

# **POLYTECHNIQUE MONTRÉAL**

affiliée à l'Université de Montréal

ET

# **UNIVERSITE DE LILLE**

## **Économie Politique des finances publiques : L'expérience des États américains**

**NICOLAS OOGHE**

Polytechnique Montréal – Département de mathématiques et de génie industriel

Thèse en cotutelle présentée en vue de l'obtention du diplôme de *Philosophiæ Doctor*

Génie Industriel

Université de Lille – Faculté des sciences économiques, sociales et des territoires

Thèse en cotutelle présentée en vue de l'obtention du diplôme de Doctorat

Sciences Économiques

Décembre 2021

# POLYTECHNIQUE MONTRÉAL

affiliée à l'Université de Montréal

ET

# UNIVERSITE DE LILLE

École doctorale SESAM : Sciences Économiques, Sociales, de l'Aménagement et du  
Management (ED73)

Laboratoire Lille Économie et Management (LEM)-UMR 9221

Cette thèse intitulée :

## **Économie politique des finances publiques : L'expérience des États américains**

présentée par

**Nicolas OOGHE**

en vue de l'obtention du diplôme de *Philosophiæ Doctor* en Génie Industriel à Polytechnique  
Montréal, et du diplôme de Doctorat en Sciences Économiques à l'Université de Lille,

a été soutenue publiquement le 06/12/2021 et dûment acceptée par le jury d'examen constitué  
de :

<b>Touria JAAIDANE</b>	Professeure, Université de Lille	<i>Présidente</i>
<b>Marcelin JOANIS</b>	Professeur, Polytechnique Montréal	<i>Directeur de thèse</i>
<b>Étienne FARVAQUE</b>	Professeur, Université de Lille	<i>Directeur de thèse</i>
<b>Sophie BERNARD</b>	Professeure, Polytechnique Montréal	<i>Examinatrice</i>
<b>Marie-Estelle BINET</b>	Professeure, Sciences Po Grenoble	<i>Rapporteuse</i>
<b>Jérôme CREEL</b>	Directeur du département des Études, OFCE Professeur, ESCP Europe	<i>Examineur</i>
<b>Patrick RICHARD</b>	Professeur, Université de Sherbrooke	<i>Rapporteur et examineur externe</i>

*L'Université de Lille ainsi que Polytechnique Montréal n'entendent donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.*

## REMERCIEMENTS

Je suis heureux et très honoré que Sophie Bernard, Professeure à Polytechnique Montréal, Marie-Estelle Binet, Professeure à Sciences Po Grenoble, Jérôme Creel, Directeur du département des Études à l'OFCE et Professeur à l'ESCP Europe, Touria Jaaidane, Professeure à l'Université de Lille et Patrick Richard, Professeur, Université de Sherbrooke, aient accepté d'évaluer ma thèse.

Au cours de sa réalisation, j'ai bénéficié du soutien d'un grand nombre de personnes et il va sans dire qu'elles sont irréprochables pour tout défaut dans le résultat final.

Tout d'abord, je remercie mes directeurs de thèse, Etienne Farvaque, Professeur à l'Université de Lille et Marcelin Joanis, Professeur à Polytechnique Montréal, sans qui cette aventure scientifique et humaine n'aurait pas été possible. Je les remercie de leur confiance ainsi que leur soutien infaillible, dynamique et avisé dans les différentes étapes de ce projet, de sa définition en marge de l'examen général de synthèse jusque dans le processus de publication en parallèle de ce manuscrit final. Je les remercie infiniment pour leur disponibilité, les échanges d'idées ainsi que pour l'accueil qu'ils m'ont réservé dans le cadre de la mise en place de cette cotutelle entre l'Université de Lille et Polytechnique Montréal, dans laquelle j'ai découvert de nouveaux horizons et notamment le Québec, dans un environnement multiculturel et pluridisciplinaire. En effet, le présent document a mûri dans l'émulation des équipes de recherche au sein de ces deux institutions ainsi qu'au contact de mes collègues doctorants. Ainsi, je remercie les différentes instances au sein des deux institutions qui ont œuvré à la mise en place concrète de cette convention transatlantique, et plus particulièrement l'école doctorale SESAM de l'Université de Lille ainsi que le registrariat et le personnel administratif du département des mathématiques et du génie industriel de Polytechnique Montréal.

En ce sens, je remercie vivement le Professeur Etienne Farvaque d'avoir favorisé mon intégration au sein de la communauté scientifique lilloise. Je remercie ainsi les responsables des études doctorales au sein du LEM (Lille Economie Management), Quentin David et Claire Naiditch, pour leur accueil dans la vie du laboratoire ainsi que dans la ruche des doctorants qui fut riche

d'enseignements et de nombreuses rencontres. Ce fut l'occasion aussi d'assister aux séminaires externes et surtout de participer aux séminaires internes du LEM. A cet égard, je remercie l'ensemble des participants présents lors de mes présentations et tout particulièrement les Professeurs Hubert Jayet, Manon Garrouste et Stéphane Vigeant de l'Université de Lille ainsi que Nicolas Debarsy, Chargé de Recherche au CNRS, pour leurs judicieux conseils qui m'ont permis de surmonter certaines difficultés dans la mise en œuvre empirique des chapitres n°3 et n°4. Le laboratoire m'a également permis de participer à différentes manifestations scientifiques telles que la 6ème journée doctorale "Analyse des Politiques Publiques" de l'Université du Havre (2018), le 69<sup>ème</sup> congrès de l'Association Française de Science Economique (AFSE, 2020-2021), la conférence de l'*European Public Choice Society* (EPCS, 2021) ou encore la 55<sup>ème</sup> conférence de l'Association Canadienne d'Economie (CEA, 2021). Je remercie en outre, les Professeurs Quentin David, Abel Francois et Morgane Tanvé de l'Université de Lille de m'avoir intégré avec Laura Duthilleul, doctorante à l'Université de Lille, dans l'équipe organisatrice du *Workshop Economics & Politics at Lille* (ep@l, 2018). Ma reconnaissance s'adresse également aux participants, lors de mes différentes présentations, pour leurs commentaires utiles à l'égard des chapitres n°3 et n°4 de la thèse.

