

ANTOINE AUBERGER

CRED, Université Panthéon-Assas (Paris II), France

antoine.auberger@u-paris2.fr

CYCLES POLITIQUES RATIONNELS PARTISANS ET CHÔMAGE : UNE ÉVALUATION EMPIRIQUE

Résumé

On considère le même échantillon de pays (8 pays de l'*OCDE*) que Berlemann et Marwardt (2007) avec une base de données proche (1963-2005 ou période plus courte en fonction des données disponibles pour le taux de chômage mensuel). Si on considère le panel formé par les huit pays, les estimations montrent pour le chômage des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane en tenant compte du degré de la surprise électorale. On montre que si on fait des estimations par pays les résultats obtenus pour le chômage sont très différents suivant les pays : par exemple, pour les États-Unis, les résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane mais pas pour la France notamment. Par rapport à Berlemann et Markwardt (2007), on fait également des estimations avec différentes variables partisans (avec et sans la prise en compte du degré de la surprise électorale) pour tester la théorie rationnelle partisane pour le chômage. Le modèle d'Heckelmann (2006) ne donne pas de résultats favorables ni pour l'ensemble de l'échantillon des huit pays ni pour chaque pays.

Mots-clés : cycles politiques partisans rationnels, surprise électorale, incertitude électorale, chômage, pays de l'*OCDE* (8)

JEL Classification : C22, C23, D78, E32

Rational Partisan political Cycles and Unemployment : an Empirical Evaluation

Abstract :

We consider the same sample of countries (eight *OECD* countries) as Berlemann and Marwardt (2007) with a close data base (1963-2005 or shorter period according to the available data for the monthly unemployment rate). If we consider the sample group made up by eight countries, the estimations show favorable results for the unemployment for the partisan rational theory by taking into account the degree of the electoral surprise. We show that if we make estimations by country the obtained results for the unemployment are very different according to countries: for example, for the United States, the results are favourable to the rational partisan theory but not for France notably. In comparison to Berlemann and Markwardt (2007), we also make estimations with various partisan variables (with and without taking into account the degree of the electoral surprise) to test the rational partisan theory for the unemployment. The model of Heckelmann (2006) does not give favourable results either for the whole sample of eight countries or for every country.

Keywords : rational partisan political cycles, electoral surprise, electoral uncertainty, unemployment, *OECD* countries (8)

1. Introduction

L'étude des cycles politiques permet de voir l'influence des élections sur les fluctuations économiques. Dans les modèles opportunistes (traditionnels et rationnels¹), les hommes politiques souhaitent être réélus et mettent en œuvre des politiques économiques opportunistes avant les élections pour augmenter leurs chances de réélection ; dans les modèles partisans (traditionnels et rationnels), les hommes politiques souhaitent appliquer des politiques économiques conformes à leur idéologie². Les cycles politiques en France ont été notamment étudiés sur le plan empirique par Alesina et Roubini (1992), Alesina et al., (1992), Alesina et al., (1993) et Alesina et

1 Dans les modèles traditionnels, les agents économiques forment des anticipations d'inflation adaptatives alors que dans les modèles rationnels, ces anticipations sont rationnelles.

2 Les cycles politiques partisans traditionnels ont été développés par Hibbs (1977) pour les États-Unis. Les partis de gauche accordent plus d'importance à la lutte contre le chômage qu'à la lutte contre l'inflation (et inversement pour les partis de droite). Les cycles politiques partisans rationnels ont été développés initialement par Alesina (1987) pour les États-Unis.

al., (1997) pour un ensemble de pays de l'OCDE. Les résultats montrent que pour un ensemble de pays de l'OCDE les cycles politiques opportunistes traditionnels sont rejetés pour la croissance réelle du PIB et pour le taux de chômage : cela signifie que la croissance économique n'est pas significativement plus élevée avant les élections et que le chômage ne baisse pas significativement avant les élections ; en revanche, le taux d'inflation est plus élevé après les élections (pendant quelques trimestres) : ce résultat laisse supposer qu'il peut y avoir avant les élections une utilisation des instruments de politique économique, ce qui est en accord avec la théorie rationnelle opportuniste³. Les cycles politiques partisans traditionnels sont également rejetés pour un ensemble de pays de l'OCDE : cela signifie qu'il n'existe pas de différences significatives partisans permanentes entre les gouvernements de droite et de gauche pour la croissance économique et le chômage⁴. Par contre, les résultats d'Alesina et al., (1997) montrent que la théorie rationnelle partisane est acceptée sur un échantillon de pays de l'OCDE (dont la France) pour la croissance économique et pour le taux de chômage, ce qui signifie qu'il y a des différences partisans temporaires entre les gouvernements de droite et de gauche⁵. Cependant, il faut noter que ces tests intègrent la surprise électorale d'une façon simplifiée (la surprise électorale est la même après chaque changement de majorité). La théorie rationnelle partisane a été également testée empiriquement en prenant en compte le degré de la surprise électorale qui peut être différent pour chaque élection. Alesina et al., (1997) confirment leurs résultats favorables à cette théorie pour les États-Unis (croissance économique et chômage) en supposant que les effets temporaires sur l'économie liés au degré de la surprise électorale diminuent au cours du temps. Par contre, Carlsen (1998) et Carlsen et Pedersen (1999) écrivent qu'ils trouvent des résultats défavorables à la théorie rationnelle partisane pour les États-Unis (croissance économique) en utilisant simultanément une variable intégrant la surprise électorale et une variable distinguant les partis démocrates et républicains pendant quelques trimestres après les élections (avec ou sans changement d'administration). Maloney et al. (2003) prennent en compte l'ampleur de la surprise électorale et le degré d'indépendance des banques centrales et

3 Voir en particulier (Rogoff et Siebert, 1988).

4 C'est-à-dire que la croissance économique n'est pas significativement plus élevée avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite et que le chômage n'est pas significativement plus bas avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite.

