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_5 \Delta CONF_{t-i} + \rho_1 \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (10)$$

où $\rho_1 \hat{z}_{t-1}$ et $\rho_2 \hat{z}_{t-1}$ désignent les termes de correction d'erreur (le résidu retardé d'une période) et ε_{1t} et ε_{2t} les aléas supposés être non corrélés entre eux.

Dans notre modélisation, nous introduisons la popularité du PCF comme variable explicative du FN (et réciproquement) afin d'étudier la dynamique conjointe. En effet, les résultats des élections ont montré une radicalisation de l'électorat qui a tendance à se projeter vers le FN ou le courant communiste. Nous souhaitons examiner si cette radicalisation se fait sans (ou avec) distinction de courant idéologique.

Nous introduisons la variable des atteintes aux biens dans la fonction de popularité du PC. Ce choix se justifie dans la mesure où ce dernier a participé à des gouvernements et donc, a du prendre des positions sur des mesures sécuritaires, inhérentes à toute politique gouvernementale. De plus, la gauche communiste a un discours radicalement opposé à la droite populiste sur les problèmes sécuritaires, puisqu'il prône la prévention plutôt que le tout répressif de droite populiste. Le programme du PC est connu (prévention): son discours est-il pertinent aux yeux des agents? A travers l'introduction de l'indicateur d'insécurité, nous souhaitons répondre à cette question.

Nous utilisons les critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SIC) pour déterminer le nombre optimal de retard dans le VAR. Ce dernier est de deux puisque c'est celui qui minimise les critères d'information (voir le tableau 5). Le modèle empirique étant décrit, nous présentons les résultats obtenus.

TABLEAU 5. DETERMINATION DU NOMBRE DE RETARDS

Retard	FN		PCF	
	AIC	SIC	AIC	SIC
<i>l</i> =5	3,66	4,34	4,56	5,24
<i>l</i> =4	3,73	4,29	4,51	5,06
<i>l</i> =3	3,69	4,11	4,46	4,88
<i>l</i> =2	3,61*	3,75*	4,44*	4,73*
<i>l</i> =1	3,68	3,85	4,59	4,76

4. RESULTATS ET INTERPRETATIONS

L'approche retenue nous permet de décrire d'une part la relation de long terme qui existe entre les variables puisque nous avons montré qu'elles sont reliées par une relation de cointégration. Le modèle décrit également l'ajustement de court terme pour obtenir la relation de long terme. Cela a fait l'objet des sous-sections qui suit.

Nous commençons par préciser les signes attendus dans nos résultats. On a alors le système suivant:

$$\begin{aligned} FN &= +/- PCF + BIEN + CHOM - CONF \\ PCF &= +/- FN + BIEN + CHOM - CONF \end{aligned}$$

Concernant la dynamique des partis, les signes attendus sont difficiles à anticiper. Ceux concernant les autres variables sont suggérés par les travaux antérieurs pour le chômage et par les fondements politiques pour les atteintes aux biens et la confiance.

4.1. LA RELATION DE LONG TERME

4.1.1. RESULTATS

On détermine l'équation de long terme entre le *FN* et les différentes variables exogènes. On obtient l'équation suivante:

$$FN = -4.185 PCF^{**} + 2 BIEN^{***} + 7.477 CHOM - 3.896 CONF^{***} \quad (11)$$

[-1.980]
[6.124]
[0.940]
[-5.044]

Les chiffres entre crochets indiquent les *t-stat* (* indique la significativité à 10%, ** à 5% et *** à 1%). L'équation de long terme du parti communiste est donnée par:

$$PCF = -0.239 FN + 4.785 BIEN^{***} + 1.787 CHOM - 0.931 CONF^{***} \quad (12)$$

[-0.377]
[6.246]
[1.080]
[-5.995]

4.1.2. INTERPRETATION

Pour l'équation du FN, nous observons la significativité des paramètres *BIEN*, *CONF* et *PCF*. Ces résultats sont conformes à l'intuition: une hausse de l'insécurité (mesurée par le nombre d'atteintes aux biens), ainsi qu'une baisse du moral des ménages (symbolisé par l'indicateur de confiance) renforcent la popularité du FN. L'introduction du PCF dans l'équation (11) est significative avec un coefficient élevé, mais négatif. Ceci indique qu'une baisse de la popularité du PCF bénéficie au FN. Ce résultat est cohérent avec la littérature (Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck, 2005): l'électorat communiste est attiré par le discours populiste de la défense du petit travailleur. Néanmoins, le paramètre faisant référence au chômage n'est pas significatif, malgré un coefficient élevé.