Pour la partie canadienne, je remercie le Professeur Marcelin Joanis pour son accueil bienveillant au Québec. J'ai particulièrement été sensible à son accompagnement lors de mon séjour à Montréal ainsi que pour sa préparation en amont. Il m'a pleinement intégré dans les différentes instances scientifiques de la ville. D'une part, au sein du département des mathématiques et du génie industriel de Polytechnique Montréal ainsi que dans le groupe de recherche GMT « Gestion et Mondialisation de la Technologie ». D'autre part, il m'a invité au CIRANO « Centre Interuniversitaire de Recherche en Analyse des Organisations » qui fut tout aussi riche de rencontres et d'ouverture d'esprit lors des nombreuses manifestations scientifiques organisées en son sein, alors que nous fêtons l'année des 25 ans de l'institution. A ce titre, je remercie sa Présidente, Nathalie de Marcellis-Warin, Professeure à Polytechnique Montréal, et l'équipe de direction du CIRANO pour leur accueil chaleureux dans la vie du laboratoire ainsi que mon voisin de « cubicule » Igor Sadoune, doctorant à Polytechnique Montréal, pour cette année passionnante passée de part et d'autre du mont Royal. En outre, mes remerciements vont à Mario Bourgault,

Professeur à Polytechnique Montréal et responsable du programme d'études supérieures en génie industriel, ainsi qu'à Jean-Denis Garon, Professeur à l'UQAM, pour leurs précieux conseils qui m'ont notamment aidé à préciser les contours de mon projet de thèse lors de l'examen général de synthèse de Polytechnique Montréal en novembre 2019.

Je remercie également Jérôme Creel, Directeur du département des Études à l'OFCE et Touria Jaaidane, Professeur à l'Université de Lille pour leurs recommandations à l'occasion des comités de suivi de thèse à l'Université de Lille. Je remercie particulièrement mes co-auteurs et plus singulièrement Mamadou Boukari, Maître de Conférence à l'Université de Kara, pour sa fervente collaboration dans le cadre du chapitre n°3. Au-delà, ses conseils pratiques m'ont été d'une grande utilité dès ma première année de thèse. Ensuite, je remercie tout particulièrement les rapporteurs des revues ainsi que les éditeurs pour leurs remarques constructives dans les chapitres n°2 (Journal of Public Finance and Public Choice) et n°4 (Revue Française d'Economie).

Ma reconnaissance s'adresse à Jean-Christophe Camart, Président de l'Université de Lille ainsi que Sylvie Célérier, Directrice de l'école doctorale SESAM de l'Université de Lille pour avoir retenu mon projet de thèse en 2017 et en me recrutant en tant que doctorant contractuel. Je remercie également la faculté des sciences économiques sociales et des territoires qui, au-delà de mes activités de recherche, m'a permis de participer à la transmission des savoirs et des connaissances en intervenant régulièrement dans les cours et travaux dirigés de licence d'économie. A ce titre, je tiens à remercier les Professeurs, Hubert Dupont, Pascal Cuvellier, Morgane Tanvé, Anne Bustreel et Claire Naiditch pour leur confiance. Je tiens également à remercier le personnel administratif de l'Université de Lille.

Enfin, je remercie ma famille, et plus particulièrement ma fille, mes parents ainsi que mon parrain pour leurs présences et leur soutien indéfectible durant ces années de recherche.

## REMARQUES PRELIMINAIRES

Le chapitre 1 est actuellement en cours d'évaluation dans une revue à comité de lecture. La contribution réelle de Nicolas OOGHE est de 100%.

Le chapitre 2 est co-écrit avec Etienne Farvaque et Hira Iqbal. Il a été publié par la revue *Journal of Public Finance and Public Choice* en 2020. La contribution réelle de Nicolas OOGHE par rapport à celle de ces coauteurs est de 55%.

(<https://doi.org/10.1332/251569120X16040852770342>).

Le chapitre 3 est co-écrit avec Mamadou Boukari. La contribution réelle de Nicolas OOGHE par rapport à celle de ces coauteurs est de 60%.

Le chapitre 4 est co-écrit avec Etienne Farvaque et Marcelin Joanis. L'article a été soumis et accepté en novembre 2021 à la *Revue Française d'Economie*. La contribution réelle de Nicolas OOGHE par rapport à celle de ces coauteurs est de 66%.

## RESUME

L'introduction générale de la thèse présente les défis et enjeux contemporains de l'économie politiques des finances publiques en présence de règles budgétaires. Sans prétendre à l'exhaustivité, nous délimitons les avantages et les limites de la dette, ainsi que l'attrait naturel des dirigeants politiques à son égard. Au regard des risques liés à un endettement excessif, nous discutons des mécanismes contraignants, telles que les règles budgétaires, visant à limiter les distorsions politiques en matière de bien-être. Ainsi, nous posons les chapitres de la thèse sur cette frontière des connaissances.

A l'heure où les plans de relance accordent une belle place aux infrastructures de transports, nous examinons dans le chapitre 1, l'impact productif de telles dépenses dans les États américains sur la période 1978-2018. En effet, l'investissement public apparait comme un élément déterminant de la croissance future et donc de l'évolution favorable du ratio dette/PIB. Si les infrastructures de transport ont favorisé la croissance de la productivité globale des facteurs jusqu'à la fin du XXe siècle, les données ne révèlent pas d'effet significatif sur la période récente. En distinguant dans les dépenses le financement fédéral de celui effectué par les États américains eux-mêmes, nous constatons que les subventions fédérales réduisent la croissance de la productivité. Si nos résultats reflètent le niveau avancé des infrastructures de transport dans les États américains, ils invitent à la prudence quant à l'effet à attendre d'une relance par ce biais.