5 C'est-à-dire que la croissance économique est significativement plus élevée avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pendant quelques trimestres après les élections et que le chômage est significativement plus bas avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pendant quelques trimestres après les élections (surtout quand il y a un changement de majorité).

trouvent des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane pour la croissance économique sur un ensemble de pays de l'OCDE (dont la France). Berlemann et Marwardt (2007) trouvent des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage en prenant en compte le degré de la surprise électorale avec un échantillon de huit pays de l'OCDE.

On propose ici de tester la théorie rationnelle partisane pour le chômage avec les huit pays de l'OCDE choisis Berlemann et Marwardt (2007) avec une base de données proche (1963-2005 ou période plus courte en fonction des données disponibles pour le taux de chômage mensuel) en prenant d'abord en compte le degré de la surprise électorale comme Berlemann et Marwardt (2007). Une première critique peut être faite car l'effet de la surprise électorale ne diminue pas au cours du temps. On peut alors faire des estimations en diminuant progressivement l'effet de la surprise électorale comme l'ont fait Alesina et al., (1997). On fait également des estimations en supposant un degré fixe pour les surprises électorales et en supposant que les effets temporaires sur l'économie diminuent au cours du temps comme Heckelman (2002) l'a fait pour le Canada, ce qui est conforme au modèle d'Alesina (1987).

On commence par faire une présentation de la théorie rationnelle partisane de la surprise électorale (section 2) ; on fait des estimations sur la théorie rationnelle partisane pour le taux de chômage pour l'échantillon de huit pays et pour chaque pays en reprenant l'article de Berlemann et Marwardt (2007) (section 3) et on continue les estimations pour l'échantillon de huit pays et pour chaque pays en reprenant les articles de Heckelman (2002, 2006) (sect 4).

2. Théorie rationnelle partisane et surprise électorale

2.1 La théorie rationnelle partisane

Le modèle théorique est détaillé dans Alesina (1987), Alesina et Sachs (1988) et Alesina et al., (1997). Il a été développé à l'origine pour les États-Unis. On reprend ici en partie la présentation faite par Alesina et al., (1997) avec une adaptation (gauche / droite).

On suppose que la durée d'un mandat électoral est égale à deux périodes et que le mandat électoral commence à la date t^6 .

L'économie est décrite par une courbe de Phillips augmentée par des anticipations :

(1) $y_t = \bar{y} + \pi_t - \omega_t$ avec y_t : taux de croissance de l'économie, \bar{y} : taux naturel de croissance, π_t : taux d'inflation, ω_t : taux de croissance des salaires nominaux.

Les contrats concernant les salaires nominaux sont signés à la fin de chaque période (avant l'élection) et durent pendant une période entière. C'est une hypothèse simplificatrice car en réalité, tous les contrats de salaires ne sont pas négociés en même temps.

Les anticipations de l'inflation par les agents économiques sont rationnelles :

(2) $\omega_t = \pi_t^e = E(\pi_t | I_{t-1})$ avec π_t^e : taux d'inflation anticipé.

Les gouvernants contrôlent directement l'inflation. Cette hypothèse peut être discutable pour la France car à partir de 1994 la Banque de France est devenue indépendante.

Les hommes politiques ne sont pas identiques (ils ont des préférences partisans) : les membres du parti de gauche sont plus concernés par le chômage et la croissance que par l'inflation et les membres du parti de droite ont des préférences opposées.

Le parti de gauche (G) et le parti de droite (D) ont les fonctions d'utilité suivantes :

(3) $u^G = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^G)^2 + b^G y_t]$ et (4) $u^D = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^D)^2 + b^D y_t]$

et (4) $u^D = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^D)^2 + b^D y_t]$

avec $\bar{\pi}^G$: objectif d'inflation du parti de gauche, $\bar{\pi}^D$: objectif d'inflation du parti de droite, les coefficients b^G et b^D expriment le poids relatif de l'inflation et de la croissance dans les fonctions d'utilité des deux partis.

6

On précise que la régularité des élections n'est pas la même en France qu'aux États-Unis.

On a : (5) $\bar{\pi}^G \geq \bar{\pi}^D \geq 0$ et (6) $b^G > b^D \geq 0$. Le parti de gauche attache plus d'importance à la croissance que celui de droite.

Les électeurs ont des préférences différentes entre l'inflation et la croissance (comme les partis) et votent pour le parti qui leur donnera le niveau d'utilité espérée le plus élevé.

L'électeur représentatif a la fonction d'utilité suivante :

$$(7) u_i = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [-(\pi_t - \bar{\pi}^i)^2 + b^i y_t] \text{ avec } \beta : \text{taux d'actualisation.}$$

En général, $\bar{\pi}^i$ et b^i sont différents suivant les électeurs. Les paramètres $\bar{\pi}^i$ et b^i sont connus (en particulier par les partis politiques).

La date des élections est fixée de façon exogène et à chaque élection deux candidats (ou deux partis) s'affrontent : un sortant et un challenger. Cette hypothèse est un peu simplificatrice pour la France car la date des élections législatives peut éventuellement être fixée de façon endogène (cas des élections législatives de 1997 que la droite pensait gagner).

Les implications empiriques sur les fluctuations économiques⁷ : pendant la première partie d'un mandat électoral avec un gouvernement de gauche, la croissance est supérieure à son taux naturel et pendant la première partie d'un mandat électoral avec un gouvernement de droite, la croissance est inférieure à son taux naturel (les résultats sont inversés pour le chômage). Pendant la deuxième partie d'un mandat électoral, la croissance est égale à son taux naturel pendant les deux types de gouvernement (le chômage est également égal à son taux naturel). Cette déviation de la croissance de son taux naturel est corrélée avec le degré de la surprise électorale : plus le degré de la surprise électorale est grand, plus les effets sur la croissance sont importants (ce résultat est également vrai pour le chômage). L'inflation est plus élevée (de façon permanente) quand la gauche est au pouvoir que quand c'est la droite.