Pour l'équation du PCF, nous observons que la causalité de long terme concerne les atteintes aux biens et la confiance. Ce sont les mêmes variables que dans le cas du FN,

ce qui indique que les déterminants sont identiques pour ces deux courants. Le coefficient renvoyant aux atteintes aux biens est plus important pour le PCF que pour le FN. Nous aurions attendu que les priorités sécuritaires de la droite populiste impliquent un coefficient supérieur. Néanmoins, la valeur du paramètre reste élevée dans les deux cas et très fortement significative. Nous interprétons ce résultat de la manière suivante. L'électorat de la droite populiste est stable depuis 1995, par conséquent, l'évolution de l'insécurité n'aura qu'un effet limité sur la popularité du FN, ce qui confirme le caractère partisan de cet électorat dans la lignée des travaux de Fauvelle-Aymar et Lewis-Beck (2005).

Concernant la confiance, nous montrons que la baisse du moral des individus a un impact positif et significatif sur la popularité des deux partis étudiés. Cela corrobore l'idée communément admise que les courants populistes de droite et de gauche se nourrissent et profitent des difficultés sociales. Toutefois, le coefficient est plus fort pour le FN que pour le PCF.

Nous constatons qu'à long terme la variable chômage n'est pas significative pour le FN et le PCF. L'intuition généralement acceptée par la littérature est que la détérioration des conditions économiques est bénéfique pour les mouvements analysés. En effet, ces partis utilisent ces dégradations pour fustiger l'ensemble de la classe politique dirigeante. Ce résultat est quelque peu contre-intuitif.

Excepté pour le chômage, les résultats pour le modèle de long terme sont cohérents avec la pensée communément admise. L'insécurité a bien une influence positive sur la popularité des partis étudiés. De même, la dégradation des conditions sociales favorise ces courants.

4.2. LA RELATION DE COURT TERME

4.2.1. RESULTATS

Les résultats de la relation de court terme sont analysés dans le cadre du modèle à correction d'erreur. Nous présentons les résultats de ce dernier dans le tableau (6).

LES DETERMINANTS DE LA POPULARITE ENTRE LA DROITE POPULISTE ET LA GAUCHE
COMMUNISTE EN FRANCE

TABLEAU 6. RESULTATS DE L'ECM

Variable	ΔFN	ΔPCF
\hat{z}_{t-1}	-0,007561	-0,021188
	[-1,80535]	[-3,34681]
$\Delta FN(-1)$	-0,311227	-0,273848
	[-3,17917]	[-1,85064]
$\Delta FN(-2)$	-0,312897	-0,534848
	[-3,25509]	[-3,59891]
$\Delta PCF(-1)$	0,051402	-0,465292
	[0,82631]	[-4,94842]
$\Delta PCF(-2)$	0,170784	-0,092658
	[2,76376]	[-0,99200]
$\Delta BIEN(-1)$	2,090000	-0,031700
	[1,95328]	[0,05251]
$\Delta BIEN(-2)$	1,160000	2,970000
	[1,91314]	[1,88430]
$\Delta CHOM(-1)$	1,059780	-8,809425
	[0,48797]	[-2,68352]
$\Delta CHOM(-2)$	-3,784897	-8,120077
	[-1,65921]	[-2,35496]
$\Delta CONF(-1)$	-0,042548	-0,113942
	[-0,66389]	[-1,17620]
$\Delta CONF(-2)$	0,074433	0,201677
	[1,14897]	[2,05959]
C	0,059161	-0,480130
	[0,37010]	[-1,96032]
R² ajusté	0,3	0,4
JB	4,78	0,78
DW	2,01	1,85
ARCH	1,65	2,24