Dans le chapitre 2, nous nous projetons dans les tous premiers mois de l'année 2020, en examinant l'effet des règles budgétaires en matière de politique de santé. Les réponses politiques des États américains à la pandémie de COVID-19 ont-elles été motivées par des politiques partisans ou par des raisons budgétaires ? Nous montrons que les règles budgétaires ont également eu un impact, relayées par la possibilité de disposer des fonds précédemment stockés sur le fonds de stabilisation (*rainy day fund*). Les responsables politiques des États ont tenté de résoudre la quadrature du cercle en respectant simultanément les règles budgétaires, en limitant l'impact économique des mesures de distanciation sociale, en luttant contre la pandémie et en répondant à leur base politique.



Certaines règles budgétaires ont induit un arbitrage entre santé et finances publiques, ce qui pourrait relancer le débat sur la procyclicité des règles budgétaires.

Le chapitre 3 analyse les déterminants institutionnels des erreurs de prévision budgétaire dans les États américains sur la période 1988-2017. Malgré des règles budgétaires réputées contraignantes, nous mettons en évidence que non seulement les erreurs de prévision budgétaire sont persistantes, mais que les gouverneurs ne font pas le meilleur usage des informations dont ils disposent. En distinguant le niveau de conception juridique des règles ainsi que leur positionnement dans les phases du processus budgétaire, nous montrons que, pour les États en cycle budgétaire annuel, seul le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre exerce une fonction limitative sur les erreurs de prévision budgétaire. Cette réduction des erreurs de prévision budgétaire par ce type de règle ne semble pas être le fait de meilleures prévisions en amont mais plutôt la conséquence d'ajustements budgétaires via les dépenses en aval, ce qui pourrait également relancer le débat sur la procyclicité des règles budgétaires.

Le chapitre 4 procède donc à l'examen des déterminants institutionnels des ajustements budgétaires en cas de choc inattendu sur le budget des États américains. L'étude des règles budgétaires en vigueur dans les États américains, pour la plupart depuis très longtemps, permet de juger si leur effet est pro- ou contra-cyclique face à un choc. Nous analysons les ajustements budgétaires mis en œuvre, non seulement en étudiant les variations des dépenses et des impôts, mais nous intégrons aussi la volatilité de l'emploi public. Nous montrons que, pour les États en cycle budgétaire annuel, le nombre de règles budgétaires dans la phase de mise en œuvre du budget exerce une fonction limitative sur le budget, notamment si elles sont de nature constitutionnelle. Ce sont ces règles qui contraignent les gouverneurs à opérer des ajustements budgétaires sur les dépenses, et ce avec un effet amplifié selon la force d'un choc non anticipé (générant donc un comportement procyclique).

## ABSTRACT

The general introduction to the thesis presents the contemporary challenges and issues of the political economy of public finance in the presence of fiscal rules. Without claiming to be exhaustive, we delimit the benefits and limits of debt, as well as the natural appeal of political leaders to it. With respect to the risks of excessive debt, we discuss binding mechanisms such as fiscal rules to limit policy distortions, on welfare. Thus, we set the thesis chapters on this knowledge frontier.

At a time when stimulus plans are giving pride of place to transport infrastructure, we begin by examining, in Chapter 1, the productive impact of this type of spending in the American states over the period 1978-2018. Indeed, public investment appears to be a key determinant of future growth and thus of the favorable evolution of the debt/GDP ratio. While transport infrastructure contributed to total factor productivity growth until the end of the 20th century, the data do not show a significant effect in the recent period. Moreover, when we distinguish between federal and state funding of expenditures, we find that federal subsidies reduce productivity growth. While our results reflect the advanced level of transportation infrastructure in the U.S. states, they suggest that one should be cautious about the effect of stimulus spending.

In Chapter 2, we look ahead to the very early months of 2020, examining the effect of budget rules on health policy. Were U.S. state policy responses to the COVID-19 pandemic driven by partisan politics or by budgetary reasons? We show that Balanced-Budget Rules also had an impact, mediated by the possibility of benefiting from the funds previously stored in Budget Stabilization Funds. State policymakers tried to square the circle by simultaneously respecting budget rules, limiting the economic impact of the social distancing measures, combating the pandemic, and pandering to their political basis. Some fiscal rules have induced a trade-off between health and public finance, which may reignite the debate on the procyclicality of fiscal rules.

Chapter 3 analyzes the institutional determinants of budget forecast errors in U.S. states over the period 1988-2017, whereas this examination is not addressed in the empirical literature from the perspective of budget rules. Despite supposedly binding budget rules, we highlight that not only are budget forecast errors persistent, but that governors do not make the best use of the information available to them. By distinguishing between the level of legal design of the rules and their positioning in the phases of the budget process, we show that, for U.S. states in the annual budget cycle, only the number of constitutional rules in the implementation phase exerts a limiting function on budget forecast errors. This reduction in budget forecast errors by this type of rule does not seem to be the result of better upstream forecasting but rather the consequence of budgetary adjustments via expenditures downstream. This could also reopen the debate on the procyclicality of fiscal rules.

Chapter 4 thus examines the institutional determinants of budgetary adjustments in the event of an unexpected shock to the US state budget. By studying the fiscal rules in place in the US states, most of which being in place for a very long time, we are able to judge whether their effect is pro- or counter-cyclical in the face of a shock. We analyze the budgetary adjustments implemented, not only by studying changes in expenditures and taxes, but we also integrate the volatility of public employment. We show that, for states with an annual budget cycle, the number of fiscal rules in the budget implementation phase exerts a limiting function on the budget, especially if they are constitutional in nature. It is these rules that force governors to make budgetary adjustments to expenditures, with an amplified effect depending on the strength of an unanticipated shock (thus generating procyclical behavior).