Les travaux empiriques : par exemple, Alesina et al., (1997) font l'estimation suivante pour la croissance économique aux Etats-Unis :

$$(8) \text{CRPNBEU}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CRPNBEU}_{t-1} + \dots + \alpha_n \text{CRPNBEU}_{t-n} + \alpha_{n+1} \text{PDUM}_t + \varepsilon_t$$

7

Ces résultats sont démontrés dans Alesina (1987) et Alesina et al., (1997) notamment.

où $CRPNBEU_t$ est la croissance du PNB aux États-Unis et PDUM est une variable muette permettant de tester la théorie rationnelle partisane : PDUM = DRPTXN = 1 pendant les N premiers trimestres (N = 4, 6) avec une administration républicaine et -1 avec une administration démocrate pour la croissance (avec 1 retard).

Alesina et al., (1997) trouvent des résultats favorables à la théorie rationnelle partisane pour les États-Unis. Ces résultats sont plus importants pour la croissance et le chômage que pour l'inflation. Ces résultats confirment ceux qui ont été trouvés précédemment. Alesina et al., (1997) testent également la théorie rationnelle partisane pour 18 pays de l'OCDE sur la période 1960:1-1993:4. Ils ont fait des régressions en utilisant des données en coupe et en séries temporelles par pays avec comme variable muette PDUM = DRPTN = 1 pendant les N premiers trimestres (N = 4, 6) avec un gouvernement de droite après un changement de majorité et -1 avec un gouvernement de gauche après un changement de majorité. Ils trouvent également des résultats favorables pour les cycles politiques partisans rationnels pour la croissance économique, le chômage⁸ et l'inflation⁹. Des résultats semblables ont été trouvés dans les études précédentes sauf par Sheffrin (1991) qui n'a pas trouvé des résultats aussi favorables pour les cycles partisans rationnels sur un ensemble de pays de l'OCDE. Pour Gärtner (1994), les résultats empiriques pour l'inflation, la croissance économique et le chômage sur un échantillon de pays de l'OCDE ne sont pas bien expliqués par les cycles politiques partisans rationnels (il n'y a pas d'effets partisans permanents sur la politique monétaire mais il y a des effets opportunistes avant les élections).

8 Pour le taux de chômage, Alesina et al., (1997) utilisent comme variable à expliquer CHOM - CHOMM pour résoudre les problèmes liés à la non stationnarité de la variable CHOM. C'est contestable pour un pays comme la France car les tests DF et ADF de racines unitaires montrent que la variable CHOMF - CHOMM n'est pas stationnaire.

9 Les auteurs notent que ces résultats pour la croissance économique, le chômage et l'inflation sont particulièrement importants pour les pays qui ont un système politique bipartisan.

2.2 Prise en compte de la surprise électorale

On reprend principalement l'étude développée par Alesina et al., (1997) pour les États-Unis. Dans les premières études empiriques sur la théorie rationnelle partisane, la surprise électorale est prise en compte de façon simplifiée (la même pour chaque élection ou pour chaque élection avec un changement de majorité). Ensuite, plusieurs travaux intègrent le degré de la surprise électorale lié à chaque élection. En accord avec la théorie rationnelle partisane, si à la fin de la période t-1 le candidat démocrate gagne l'élection présidentielle, les effets positifs sur la croissance à la période t dépendent du degré de la surprise électorale. De même, si à la fin de la période t-1 le candidat républicain gagne l'élection présidentielle, les effets négatifs sur la croissance à la période t dépendent du degré de la surprise électorale. Ils testent les conséquences de la surprise électorale sur la croissance américaine avec l'équation suivante :

$$CRPIBEU_t = \alpha_1 + \alpha_1 CRPIBEU_{t-1} + \dots + \alpha_n CRPIBEU_{t-n} + \alpha_{n+1} SURPRISE_{\#t-1}^{60} + \varepsilon_t$$

avec CRPIBEU : croissance économique aux États-Unis, SURPRISE# : variable surprise électorale (# : nombre de trimestres intégrant la surprise électorale), ε_t : terme d'erreur aléatoire. D'après Alesina et al., (1997), la théorie indique que plus le degré de la surprise électorale est grand en faveur du parti démocrate (resp. parti républicain), plus la croissance (resp. la récession) post-électorale est importante. Cela conduit à $\alpha_{n+1} > 0$. Alesina et al., (1997) calculent les probabilités de réélection en utilisant la méthode de Cohen (1993) : $P_t^D = \Phi\left(\frac{V_t^D + \mu\tau - 50}{\sigma\sqrt{\tau}}\right)$ avec Φ : fonction de répartition de la loi normale, V_t^D : intentions de vote pour le candidat démocrate, μ : moyenne des variations mensuelles des intentions de vote, σ : nombre de mois avant l'élection, τ : écart-type des variations mensuelles des intentions de vote. En supposant l'existence de contrats imbriqués de deux ans¹⁰, la surprise électorale après les élections américaines (SURPRISE8_t) est calculée par :

$$SURPRISE8_t = RESELEC_t - \frac{1}{8} \sum_{i=0}^7 P_{t-i}^D$$

où RESELEC_t est le résultat de l'élection (0 après une victoire du candidat républicain, 1 après une victoire du candidat démocrate). P_t^D est la mesure de la probabilité électorale d'une victoire du candidat démocrate avant l'élection présidentielle ; après l'élection, P_t^D prend la valeur 0 avec une victoire du candidat républicain et 1 avec

¹⁰ D'après Abraham-Frois (1993), aux États-Unis, la plupart des contrats salariaux fixent les salaires en termes nominaux pour une durée proche de trois ans.

une victoire du candidat démocrate. La variable $SURPRISE\#_t$ est négative avec un président républicain et positive avec un président démocrate. Alesina et al., (1997) utilisent également des variables $SURPRISE$ avec $\# = 4, 6, 10$ et 12 trimestres.