Nous complétons ces résultats avec les tests sur les résidus. D'après le tableau (6), les statistiques du test de Durbin-Watson (notée *DW*) indiquent qu'il n'existe pas d'autocorrélation. Nous vérifions avec le test de Ljung-Box l'autocorrélation dans la mesure où le test de Durbin-Watson ne mesure que l'autocorrélation d'ordre 1. Nous établissons la valeur de ce test pour les retards supérieurs au nombre de retards retenu dans le modèle à correction d'erreur (soit deux retards). Les résultats de ce test sont donnés dans le tableau (7) et indiquent qu'il n'y a pas de phénomène d'autocorrélation

pour les retards supérieurs à deux. Le test de Jarque-Bera³² (*JB* dans le tableau (6)) examine l'hypothèse de normalité des résidus. Dans notre cas, nous acceptons cette hypothèse. De plus, le test d'hétéroscédasticité³³ montre sans ambiguïté que les résidus possèdent les bonnes propriétés statistiques.

TABLEAU 7. TEST DE LJUNG-BOX

Retard	ΔFN		ΔPCF	
	Stat Q	Prob	Stat Q	Prob
8	12,824	0,118	6,312	0,612
12	16,416	0,173	10,559	0,567
16	18,761	0,281	12,918	0,679
20	20,287	0,440	15,418	0,75

Nous remarquons aussi la significativité du terme de correction d'erreur. De plus, il prend une valeur négative ce qui permet de rendre compte de l'ajustement des variables vers le long terme.

4.2.2. INTERPRETATION

Pour le FN, nous constatons la significativité du processus auto-régressif d'ordre 2 pour la variable endogène, cela valide l'idée qu'il existe un effet de mémoire. En effet, la variation de la popularité en t est liée négativement avec cette même variation en $t-1$ et $t-2$. Nous observons qu'une variation positive des atteintes aux biens entraîne une variation dans le même sens de la popularité de la droite populiste, le premier retard étant le seul significatif. Ces résultats sont conformes à l'intuition et permettent de la valider statistiquement. De plus, la variable confiance n'est pas significative dans l'analyse. Les partisans de la droite radicale accordent une préférence supérieure à l'insécurité qu'à la dégradation des conditions socio-économiques à court terme. Ce résultat s'explique par le temps d'assimilation de ces détériorations. Les agents sont donc victimes "d'illusion sociale" à court terme. Néanmoins, à long terme, cette variable est significative, les individus ayant pris en compte l'ensemble des transformations sociales. Les variations de la popularité et celles du chômage sont liées négativement (le coefficient n'est cependant significatif qu'au seuil de 10%), ce qui est contre-intuitif puisque de piètres résultats économiques devraient avoir une influence positive sur le FN.

La variation du PCF avec deux retards a un impact positif et significatif sur la variation du FN, la popularité peut augmenter à court terme pour les deux partis. Or, dans le cas de l'équation du PCF, nous constatons également la présence de la variation du FN comme étant significative et négative. Nous interprétons ces résultats de la manière suivante: les individus proches idéologiquement de la droite radicale ne sont pas enclins à se rapprocher de la gauche communiste. Il existe ainsi une inertie qui s'observe par une relative constance du pourcentage de vote pour le leader du FN,

32 Qui suit un Chi-2 à 2 degrés de liberté, valant 5,99 à 5%.

33 Le test ARCH suit un Chi-2 à un degré de liberté qui prend la valeur de 3,84 à 5%. La valeur calculée est inférieure à la valeur critique : on accepte donc l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

Jean-Marie Le Pen, lors des élections présidentielles alors que les partisans communistes peuvent se retourner vers l'autre bord dans une logique de contestation traditionnellement forte pour ces agents (gaucho-lepénisme).