## TABLE DES MATIERES

<b>Remerciements</b> .....	<b>iv</b>
<b>Remarques préliminaires</b> .....	<b>vii</b>
<b>Résumé</b> .....	<b>viii</b>
<b>Abstract</b> .....	<b>x</b>
<b>Table des matières</b> .....	<b>xii</b>
<b>Liste des tableaux</b> .....	<b>xvii</b>
<b>Liste des figures</b> .....	<b>xx</b>
<b>Introduction générale</b> .....	<b>1</b>
<b>I-1 – Sachant que la dette publique est une composante importante de l’offre d’actifs peu risqués, pourquoi voudrait-on en limiter la croissance ?</b> .....	<b>5</b>
I-1.1 – Un environnement favorable à l’endettement ? .....	5
I-1.2 – Existe-t-il un niveau d’endettement maximum ? .....	6
I-1.3 – Quels sont les risques liés à la croissance de l’endettement ?.....	7
<b>I-2 – Quel est le niveau d’endettement public qu’une économie devrait viser ?</b> .....	<b>8</b>
I-2.1 – La dette permet d’augmenter le bien-être en lissant les impôts en cas de choc non anticipé sur les finances publiques.....	9
I-2.2 – La dette publique permet aussi d’augmenter le bien-être en atténuant les frictions financières .....	10
I-2.3 – La définition du niveau d’endettement optimal doit aussi tenir compte du coût de l’emprunt.....	11
I-2.4 – Le niveau optimal d’endettement public et l’importance de l’objet du financement..	12

I-2.5 – Pour limiter les risques liés à une dette excessive, quelles cibles d’endettement une économie pourrait-elle viser ?.....	14
<b>I-3 – Pourquoi est-il nécessaire de mettre en place des mécanismes contraignants pour atteindre de telles cibles d’endettement ?.....</b>	<b>16</b>
I-3.1 – Distorsions politiques : Quels sont les biais politiques en faveur de l’endettement et des déficits ?.....	16
I-3.2 – Quel est le niveau d’endettement en cas de distorsions politiques ?.....	19
I-3.3 – Quels instruments sont à la disposition des législateurs pour atteindre les cibles d’endettement fixées ? .....	20
<b>I-1.4 – Les règles budgétaires ont été mises en place dans de nombreux pays dans le monde : Quel bilan peut-on tirer quant à leur efficacité ? .....</b>	<b>21</b>
I-4.1 – Les règles budgétaires permettent d’obtenir des finances publiques plus solvables...22	
I-4.2 – Les règles budgétaires limitent-elles les erreurs de prévision budgétaire ? .....	25
I-4.3 – Les règles budgétaires sont-elles procycliques ?.....	27
I-4.4 – Quels mécanismes alternatifs et/ou complémentaires aux règles pour limiter les distorsions politiques ?.....	33
<b>I-5 – Synthèse, objectifs et contributions de la thèse .....</b>	<b>37</b>
I-5.1 – Synthèse de la littérature .....	37
I-5.2 – Objectifs et contributions de la thèse .....	39
<b>Chapitre 1 Relancer par les infrastructures de transport ? Les leçons du cas des États américains 50</b>	
<b>Résumé.....</b>	<b>50</b>
<b>1.1 Introduction .....</b>	<b>51</b>
<b>1.2 Revue de littérature .....</b>	<b>53</b>
<b>1.3 Données et stratégie empirique .....</b>	<b>57</b>

1.3.1	<i>Spécification économétrique</i> .....	57
1.3.2	<i>Construction de la variable dépendante <math>\Delta TFP_{it}</math></i> .....	59
1.3.3	<i>Variables indépendantes d'intérêt</i> .....	60
1.3.4	<i>Variables indépendantes de contrôle</i> .....	63
1.3.5	<i>Simultanéité et persistance</i> .....	63
<b>1.4</b>	<b>Résultats</b> .....	<b>64</b>
<b>1.5</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>68</b>
<b>Chapitre 2</b>	<b>Health Politics? Determinants of US states' reactions to Covid-19</b> .....	<b>70</b>
	<b>Abstract</b> .....	<b>70</b>
<b>2.1</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>71</b>
<b>2.2</b>	<b>Literature review: optimal policies to fight a pandemic, and their real impacts</b>	<b>75</b>
<b>2.3</b>	<b>Data</b> .....	<b>81</b>
<b>2.4</b>	<b>Results on the adoption of social distancing measures</b> .....	<b>86</b>
<b>2.5</b>	<b>Results on the timing of adoption of social distancing measures</b> .....	<b>91</b>
<b>2.6</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>103</b>
<b>Chapitre 3</b>	<b>Les règles budgétaires limitent-elles les erreurs de prévision budgétaire ?</b>	
	<b>L'expérience des États américains</b> .....	<b>104</b>
	<b>Résumé</b> .....	<b>104</b>
<b>3.1</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>105</b>
<b>3.2</b>	<b>Revue de littérature et hypothèses</b> .....	<b>109</b>
3.2.1	<i>Les facteurs politiques : les biais politiques en faveur de la dette</i> .....	109
3.2.2	<i>Les facteurs institutionnels : le rôle des règles budgétaires</i> .....	112

3.2.3	<i>Les hypothèses relatives aux déterminants institutionnels des erreurs de prévision dans les États américains</i> .....	116
<b>3.3</b>	<b>Données et stratégie empirique</b> .....	<b>118</b>
3.3.1	<i>Variables dépendantes : l'erreur de prévision budgétaire</i> .....	119
3.3.2	<i>Variables d'intérêt : Les règles budgétaires, données et alternatives empiriques</i> .....	122
3.3.3	<i>Stratégie empirique</i> .....	125
3.3.4	<i>Les variables de contrôle</i> .....	129
<b>3.4</b>	<b>Résultats</b> .....	<b>132</b>
<b>3.5</b>	<b>Robustesse</b> .....	<b>137</b>
<b>3.6</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>141</b>
<b>Chapitre 4</b>	<b>Faut-il brûler les règles budgétaires ? Leçons de l'expérience américaine (1988–2017)</b>	<b>142</b>
	<b>Résumé</b> .....	<b>142</b>
<b>4.1</b>	<b>Introduction</b> .....	<b>143</b>
<b>4.2</b>	<b>Revue de littérature</b> .....	<b>146</b>
<b>4.3</b>	<b>Données et stratégie empirique</b> .....	<b>148</b>
4.3.1	<i>Chocs inattendus sur le budget des États et ajustements budgétaires</i> .....	149
4.3.2	<i>Les effectifs d'emploi public dans les États américains</i> .....	154
4.3.3	<i>Variables d'intérêt : Les règles budgétaires</i> .....	154
4.3.4	<i>Stratégie empirique</i> .....	157
4.3.5	<i>Les variables de contrôle</i> .....	158
<b>4.4</b>	<b>Résultats</b> .....	<b>161</b>
4.4.1	<i>Coupes budgétaires sur les dépenses</i> .....	161