Leurs résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane pour la croissance du PIB et pour le chômage sur la période 1948-1994.

2.3 Synthèse des travaux empiriques sur les cycles politiques partisans rationnels

Carlsen (1998) développe deux modèles théoriques pour tester la théorie rationnelle partisane dans lesquels les contrats de salaires sont fixés de façon échelonnée : le premier s'appuie sur le modèle de Fischer (1977) dans lequel les salaires sont prédéterminés mais peuvent varier et le deuxième reprend le modèle de Taylor (1979) dans lequel les salaires sont fixes et prédéterminés. Ses résultats pour les États-Unis ne permettent pas de dire que les effets de la surprise électorale sur l'économie dépendent du degré de la surprise électorale. Carlsen et Pedersen (1999) reprennent le deuxième modèle développé par Carlsen (1998) et trouvent des résultats plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour la Grande-Bretagne. Maloney et al., (2003) développent un modèle théorique en reprenant également le modèle de Taylor (1979). Dans leurs estimations, la théorie rationnelle partisane est prise en compte par deux variables muettes (une variable muette partisane pour les gouvernements de gauche et une variable muette intégrant la surprise électorale). Leurs résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane et ils intègrent le degré d'indépendance des banques centrales (échantillon de vingt pays de l'OCDE). Berlemann et Markwardt (2007) font des estimations en prenant en compte la surprise électorale ; leurs résultats sont favorables à la théorie rationnelle partisane pour un échantillon de 8 pays de l'OCDE.

Pour calculer des probabilités électorales avant les élections, on peut employer la méthode de Carlsen (1997, 1998) développée initialement par Chappell et Keech (1988) pour calculer des probabilités de victoire pour la majorité sortante : calcul des probabilités de réélection se fait à partir d'une fonction de vote puis de la fonction de répartition de la loi de Student. On peut également utiliser la méthode de Cohen (1993) employée par Alesina et al., (1997) : à partir des sondages d'intentions de vote puis de la fonction de répartition de la loi normale. On précise que les probabilités électorales calculées par ces deux méthodes peuvent être très différentes pour certaines élections. Il faut noter que les probabilités de réélection calculées par la méthode de

Carlsen (1997, 1998) ne sont pas connues par les électeurs alors que dans le modèle d'Alesina (1987), les probabilités de victoire électorale (P^D et P^G) sont exogènes. On reprend dans cet article les calculs de Berlemann et Markwardt (2007) qui utilisent un modèle binaire logit et la fonction logistique pour calculer des probabilités de réélection puis la variable surprise électorale. Dans le modèle d'Alesina (1987), le degré de la surprise électorale est fixe pour chaque élection. C'est pourquoi, on fera également des estimations avec une variable muette utilisée par Heckelman (2002) prenant en compte l'appartenance partisane du gouvernement élu et supposant que les effets des élections sur l'économie réelle sont temporaires et diminuent au cours du temps. On peut également rappeler certains résultats empiriques concernant la théorie rationnelle partisane avec un degré de surprise électorale fixe avant chaque élection comme dans le modèle d'Alesina (1987). La théorie rationnelle a d'abord été testée avec succès par Alesina et Roubini (1992) et Alesina et al., (1997) pour la croissance du PIB et le chômage avec un échantillon de pays de l'OCDE (18 ou 8 pays). Ces auteurs construisent des variables politiques muettes en prenant en compte l'incertitude électorale de façon très simplifiée : $DRPTXN = 1$ pendant les N premiers trimestres ($N = 4,6$) avec un gouvernement de droite après un changement de majorité et -1 avec un gouvernement de gauche après une élection et 0 sinon, ce qui revient à supposer qu'il y a une surprise électorale, de même ampleur, à chaque élection ou $DRPTN = 1$ pendant les N premiers trimestres ($N = 4,6$) avec un gouvernement de droite après un changement de majorité et -1 avec un gouvernement de gauche après un changement de majorité et 0 sinon, ce qui revient à supposer qu'il y a une surprise électorale, de même ampleur, à chaque changement de majorité. L'utilisation de cette variable est critiquable car elle n'est pas en accord avec le modèle d'Alesina (1987) et, de plus, la surprise électorale est différente pour chaque élection. Le modèle économétrique utilisé par Alesina et Roubini (1992) et Alesina et al., (1997) revient à supposer que les probabilités électorales de victoire (gauche/droite) sont égales, ce qui n'est pas vrai. Si les probabilités électorales de victoire (gauche/droite) sont fixes mais ne sont pas égales, il faut utiliser le modèle présenté par Heckelman (2006) avec les variables politiques muettes : $E^L = -1$ pendant N trimestres après une victoire de la gauche et 0 sinon, $E^R = 1$ pendant N trimestres après une victoire de la droite et 0 sinon. Heckelman (2006)¹¹ trouve seulement des résultats en partie favorables à la théorie rationnelle partisane pour le taux de chômage aux États-Unis, ce qui contraste avec les résultats favorables d'Alesina et al., (1997).

11 Dans le modèle d'Heckelman (2006), les partis (démocrate et républicain) ont des préférences différentes entre le carré du taux d'inflation et le taux de chômage (fonction de perte).

En conclusion, on constate que les résultats empiriques sur la théorie rationnelle partisane sont mitigés et peuvent différer suivant le modèle utilisé (degré variable ou fixe de la surprise électorale).