Les autres variables exogènes apparaissent également significatives. C'est le cas des atteintes aux biens en introduisant deux retards. Il faut noter la forte valeur des coefficients associés à la variation du chômage pour les deux retards: l'effet cumulé est très fort. Ainsi, une petite variation du chômage implique une variation élevée de la popularité du PCF. Néanmoins le coefficient est négatif, alors que, comme dans le cas du FN nous prédisions un coefficient positif. De la même manière, le coefficient associé à la confiance est positif sur la popularité du PCF, ce qui est encore une fois étonnant.

Alors que les analyses de long terme étaient plutôt cohérentes avec nos pressentiments, celles de court terme le sont moins, de prime abord. En effet, nous sommes en présence de plusieurs résultats contre-intuitifs dont l'interprétation semble complexe.

CONCLUSION : RESULTATS CONTRE-INTUITIFS OU LOGIQUES ?

Dans cet article, nous développons un modèle permettant d'analyser les déterminants de la fonction de popularité d'une part de la droite populiste et d'autre part de la gauche communiste en France. Le cas français est particulièrement adapté, eu égard au poids de ces partis lors des élections présidentielles passées. Nous nous appuyons sur une modélisation économétrique faisant appel à la méthode des séries temporelles. L'originalité de notre article réside dans l'apport de nouvelles variables (confiance des ménages et mesure de l'insécurité avec les atteintes aux biens), apparaissant importantes dans l'analyse et dans l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur.

Les tests économétriques montrent que notre spécification est correcte. Les résultats indiquent que les variables nouvellement introduites dans notre modèle sont significatives dans la popularité des mouvements étudiés, à long et à court terme.

L'analyse de long terme souligne plusieurs résultats intéressants. Nous confirmons statistiquement que la hausse de l'insécurité ainsi que la dégradation de la confiance sont de nature à favoriser la droite populiste et la gauche communiste. Néanmoins, il apparaît que le chômage n'est pas significatif sur ces courants. Ce résultat surprenant est toutefois explicable. En effet, les agents ne font pas confiance à ces partis pour proposer des solutions efficaces pour lutter contre le chômage. Les agents considèrent ces mouvements comme extrêmes dans leurs analyses économiques et par conséquent proposent des solutions difficilement réalisables.

Concernant l'étude de court terme, nous sommes confrontés à plusieurs résultats surprenants qu'il est possible d'interpréter. Tout d'abord, lorsque nous observons une variation négative du chômage, la variation de la popularité des partis étudiés augmente. Les agents vont d'autant plus accorder leur soutien aux mouvements populistes et communistes que les conditions économiques sont bonnes puisque ces partis n'apparaissent pas cohérents dans les orientations de leur politique économique. Les individus ne comptent pas sur ces courants pour régler le problème du chômage.

Ensuite, nous remarquons que plus la confiance est élevée plus la popularité du PCF est forte. Ce résultat s'explique car le vote pour ces mouvements peut être assimilé à un glissement électoral aux dépens des partis de pouvoir. En effet, les agents savent que les partis analysés dans cette étude auront d'autant moins de poids que la situation sociale est bonne. Ainsi, nous sommes en présence d'un "vote plaisir", ou d'un "vote à risque". Les individus se font plaisir (ou peur) en votant pour un parti extrême alors que le risque de le voir accéder au pouvoir est limité qui plus est lorsque les conditions économiques et sociales sont favorables. Néanmoins, lors de l'élection de 2002, nombre de personnes n'ont pas voté en faveur des candidats potentiels de pouvoir et se sont reportés sur des votes alternatifs de gauche et de droite. En conséquence, le candidat du FN s'est retrouvé au second tour de la présidentielle, et la gauche communiste a obtenu 14% des voix. Nos résultats confirment l'idée que les mouvements populistes et communistes se définissent comme des courants principalement contestataires. Ainsi, ils ne doivent leur popularité qu'au glissement d'une partie de l'électorat.

Une des extensions possible consiste à prendre en compte la perception des agents en termes de confiance des partis de pouvoir. Il nous semble que la variable politique n'est pas suffisamment appréhendée dans les modèles de popularité mais également de vote. Cela constituerait un bon indicateur du rejet des partis traditionnels par les électeurs des courants radicaux.