4.4.2	<i>Ajustements budgétaires par les recettes</i> .....	163
4.4.3	<i>Evolution de l'emploi dans le secteur public</i> .....	164
4.4.4	<i>Evolution des effectifs publics selon cinq grandes fonctions gouvernementales</i> ...	172
<b>4.5</b>	<b>Tests de robustesse</b> .....	<b>173</b>
<b>4.6</b>	<b>Conclusion</b> .....	<b>177</b>
	<b>Conclusion générale</b> .....	<b>179</b>
	<b>Références bibliographiques</b> .....	<b>183</b>
	<b>Annexe</b> .....	<b>201</b>



## LISTE DES TABLEAUX

Tableau I.1 – Dette publique étatique (1988-2017) .....	42
Tableau 1.1 – Statistiques descriptives .....	62
Tableau 1.2 – Croissance de la productivité globale des facteurs ( $\Delta TFP$ ) et dépenses totales en infrastructures de transports ( $\Delta \ln G$ ) dans les États américains .....	66
Tableau 1.3 – Croissance de la productivité globale des facteurs ( $\Delta TFP$ ) et décomposition des dépenses en infrastructures de transports selon le financement fédéral ( $\Delta \ln G_{Fed}$ ) ou étatique ( $\Delta \ln G_{State}$ ).....	67
Table 2.1 – Descriptive statistics – US states’ social distancing measures.....	82
Tableau 2.2 – Descriptive statistics – US states’ Covid-19 cases & policy measures .....	83
Table 2.3 – Descriptive statistics – Fiscal rules and control variables.....	84
Table 2.4 – Determinants of the number of social distancing measures announced by US states (April 7, based on 8 possible measures).....	89
Table 2.5 – Determinants of the number of social distancing measures announced by US states (April 7, based on 8 possible measures).....	90
Table 2.6 – Determinants of length of announcement of gatherings restrictions (April 7) .....	94
Table 2.7 – Determinants of length of announcement of school closures (April 7) .....	95
Table 2.8 – Determinants of length of announcement of restaurant restrictions (April 7) .....	96
Table 2.9 – Determinants of length of announcement of non-essential business closures (April 7) .....	97
Table 2.10 – Determinants of length of announcement of stay-at-home orders (April 7) .....	98
Table 2.11 – Probability of a shorter time period before adoption of a policy (April 7) .....	101

Table 2.12 – Probability of a shorter time period before adoption of a policy (April 7) .....	102
Tableau 3.1 – Pourcentage d'erreur de prévision (PFE) – statistiques descriptives (1988-2017)	119
Tableau 3.2 – « <i>Efficiency test</i> » (1988-2017) .....	121
Tableau 3.3 – Règles budgétaires – statistiques descriptives (1988-2017).....	125
Tableau 3.4 – Variables de contrôle – statistiques descriptives (1988-2017).....	129
Tableau 3.5 – Résultats PFE (Estimation MCO – 1988-2017).....	135
Tableau 3.6 – Résultats PFE (Estimations alternatives, Critère 4 – 1988-2017) .....	136
Tableau 3.7 – Résultats PFE (Robustesse critère 4, 27 US States – 1988-2017).....	138
Tableau 3.8 – <i>Degree of stringency</i> – ACIR (1987) – Statistiques descriptives.....	139
Tableau 3.9 – Résultats PFE (Robustesse ACIR – 1988-2017).....	140
Tableau 4.1 – Statistiques descriptives : $\Delta$ Tax, $\Delta$ Spend et DEFSHOCK (1988-2017) .....	152
Tableau 4.2 – Taux de croissance annuel moyen de l'emploi public, équivalent temps plein (ETP), total et par catégorie (1998-2017) .....	154
Tableau 4.3 – Règles budgétaires – statistiques descriptives (1988-2017).....	156
Tableau 4.4 – Variables de contrôle – statistiques descriptives (1988-2017).....	160
Tableau 4.5 – Résultats sur les ajustements par les dépenses ( $\Delta$ Spend).....	166
Tableau 4.6 – Résultats sur les ajustements par les recettes fiscales ( $\Delta$ Tax.).....	167
Tableau 4.7 – Résultats sur les variations de l'emploi public .....	169
Tableau A4.8 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Education .....	202
Tableau A4.9 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Prisons.....	203
Tableau A4.10 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Hôpitaux .....	205
Tableau A4.11 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Autoroutes.....	207
Tableau A4.12 – Résultats sur les variations de l'emploi public - <i>Public Welfare</i> .....	209

Tableau A4.13 – Résultats sur les ajustements par les dépenses ( $\Delta$ Spend.) - Robustesse critère 4	211
Tableau A4.14 – Résultats sur les ajustements par les recettes ( $\Delta$ Tax.) - Robustesse critère 4	214
Tableau A4.15 – Résultats sur les variations de l'emploi public - All – Robustesse critère 4	216
Tableau A4.16 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Education - Robustesse critère 4	218
Tableau A4.17 – Résultats sur les variations de l'emploi public – Prisons - Robustesse critère 4	219
Tableau A4.18 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Hôpitaux - Robustesse critère 4	222
Tableau A4.19 – Résultats sur les variations de l'emploi public – Autoroutes - Robustesse critère 4	224
Tableau A4.20 – Résultats sur les variations de l'emploi public - <i>Public Welfare</i> - Robustesse critère 4	226