3. Estimations avec la surprise électorale calculée par Berlemann et Markwardt (2007) avec des données différentes (période plus courte)¹²

3.1 Données utilisées dans notre étude

On n'a pas pu utiliser les données de Berlemann et Markwardt (2007)¹³ donc il devient plus difficile de comparer nos résultats avec ceux trouvés par Berlemann et Markwardt (2007).

Tableau 1. Comparaison entre les données de Berlemann et Marwardt (2007) et d'Auberger (2017)

| Pays | Berlemann et Marwardt (2007) | Auberger (2017) |
|-----------------|---|---|
| Australie | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1966:08–2005:07 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1978:02–2005:07 ajustés avec Census X12 |
| Canada | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1978:05–2005:07 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1978:05–2005:07 ajustés avec Census X12 |
| France | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1980:07–2000:12 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1983:01–2000:12 ajustés avec Census X12 |
| Allemagne | Banque Centrale 1964:09–2000:12 ajustés avec Census X12 | Banque Centrale 1964:09–2000:12 ajustés avec Census X12 |
| Irlande | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1976:06–2000:12 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1982:01–2000:12 ajustés avec Census X12 |
| Suède | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1967:09–2005:07 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1982:01–2000:12 ajustés avec Census X12 |
| Grande-Bretagne | Département de l'Emploi 1982:06–2005:07 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1982:06–2005:07 ajustés avec Census X12 |
| Etats-Unis | Bureau des Statistiques du Travail 1963:11–2005:07 ajustés avec Census X12 | Principaux Indicateurs Économiques (OCDE) 1963:11–2005:07 ajustés avec Census X12 |

12 On ne détaille pas les résultats obtenus pour l'inflation : l'inflation est plus élevée avec un gouvernement de gauche qu'avec un gouvernement de droite pour l'échantillon de huit pays.

13 Les auteurs n'ont pas répondu à notre demande pour obtenir leurs données malgré un message d'un éditeur de la revue *Journal of Money, Credit and Banking*.

3.2 Estimations avec la surprise électorale calculée par Berlemann et Markwardt (2007) (période plus courte¹⁴)

Tableau 2. Estimations avec la variable surprise électorale de Berlemann et Marwardt (2007)¹⁵

| Variable | LSDV (1) | AR1 (1a) | Δ CHOM (2) | Δ CHOM (3) |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| BW | -0,023 (-1,75)* | -0,021 (-1,58) | -0,003 (-0,29) | |
| CP | 0,011 (0,84) | 0,008 (0,60) | 0,019 (1,56) | |
| UEM | -0,019 (-2,69)*** | -0,019 (-2,74)*** | -0,019 (-2,73)*** | |
| Δ BW | | | | -0,123 (-1,30) |
| Δ CP | | | | 0,050 (1,26) |
| Δ UEM | | | | -0,019 (-0,32) |
| VPBM07 | 0,020 (1,74)* | 0,019 (1,67)* | 0,022 (1,91)* | |
| Δ VPBM07 | | | | -0,003 (-0,09) |
| N | 2712 | 2704 | 2705 | 2704 |
| R ² _c | 0,998 | *** | 0,153 | 0,143 |

Source : calculs propres (Notes valables pour les tableaux 2 à 5)

*** significatif au niveau statistique de 1 % ; ** significatif au niveau statistique de 5 % ; * significatif au niveau statistique de 10 % ; N: Nombre d'observations ; R2c : R2 corrigé

14 Quand on ajoute une variable chômage mondial, les résultats des estimations changent très peu. Cette variable nous paraît néanmoins importante à mentionner. Pour la construire, on reprend la méthode d'Alesina et al. (1997).

15 Les variables VPBM07 et Δ VPBM07 sont retardées de six mois.

On trouve dans le tableau 2 des estimations sur une période comparable mais plus courte pour l'ensemble des pays de l'échantillon que celle de Berlemann et Marwardt (2007).

Ces estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage : le coefficient de la variable est VPBM07 est positif et significativement différent de 0 au seuil de 10 % mais la significativité de la variable VPBM07 (surprise électorale) est moins importante que dans Berlemann et Marwardt (2007). On a ajouté une estimation avec ΔCHOM comme variable à expliquer et pour la variable surprise électorale une variable en différence première car cela nous paraît plus naturel que d'utiliser une variable en niveau. Dans ce cas, les résultats trouvés ne sont plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage.

Estimations par pays : les estimations en niveau pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,141 (4,18^{***}) et la Suède : 0,091 (2,10^{**}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,152 (4,39^{***}), l'Australie : 0,086 (2,21^{**}) et la Suède : 0,083 (1,90^{**}). Par contre, les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première donnent des résultats défavorables pour les huit pays de l'échantillon. On trouve donc des résultats plutôt favorables aux cycles rationnels partisans pour les États-Unis et la Suède alors que les résultats sont défavorables pour les six autres pays de l'échantillon.

3.3 Estimations en diminuant progressivement l'effet de la surprise électorale

La diminution progressive de l'effet de la surprise électorale a été faite par Alesina et al. (1997) : voir les estimations dans le tableau 3.

Tableau 3. Estimations avec la variable surprise électorale de Berlemann et Marwardt (2007)¹⁶

| Variable | LSDV (1) | AR1 (1a) | Δ CHOM (2) | Δ CHOM (3) |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|
| BW | -0,023 (-1,75)* | -0,021 (-1,58) | -0,003 (-0,29) | |
| CP | 0,011 (0,84) | 0,008 (0,60) | 0,019 (1,56) | |
| UEM | -0,019 (-2,69)*** | -0,019 (-2,74)*** | -0,019 (-2,73)*** | |
| Δ BW | | | | -0,123 (-1,30) |
| Δ CP | | | | 0,050 (1,26) |
| Δ UEM | | | | -0,019 (-0,32) |
| VPBM07 | 0,020 (1,74)* | 0,019 (1,67)* | 0,022 (1,91)* | |
| Δ VPBM07 | | | | -0,003 (-0,09) |
| N | 2712 | 2704 | 2705 | 2704 |
| R ² _c | 0,998 | *** | 0,153 | 0,143 |

Source : calculs propres

Les résultats trouvés ne sont plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage pour l'ensemble des pays de l'échantillon.