RÉFÉRENCES

- Abrams, B.A. et J.L. Butkiewicz**, 1995. The Influence of State-Level Economic Conditions on the 1992 US Presidential Election, *Public Choice*, 85, 1-10.
- Auberger, A.**, 2005. Forecasts of the 2004 French European Election, *Swiss Political Science Review*, 11, 61-78.
- Auberger, A.**, 2008. The National Front Vote and Turnout in the French Presidential Elections, *French Politics*, 6, 94-100.
- Auberger, A. et E. Dubois**, 2003. Situation politico-économique et résultats des élections législatives françaises, *Revue Economique*, 54, 551-560.
- Auberger, A. et E. Dubois**, 2005. The Influence of Local and National Conditions on French Legislative Elections, *Public Choice* 125, 363-383.
- Betz, H.G.**, 1994. *Radical Right-Wing Populism in Western Europe*, Houndmills, Macmillan : London.
- Birnbaum, P.**, 1995. *Le peuple et les gros*, Pluriel, Paris.
- Bonnetain, P.**, 2004. Behind the Pooling-Booth Curtain and Beyond Simple Speculations: Toward a Causal Model Far-Right Voting Behaviour– Some Evidence from French Presidential Elections of 2002, *Canadian Journal of Political Science* 37, 419-429.
- Borooah, V.K. et V. Borooah**, 1990. Economic Performance and Political Popularity in the Republic of Ireland, *Public Choice* 67, 65-79.
- Brug, W., M. Fennema et J. Tillie**, 2000. Anti-Immigrant Parties in Europe: Ideological or Protest Vote? , *European Journal of Political Research*, 37, 77-102.
- Capron, H.**, 1987. Cohérence et estimation des fonctions de popularité: une application au cas français, *Revue Economique*, 38, 1029-1042.
- Courbis, R.**, 1995. La conjoncture économique, la popularité politique et les perspectives électorales dans la France d'aujourd'hui, *Journal de la société de*

statistique de Paris, 136, 47-70.

Della Porta, D. et Y. Mény, 1997. *Democracy and corruption in Europe*, Pinter : New York.

Dubois, E., 2005. Economie politique et prévision conjoncturelle : construction d'un modèle macroéconométrique avec prise en compte des facteurs politiques, thèse, Université de Paris 1.

Dubois, E., 2007. Les déterminants économiques du vote 1976-2006: trente ans de fonctions de vote en France, *Revue d'Economie Politique*, 117, 243-270.

Downs, A., 1957. *An Economic Theory of Democracy*, Harper & Row : New York.

Elgie, R., 2004. Institutions and Voters: Structuring Electoral Choice, *The French Voter before and after the 2002 Elections*, New-York: Palgrave MacMillan, M.S. Lewis-Beck (ed.), 110-125.

Esping-Andersen, G., 1999. Politics Without Class: Postindustrial Cleavages in Europe and America, in Kitschelt H., P. Lange, G.Marks and J. D. Stephens eds, *Continuity and Change in Contemporary Capitalism*, Cambridge University Press : Cambridge, 293-316.

Evans, J.A. et G. Ivaldi, 2002. Les dynamiques électorales de l'extrême droite européenne, *Revue politique et parlementaire*, 1019, 67-83.

Fauvelle-Aymar, C. et M.S. Lewis-Beck, 2005. Coalition Strategies and National Front Vote in French Legislative Contests, *French Politics*, 3, 164-177.

Heartfield, J., 2003. Capitalism and Anti-Capitalism, *Interventions*, 5, 271-289.

Held, D., 1999. *Global Transformation: Politics, Economics and Culture*, Stanford University Press : Stanford, California.

Hibbs, D.A. Jr et N. Vasilatos, 1983. Performance économique et fonction de popularité des Présidents Pompidou et Giscard d'Estaing, *Revue d'Economie Politique*, 93, 44-61.

Ivaldi, G., 1999. L'extrême droite ou la crise des systèmes de partis, *Revue Internationale de Politique Comparée*, 6, 201-246.