## LISTE DES FIGURES

Figure I.1 – Dette publique étatique moyenne (1988-2017) .....	43
Figure 3.1 – Erreurs de prévision moyennes (1988-2017).....	120
Figure 3.2 – Dimensions d’analyse des règles budgétaires à la lumière de la nomenclature de Hou et Smith (2006).....	124
Figure 4.1 – Amplitude du choc budgétaire non anticipé ( <i>DEFSHOCK</i> ) (1988-2017).....	153
Figure 4.2 – Ajustements en recettes ( $\Delta Tax$ ) et dépenses ( $\Delta Spend$ ) (1988-2017) .....	153

## INTRODUCTION GENERALE

La crise sanitaire a mis à l'épreuve les finances publiques de nombreux États dans le monde. Certains pays, disposant de règles budgétaires, n'ont pas hésité à les mettre entre parenthèses<sup>1</sup> le temps d'amortir ce choc inattendu sur les finances publiques, en ayant un recours massif à la dette et en relançant la croissance à l'aide de plans d'investissements. Le FMI rapporte que « la dette publique moyenne a atteint 97 % du PIB en 2020 à l'échelle mondiale, un chiffre sans précédent, et qu'elle devrait se stabiliser autour de 99 % du PIB en 2021 »<sup>2</sup>. Alors que « les États-Unis et le Canada battent des records de déficit, à respectivement 17,5% et 20% du PIB »<sup>3</sup>, leur dette avoisine désormais les 130% et 116% du PIB respectivement<sup>4</sup>. Quant aux États membres de la zone euro, le niveau de déficit public a atteint 7,2% du PIB en 2020<sup>5</sup> pour une dette publique s'établissant à près de 100% du PIB contre 66% en 2007 (Martin et al., 2021).

La question de l'endettement public anime les débats depuis des décennies voire des siècles. Les ratios moyens de dette publique sur PIB et de dépenses publiques rapportées au PIB dans le monde ont quasiment doublé au cours de la seconde moitié du XXe siècle (Asatryan et al., 2018). En dehors de chocs exceptionnels et inattendus sur le budget des États, l'une des origines de cette croissance de la dette peut être trouvée dans les années 1970-80 dans un contexte de stagflation. Alesina et Tabellini (1987) montrent dans leur modèle que les dépenses publiques peuvent être financées par l'impôts et/ou la taxe d'inflation. Cependant, dans les années 1980, les banques centrales devenant indépendantes afin de gagner en crédibilité pour lutter contre l'inflation, les

---

<sup>1</sup> Par exemple, la Commission européenne a suspendu les règles définies dans le Pacte de Stabilité et de Croissance dès le mois de mars 2020.

<sup>2</sup> <https://www.imf.org/fr/Publications/FM/Issues/2021/03/29/fiscal-monitor-april-2021>

<sup>3</sup> <https://www.lefigaro.fr/conjoncture/covid-19-la-dette-mondiale-proche-de-100-du-pib-alerte-le-fmi-20210128>

<sup>4</sup>

[https://www.imf.org/external/datamapper/G\\_XWDG\\_G01\\_GDP\\_PT@FM/FM\\_EMG/FM\\_LIDC/CAN/USA/ADVEC](https://www.imf.org/external/datamapper/G_XWDG_G01_GDP_PT@FM/FM_EMG/FM_LIDC/CAN/USA/ADVEC)

<sup>5</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/11563047/2-22042021-AP-FR.pdf/0535ffa2-36d4-45b3-f16b-fb2461d4faff?t=1619026307878>

gouvernements n'ont plus eu recours au seigneurage. Dès lors, il n'y a plus que deux alternatives possibles au financement des dépenses publiques : une hausse des taxes et/ou un financement par la dette via les déficits. De surcroît, les cycles budgétaires sont aussi animés par des distorsions politiques en faveur des déficits et donc de la dette. Les déterminants du cycle politique sur les finances publiques sont notamment identifiés dans la littérature avec le cycle partisan (Hibbs, 1977) et le cycle opportuniste (Nordhaus, 1975; Rogoff, 1990; Rogoff et Sibert, 1988).

Alors que la reprise actuelle des économies est au rendez-vous au lendemain d'une large campagne de vaccination des populations dans les pays développés, la question de la soutenabilité de l'endettement et de la réduction des déficits publics sont des sujets susceptibles de revenir rapidement à l'ordre du jour. Par exemple, dans les États membres de la zone euro, ces moyennes cachent de fortes disparités. Martin et al. (2021) rapportent que « si tous les pays ont connu une augmentation de leur niveau de dette en 2009 puis en 2020, les écarts se sont creusés (...). Tandis que la dette suédoise s'est maintenue en deçà des 50 % depuis 2000, celles de l'Italie et la Grèce sont passées de quelque 100 % à, respectivement, 160 et 210 %. Une divergence franco-allemande s'est fait jour à partir de 2010 : la dette française est de 120 % du PIB, contre 70 % en Allemagne »<sup>6</sup>. Or, la crise de la dette n'est jamais loin. La crise de la dette souveraine au lendemain de la crise financière de 2008 a été déclenchée par les inquiétudes quant à la viabilité de la dette publique dans un certain nombre d'États de la zone Euro (Reuter et al., 2018). C'est dans ce contexte, où les niveaux d'endettement discriminent particulièrement les pays du nord de l'Europe des pays du sud, que s'ouvre les négociations sur les nouvelles règles budgétaires<sup>7</sup>.