Les estimations par pays, en niveau, pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,125 (2,26^{**}) et la Suède : 0,135 (1,91^{*}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,168 (3,05^{***}), l'Australie : 0,110 (1,75^{*}) et la Suède : 0,122 (1,73^{*}). Par contre, les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première donnent des résultats défavorables pour les huit pays de l'échantillon. On trouve donc des résultats plutôt favorables aux cycles rationnels partisans avec une diminution progressive de l'effet de la surprise électorale pour les États-Unis et la Suède alors que les résultats sont défavorables pour les six autres pays de l'échantillon.

4. Autres estimations

4.1 Estimations reprenant le modèle d'Heckelman (2002)¹⁷

Heckelman (2002) utilise des variables muettes en faisant diminuer les effets de l'incertitude électorale (18 mois) : il reprend les critiques du travail empirique d'Alesina et Roubini (1992) par Gärtner (1994) avec une diminution des effets de l'incertitude électorale au cours du temps. On ne tient pas alors compte du degré de la surprise électorale qui est la même avant chaque élection. Les estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage en niveau. Avec ΔCHOM comme variable à expliquer et pour la variable surprise électorale une variable en différence première, les résultats trouvés ne sont plus favorables à la théorie rationnelle partisane pour le chômage.

Estimations par pays : les estimations en niveau pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,0019 (1,69^{*}) et la Suède : 0,0024 (1,68^{*}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,0027 (2,37^{**}) et l'Australie : 0,0042 (2,43^{**}). Par contre, les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première donnent des résultats défavorables pour les huit pays de l'échantillon. On trouve donc des résultats plutôt

17

Ces résultats ne sont pas détaillés et sont disponibles sur demande

favorables aux cycles rationnels partisans pour les États-Unis, des résultats mitigés pour l'Australie et la Suède alors que les résultats sont défavorables pour les cinq autres pays de l'échantillon.

4.2 Estimations reprenant le modèle d'Heckelman (2006)

Heckelman (2006) critique le modèle d'Alesina en disant qu'une utilisation de la variable surprise avec une symétrie entre les partis de gauche et les partis de droite, suppose que la probabilité de victoire électorale est la même (et égale à $\frac{1}{2}$) entre les partis de gauche et de droite ; c'est une simplification très réductrice : voir Heckelman (2006) qui n'est pas en accord avec le modèle théorique d'Alesina (1987).

Tableau 4. Estimations avec la variable surprise électorale d'Heckelman (2006)¹⁸

| Variable | LSDV (10) | AR1 (10a) | LSDV (11) | AR1 (12) |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| BW | -0,022 (-1,70)* | -0,021 (-1,59) | -0,022 (-1,70)* | -0,021 (-1,60) |
| CP | 0,009 (0,70) | 0,009 (0,67) | 0,008 (0,66) | 0,008 (0,64) |
| UEM | -0,018 (-2,50)** | -0,018 (-2,52)** | -0,018 (-2,50)** | -0,018 (-2,52)** |
| VPHE06 | 0,011 (2,16)** | 0,011 (2,17)** | | |
| VPHE06D | | | 0,018 (2,19)** | 0,018 (2,18)** |
| VPHE06G | | | 0,004 (0,51) | 0,004 (0,54) |
| N | 2712 | 2704 | 2712 | 2704 |
| R ² _c | 0,998 | | 0,998 | |

Source : calculs propres

¹⁸ Les variables VPHE06, VPHE06D et VPHE06G sont retardées de six mois.

Ces estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage avec la variable VPHE06 mais quand on teste les deux variables VPHE06D et VPHE06G, il n'y a que la variable VPHE06D qui est significative (la variable VPHE06G n'a pas le signe attendu et n'est pas significative) donc le modèle d'Heckelman (2006) ne donne pas de résultats empiriques favorables à la théorie rationnelle partisane pour l'échantillon de huit pays.

Les estimations par pays avec la variable partisane VPHE06 en niveau pour le chômage donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,034 (2,61^{***}) et la Suède : 0,032 (2,00^{**}). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,040 (3,07^{***}), l'Australie : 0,047 (2,32^{**}) et la Suède : 0,028 (1,69^{*}). On trouve donc des résultats plutôt favorables aux cycles rationnels partisans pour les États-Unis et la Suède.

Avec les variables partisanses VPHE06D et VPHE06G les deux variables partisanses ne sont significatives simultanément pour aucun des huit pays de l'échantillon, donc le modèle d'Heckelman [2006] ne donne pas de résultats empiriques favorables à la théorie rationnelle partisane pour aucun des huit pays de l'échantillon. On constate que la variable partisane VPHE06D est significative (avec le signe positif attendu pour son coefficient) pour les États-Unis : 0,046 (2,51^{**}), l'Australie : 0,023 (2,05^{**}) et la Suède : 0,081 (2,37^{**}).