Ivaldi, G., 2002. Enjeux sécuritaires et droites populistes en France, dans *Sociologie de l'insécurité*, S. Roche (ed), 199-210, Paris, Armand Colin.

Jackman, R.W. et K. Volpert, 1996. Conditions Favouring Parties of the Extreme Right in Western Europe, *British Journal of Political Science*, 26, 501-521.

Jérôme, B. et V. Jérôme-Spéziari, 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, 2004. Forecasting the 2002 Elections: Lessons from a Political Economy Model, *The French Voter before and after the 2002 Elections*, Palgrave MacMillan : New-York, M.S. Lewis-Beck (ed.), 178-204.

Kitschelt, H. et A. McGann, 1995. *The Radical Right in Western Europe: a Comparative Analysis*, Ann Arbor: The University of Michigan Press, Chapitre un, 1-24.

Knigge, P., 1998. The Ecological Correlates of Right-Wing Extremism in Western Union, *European Journal of Political Research*, 34, 249-279 .

Kramer, G.H., 1971. Short Term Fluctuations in US Voting Behaviour, 1896-1964, *American Political Science Review*, 65, 133-143.

Lafay, J.D., 1989. L'opposition dans le système politico-économique: analyse théorique et étude empirique du cas français, *Journal des Economistes et des Etudes Humaines*, 1, 43-59.

Laurent, A., 2004. France's 2002 Presidential Elections: Early and Later Territorial Fractures, *The French Voter before and after the 2002 Elections*, New-York: Palgrave

- MacMillan, M.S. Lewis-Beck (ed.), 12-32.
- Lazar, M.**, 1997. Du populisme à gauche: le cas français et italien, *Revue d'histoire*, 56, 121-131.
- Lecaillon, J.**, 1980. *La crise et l'alternance*, Cujas, Paris.
- Lewis Beck, M.S.**, 1980. Economic Condition and Executive Popularity : the French Experience, *American Journal of Political Science*, 8, 265-288.
- Lewis-Beck, M.S.**, 1988. *Economics and Elections*, the Major Western Democracies, University of Michigan Press : Ann Arbor.
- Lewis-Beck, M.S.**, 1997. Who's the Chef ? Economic Voting Under a Dual Executive, *European Journal of Political Research*, 31, 315-325.
- Lewis-Beck, M.S. et P. Bellucci**, 1982. Economic influences on Legislative Elections in Multiparty systems: France and Italy, *Political Behaviour*, 4, 93-107.
- Lewis-Beck, M.S. et G. Mitchell II**, 1993. French Electoral Theory: the National Front Test, *Electoral Studies*, 12, 112-127.
- March, L. et C. Mudde**, 2005. What's left of the Radical Left? The European Radical Left After 1989: Decline and Mutation, *Comparative European Politics*, 3, 23-49.
- Mayer, N.**, 2002. *Ces français qui votent le Pen*, Flammarion, Paris.
- Neck, R. et S. Karbuz**, 1997. Econometric Estimations of Popularity Fonctions: a Case Study for Austria, *Public Choice*, 91, 57-88.
- Nordhaus, W.**, 1975. The Political Business Cycle, *Review of Economic Studies*, 42, 451-471.
- Raynaud, P.**, 2006. *L'extrême gauche plurielle: entre démocratie radicale et révolution*, Autrement, Paris.
- Reynié, D.**, 2007. *L'extrême gauche, moribonde ou renaissante?* , PUF.
- Rydgren, J.**, 2005. Is Extreme Right-wing Populism Contagious? Explaining the Emergence of a New Party Family *European Journal of Political Research*, 44, 1-25.
- Scharpf, F.**, 1999. *Governing in Europe: Effective and Democratic*, Oxford University Press.
- Swank, O.H.**, 1990. Presidential Popularity and Reputation, *De Economist*, 138, 168-179.
- Veiga, F.J. et L.G. Veiga**, 2004. Popularity Functions, Partisan Effects and Support in Parliament, *Economics and Politics*, 16, 101-115.