Les règles budgétaires ont été mises en place dans les années 1980-90 à nos jours dans de nombreux pays, tant sur le plan international, national qu'infranational pour limiter les risques liés à des niveaux d'endettement excessifs et assurer la viabilité des finances publiques. Le FMI relève qu'environ 50% des pays dans le monde ont mis en place des règles budgétaires sur la période 1985-2015. Cependant, leur efficacité est discutée dans la littérature. Par exemple, Gründler et

---

<sup>6</sup> <https://www.cae-eco.fr/pour-une-refonte-du-cadre-budgetaire-europeen>

<sup>7</sup> <https://www.lesechos.fr/monde/europe/zone-euro-la-reduction-des-deficits-publics-revient-a-lordre-du-jour-1343378>

Potrafke (2020b, 2020a) montrent que les règles budgétaires inscrites dans les constitutions favorisent la croissance économique et insistent sur le fait que si « l'Allemagne dispose de la marge de manœuvre nécessaire à cette politique budgétaire expansionniste », c'est justement « parce que, dans le passé, des règles budgétaires telles que les limites à l'endettement en Allemagne ont abouti à des politiques budgétaires plus restrictives. Cette marge de manœuvre peut maintenant être utilisée pour atténuer la récession actuelle (...). Après avoir survécu à la crise COVID-19, l'Allemagne doit revenir à long terme à une politique budgétaire plus restrictive dans le cadre du frein à l'endettement ».

Cependant, les règles budgétaires sont aussi suspectées de produire de la procyclicité sur la croissance économique, d'inciter les décideurs politiques à de la comptabilité créative et évinceraient les dépenses en infrastructures publiques en cas de surchauffe budgétaire. Ainsi, les économistes préconisent de la prudence pour ne pas casser la croissance. Olivier Blanchard estime notamment qu'une « une consolidation budgétaire ne fera que peu baisser la dette publique car elle aura pour effet de diminuer la croissance de l'activité économique. Le jeu n'en vaut donc pas la chandelle »<sup>8</sup>.

Au-delà de la difficulté conjoncturelle, il apparaît que certains budgets observent des hausses de dépenses pérennes, souvent accompagnées de baisses de taxes également pérennes. Le problème ne porterait donc pas tant sur une hausse des déficits conjoncturels mais plutôt sur une hausse potentielle de déficits structurels si la croissance du PIB était en deçà des prévisions<sup>9</sup>. De plus, dans un contexte où les banquiers centraux s'interrogent sur le caractère durable ou non du retour de l'inflation<sup>10</sup>, une surchauffe budgétaire post-COVID liée à des déficits structurels exposerait à terme les États à opérer des ajustements douloureux, notamment le jour où le rythme de rachat de

---

<sup>8</sup> Voir la note de bas de page précédente

<sup>9</sup> <https://www.lefigaro.fr/conjoncture/budget-2022-ou-est-passe-le-niveau-de-depenses-publiques-20210915> ; <https://www.latribune.fr/economie/france/budget-2022-bercy-ouvre-les-vannes-et-baisse-les-impots-avant-la-presidentielle-892855.html>

<sup>10</sup> [https://www.lemonde.fr/economie/article/2021/09/30/a-travers-le-monde-les-banques-centrales-commencent-a-resserrer-leur-politique-monetaire\\_6096567\\_3234.html](https://www.lemonde.fr/economie/article/2021/09/30/a-travers-le-monde-les-banques-centrales-commencent-a-resserrer-leur-politique-monetaire_6096567_3234.html)

la dette, par la BCE et/ou les marchés, ralentirait<sup>11</sup>. En effet, les ajustements budgétaires se répercutent généralement sur l'investissement public de productivité à moyen long terme (FMI, 2014).

Ainsi, la question du rythme de réduction des déficits publics sera un élément clé des débats à venir sur la définition de nouvelles règles budgétaires. Au Canada, Jack M. Mintz recommande par exemple de ralentir la croissance des dépenses publiques pour tendre vers l'équilibre budgétaire à horizon 5 ans et préconise la mise en place des règles budgétaires obligatoires pour contraindre les finances publiques lorsqu'elles sont entièrement à la discrétion des dirigeants politiques<sup>12</sup>.

Dans ce contexte où les plans de relance sont mis en œuvre, l'objectif de cette introduction générale est d'exposer les enjeux et les défis quant à la mise en place des règles budgétaires. Ainsi cette introduction générale s'organise en 5 sections. Alors que les taux d'intérêts actuels sont favorables à l'endettement, nous exposons dans la section 1, les principaux risques liés à une dette excessive. A l'égard de ces risques, nous abordons dans la section 2, la question du niveau d'endettement qu'une économie devrait viser. Notamment, pour atteindre les cibles d'endettement, nous justifions dans la section 3, la mise en place de mécanismes contraignants, tels que les règles budgétaires, par l'attrait particulier qu'ont les dirigeants politiques en faveur de la dette et les déficits. Après avoir procédé à l'examen de la littérature empirique sur l'efficacité des règles budgétaires et en avoir exposé les limites dans la section 4, nous concluons dans la section 5, en positionnant l'originalité des 4 chapitres de la thèse sur la frontière des connaissances ainsi dressée.

---

<sup>11</sup> <https://www.lesechos.fr/monde/europe/zone-euro-la-reduction-des-deficits-publics-revient-a-lordre-du-jour-1343378>

<sup>12</sup> <https://financialpost.com/opinion/jack-m-mintz-now-more-than-ever-canada-needs-a-statutory-fiscal-rule>



## **I-1 – Sachant que la dette publique est une composante importante de l’offre d’actifs peu risqués, pourquoi voudrait-on en limiter la croissance ?**

S’il existe une forte demande mondiale d’actifs sans risque, le coût de refinancement n’est pas le même pour tout le monde. De plus, s’il n’existe pas de seuil d’endettement maximum précisément identifié dans la littérature empirique qu’un État ne devrait pas dépasser, ce seuil reste susceptible d’exister selon la confiance des investisseurs. Ainsi, les États doivent rester vigilant au risque de défaut ainsi qu’à la perte de marge de manœuvre budgétaire pour réagir à des chocs non anticipés.