Tableau 5 Estimations avec la variable surprise électorale d'Heckelman (2006)¹⁹

| Variable | Δ CHOM (13) | Δ CHOM (13a) | Δ CHOM (14) | Δ CHOM (15) |
|-----------------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| BW | -0,003 (-0,24) | | -0,003 (-0,26) | |
| CP | 0,021 (1,67)* | | 0,020 (1,62) | |
| UEM | -0,018 (-2,49)** | | -0,018 (-2,49)** | |
| Δ BW | | -0,123 (-1,30) | | -0,123 (-1,30) |
| Δ CP | | -0,050 (-1,26) | | -0,050 (-1,27) |
| Δ UEM | | -0,018 (-0,32) | | -0,018 (-0,32) |
| VPHE06 | 0,011 (2,14)** | | | |
| Δ VPHE06 | | -0,011 (-0,74) | | |
| VPHE06D | | | 0,018 (2,19)** | |
| VPHE06G | | | 0,004 (0,48) | |
| Δ VPHE06D | | | | -0,031 (-1,45) |
| Δ VPHE06G | | | | 0,007 (0,37) |
| N | 2705 | 2704 | 2705 | 2704 |
| R ² _c | 0,147 | 0,143 | 0,147 | 0,143 |

Source : calculs propres

¹⁹ les variables VPHE06, Δ VPHE06, VPHE06D, VPHE06G, Δ VPHE06D et Δ VPHE06G sont retardées de six mois.

Ces estimations donnent des résultats favorables aux cycles politiques rationnels partisans pour le chômage avec la variable à expliquer ΔCHOM et la variable partisane en niveau SHEC06 pour l'échantillon de huit pays ; par contre, avec la variable partisane en différence première, les résultats sont défavorables à la théorie rationnelle partisane pour l'échantillon des huit pays. Quand on teste les deux variables VPHE06D et VPHE06G , il n'y a que la variable VPHE06D qui est significative (la variable $\Delta\text{VPHE06G}$ n'a pas le signe attendu et n'est pas significative). Quand les deux variables partisans sont utilisées en différence première, elles ne sont pas significatives ($\Delta\text{VPHE06D}$ n'a pas le signe attendu). Le modèle d'Heckelman (2006) ne donne donc pas de résultats empiriques favorables à la théorie rationnelle partisane pour l'échantillon de 8 pays.

Estimations par pays : les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en niveau SHEC06 donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,040 (3,07***), l'Australie : 0,047 (2,32**) et la Suède : 0,03 (2,00**). Les estimations en différence première pour le chômage avec la variable partisane en différence première ΔVPHE06 donnent des résultats favorables pour les États-Unis : 0,0027 (2,37**) et l'Australie : 0,028 (1,69*). Les estimations en différence première pour le chômage avec les variables partisans en niveau VPHE06D et VPHE06G donnent des résultats favorables pour l'Allemagne : 0,022 (1,94*) et -0,019 (-1,84*) ; les résultats sont favorables avec la variable partisane VPHE06D pour les États-Unis : 0,056 (3,01***) et la Suède : 0,069 (2,04**). Les estimations en différence première pour le chômage avec les variables partisans en différence première $\Delta\text{VPHE06D}$ et $\Delta\text{VPHE06G}$ donnent des résultats défavorables pour chaque pays de l'échantillon.

On trouve donc des résultats défavorables au modèle d'Heckelman (2006) de cycles partisans rationnels pour chaque pays de l'échantillon sauf pour l'Allemagne où on a des résultats mitigés.

Conclusion

Les estimations montrent que les résultats sont dans l'ensemble moins favorables aux cycles politiques partisans rationnels que dans Berlemann et Markwardt (2007). Pour l'échantillon de huit pays, on trouve des résultats favorables aux cycles politiques partisans rationnels avec la variable surprise électorale utilisée par Berlemann et Markwardt (2007) et avec la variable partisane utilisée par Heckelman (2002) qui ne prend pas en compte la surprise électorale pour le chômage en niveau

et en différence première si on utilise la variable partisane en niveau. Ces résultats sont remis en cause pour le chômage en différence première si on utilise la variable surprise électorale en différence première. Pour l'échantillon de huit pays, on trouve des résultats défavorables aux cycles politiques partisans rationnels en tenant compte de la diminution de l'effet de la surprise électorale au cours du temps comme l'avaient fait Alesina et al., (1997). Pour l'échantillon de huit pays, on trouve des résultats défavorables pour le taux de chômage au modèle de cycles politiques partisans rationnels d'Heckelman (2006) qui différencie les effets de l'incertitude électorale suivant l'orientation partisane (droite ou gauche) des gouvernants élus. Quand on étudie les résultats par pays, on constate que les résultats pour le taux de chômage des cycles politiques partisans rationnels sont plutôt favorables pour les États-Unis et la Suède. Le modèle d'Heckelman (2006) donne des résultats défavorables pour chaque pays de l'échantillon (huit pays de l'OCDE).

Des recherches futures pourraient s'intéresser à tester empiriquement les cycles politiques partisans rationnels pour la croissance du PIB réel (données trimestrielles) pour notre échantillon de pays et par pays et de comparer les résultats obtenus avec ceux obtenus dans d'autres travaux (Etats-Unis, pays de l'OCDE). Une autre recherche intéressante serait de tester empiriquement la théorie rationnelle partisane en étudiant également la politique monétaire et la politique budgétaire à la suite du travail théorique de Ferré et Manzano (2014).

Définitions des variables

La variable muette BW est définie par $BW_t = 1$ pour $t < 1973:1$ and $BW_t = 0$ sinon.

La variable muette CP (chocs pétroliers) est définie par $CP_t = 1$ pour $t = 1973:10$ à $1975:9$ et pour $t = 1979:6$ à $1981:5$ et $CP_t = 0$ sinon.

La variable muette UEM est définie par $UEM_t = 1$ depuis $1992:1$ et $UEM_t = 0$ sinon.

La variable ΔBW est définie par $\Delta BW_t = BW_t - BW_{t-1}$ (de même pour ΔCP et ΔUEM).

La variable muette VPBM07 est la variable utilisée par Berlemann et Markwardt (2007). (19 mois à partir du mois de l'élection sont pris en compte) :

$$VPBM07_{i,T} = 1 - \frac{p_{i,T}^d}{p_{i,T}^d + p_{i,T}^g}$$

après l'élection d'un gouvernement de droite dans le pays i et

$$VPBM07_{i,T} = -1 - \frac{p_{i,T}^g}{p_{i,T}^d + p_{i,T}^g}$$

après l'élection d'un gouvernement de gauche dans le pays i ; $VPBM07_{i,t} = VPBM07_{i,T}$ pour $t = T, T+1, \dots, T+k$ et 0 sinon ($k = 18$). Les probabilités de réélection pour chaque pays de l'échantillon sont détaillées en annexe de Berlemann et Markwardt (2007).

La variable $\Delta VPBM07$ est définie par $\Delta VPBM07_t = VPBM07_t - VPBM07_{t-1}$.

La variable muette $VPBM07C$ est la variable utilisée par Berlemann et Markwardt (2007) corrigée en prenant en compte la diminution de l'effet de la surprise électorale au cours du temps.

La variable $\Delta VPBM07C$ est définie par $\Delta VPBM07C_t = VPBM07C_t - VPBM07C_{t-1}$.

La variable muette $VPHE02$ est la variable utilisée par Heckelman (2002) au signe près : variable égale à -18, -17..., -1, 0..., 0 quand la gauche gagne les élections et égale à 18, 17..., 1, 0..., 0 quand la droite gagne les élections.

La variable $\Delta VPHE02$ est définie par $\Delta VPHE02_t = VPHE02_t - VPHE02_{t-1}$.

La variable muette $VPHE06$ est la variable utilisée par Heckelman (2006) : variable égale à -1 pendant 18 mois après les élections quand la gauche gagne les élections et égale à 1 quand la droite gagne les élections pendant 18 mois après les élections et à 0 sinon.

La variable muette $VPHE06D$ est la variable utilisée par Heckelman (2006) : variable égale à 1 quand la droite gagne les élections pendant 18 mois après les élections et à 0 sinon.

La variable muette $VPHE06G$ est la variable utilisée par Heckelman (2006) : variable égale à -1 pendant 18 mois après les élections quand la gauche gagne les élections et à 0 sinon.

La variable $\Delta VPHE06$ est définie par $\Delta VPHE06_t = VPHE06_t - VPHE06_{t-1}$ (de même pour $\Delta VPHE06D$ et $\Delta VPHE06G$).

Bibliographie

Abraham-Frois, G. (1993). *Keynes et la macroéconomie contemporaine*. 4^{ème} édition, Economica.

Alesina, A. (1987). « Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game », *Quarterly Journal of Economics*, 102, 651-678.

Alesina, A., Cohen, G. & Roubini, N. (1992). « Macroeconomic Policy and Elections in OECD Economies », *Economics and Politics*, 4, 1-30.

Alesina, A., Cohen, G. & Roubini, N. (1993). « Electoral Business Cycle in Industrial Democracies », *European Journal of Political Economy*, 23, 1-23.

Alesina, A., & Roubini, N. (1992). « Political Cycles in OECD Economies », *Review of Economic Studies*, 59, 663-688.

Alesina, A., Roubini, N. & Cohen, G. (1997). *Political Cycles and the Macroeconomy*. MIT Press.

Alesina, A., & Sachs, J. (1988). « Political Parties and the Business Cycle in the United States 1948-1984 », *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 63-81.

Auberger, A., (2001). *Popularité, cycles et politique économique*. thèse pour l'obtention du doctorat en sciences économiques, Université Paris 2.

Berlemann, M., & Markwardt, G. (2007). « Unemployment and Inflation Consequences of Unexpected Election Results », *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 1919-1945.

Carlsen, F. (1997). « Opinion Polls and Political Business Cycles : Theory and Evidence for the United States », *Public Choice*, 92, 387-406.

Carlsen, F. (1998). « Rational Partisan Theory: Empirical Evidence for the United States », *Southern Economic Journal*, 65, 64-82.

Carlsen, F., & Pedersen, E.F. (1999). « Rational Partisan Theory: Evidence for seven OECD Economies », *Economics and Politics*, 11, 13-32.

Chappell, H. W. Jr, & Keech, W.R. (1988). « The Unemployment Rate Consequences of Partisan Monetary Policies », *Southern Economic Journal*, 55, 107-122.

Cohen, G. (1993). *Pre- and Post-Electoral Macroeconomic Fluctuations*, Ph.D. Dissertation, Department of Economics, Harvard University.

Ferré, M., & Manzano, C. (2014). « Rational Partisan Theory with fiscal policy and an independent central bank », *Journal of Macroeconomics*, 42, 27–37.

Fischer, S. (1977). « Long-term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule », *Journal of Political Economy*, 85, 191-205.

Gäertner, M. (1994). « The Quest for Political Cycles in OECD Economies », *European Journal of Political Economy*, 10, 427-440.

Heckelman, J.C. (2002). « Electoral uncertainty and the Macroeconomy: the Evidence from Canada », *Public Choice*, 113, 179-189.

Heckelman, J.C. (2006). « Another look at the evidence for rational partisan cycles », *Public Choice*, 126, 257-274.

Hibbs, D. (1977). « Political Parties and Macroeconomic Policies and Outcomes in the United States », *American Political Science Review*, 71, 1467-1487.

Maloney, J., Pickering, A. & Hadri, K. (2003). « Political Business Cycles and Central Bank Independence », *Economic Journal*, 113, 167-181.

Rogoff, K., & Sibert, A. (1988). « Elections and Macroeconomic Policy Cycles », *Review of Economic Studies*, 55, 1-16.

Sheffrin, S. (1991). « Evaluating Rational Partisan Business Cycle Theory », *Economics and Politics*, 1, 239-259.

Taylor, J. (1979). « Aggregate dynamics and staggered contracts », *American Economic Review*, 69, 108-113.