### **I-1.1 – Un environnement favorable à l’endettement ?**

Dans un contexte de forte demande d’actifs sans risque, l’environnement est favorable à l’endettement public, et plus particulièrement de certains États.

Caballero et al. (2017) définissent un actif sans risque comme « un simple titre de créance qui devrait préserver sa valeur en cas d’événements systémiques défavorables ». De plus, la complémentarité des deux propositions suivantes est essentielle : D’une part, un actif est sans risque si les investisseurs s’attendent à ce qu’il soit sûr. D’autre part, lorsqu’il s’agit d’établir des croyances sur les actifs qui sont sûrs, la réputation et l’histoire de l’émetteur comptent.

Du côté de l’offre d’actifs, la capacité d’un pays à produire des actifs sûrs est déterminée par au moins 4 grands facteurs : « (1) les contraintes du secteur financier, (2) le niveau de (sous-)développement financier, (3) la capacité budgétaire de l’État et (4) les antécédents de la banque centrale en matière de stabilité des taux de change et des prix ». « Pour toutes ces raisons, l’offre d’actifs publics et privé sans risque s’est concentrée sur un petit nombre d’économie avancées dont les États-Unis » (Caballero et al., 2017).

Or, sur ce marché d’actifs sans risque, la demande est largement supérieure à l’offre. Pour Caballero, et al. (2017), l’offre d’actifs sans risque n’a pas suivie la demande mondiale car le taux de croissance des économies avancées qui produisent ces actifs sans risque a été inférieur au taux de croissance mondial « tiré de façon disproportionnée par le taux de croissance des économies

émergentes à forte épargne » au premier rang desquelles la Chine. Les auteurs indiquent que « si la demande d'actifs sans risque est proportionnelle à la production mondiale », cette pénurie risque de durer (Caballero et al., 2017). La conséquence de cette demande supérieure à l'offre d'actifs est une augmentation constante des prix des actifs sans risque. Pour cette raison, les taux d'intérêts de ces actifs ont baissé depuis les années 1980. La crise financière de 2008 a amplifié le phénomène. En effet, la pénurie d'actif sans risque a mécaniquement fait baisser les taux sans risques, ramenant le taux réel à court terme bien en dessous de zéro (Caballero et al., 2017). Cependant, existe-t-il un niveau d'endettement maximum qu'une économie ne devrait pas dépasser ?

### **I-1.2 – Existe-t-il un niveau d'endettement maximum ?**

Certes, Reinhart et Rogoff (2010) mettent en évidence une relation non linéaire entre la croissance et le niveau de la dette publique. Dans 20 pays développés notamment, ils constatent que la croissance est relativement stable autour de 3-4% jusqu'à ce que le ratio de la dette publique au PIB atteigne 90%. Au-delà, la croissance moyenne du PIB bascule soudainement vers zéro voire devient légèrement négative. Selon Reinhart et Rogoff (2010), cet effet non linéaire caractérise « l'intolérance de la dette » qui « est probablement liée à une réaction non linéaire des taux d'intérêts du marché lorsque les pays atteignent les limites de la tolérance de la dette ». Ainsi, il ne s'agit pas d'un taux d'endettement optimal, mais plutôt d'un plafond au-delà duquel la dette devient vraiment un problème.

Cependant, alors que Minea et Parent (2012) s'interrogeaient sur la pertinence d'un tel seuil à l'aide de techniques économétriques récentes et soulignaient la nécessité d'obtenir des preuves supplémentaires avant de passer à l'étape des recommandations politiques, Herndon et al., (2014) ont répliqué les résultats de Reinhart et Rogoff (2010) et ont complètement remis en cause leur calcul à la découverte d'erreurs de codages entraînant de « graves erreurs ». Ainsi, Herndon et al. (2014) remettent en cause la relation non linéaire au seuil des 90% dans les pays développés. Après correction, le seuil des 90% n'est plus pertinent et la relation non linéaire disparaît dans les niveaux élevés de dette.

Ainsi, il n'existerait pas de seuil maximum d'endettement au regard de la littérature empirique. Cependant, la croissance de la dette publique n'est pas sans risque.

### **I-1.3 – Quels sont les risques liés à la croissance de l’endettement ?**

Les problèmes de finance publique découlant d’une dette élevée sont essentiellement de deux ordres (Joanis et Montmarquette, 2004) : (1) La hausse du risque de défaut de paiement et les difficultés de financement qui en découlent ; et (2) la réduction de la marge de manœuvre du gouvernement associée à la taille du service de la dette.

Asatryan et al. (2018) rappellent la définition de la crise de la dette souveraine telle que définie par Reinhart et Rogoff (2011) : « Une crise de la dette est définie comme un manquement du gouvernement au paiement des intérêts ou du principal à la date d’échéance, et comprend également les épisodes impliquant le gel des dépôts bancaires et/ou conservation forcée de ces dépôts de devises étrangères en monnaie locale ». Rappelons, par exemple, la difficulté qu’a connue la Grèce pour trouver preneur pour ses titres sur le marché à la suite de la grande récession.

Ainsi, même si le seuil d’intolérance de la dette défini par Reinhart et Rogoff (2010) n’est pas un fait stylisé (Herndon et al., 2014), intuitivement, ce seuil est susceptible d’exister selon la confiance des investisseurs. La forte hausse des taux d’intérêts liée à la perte de confiance des investisseurs entraîne à son tour un ajustement budgétaire douloureux sous forme de hausse des taxes et de réduction des dépenses, ou dans certains cas, un défaut de paiement pur et simple.

Le principal risque de la croissance de l’endettement en période de taux faibles, c’est donc le jour où les marchés perdront confiance sur la capacité de remboursement de l’État. En outre, la remontée des taux est même susceptible d’être autoréalisatrice. En effet, Blanchard (2019) n’exclut pas qu’une série de chocs défavorables puisse faire augmenter le taux de la dette souveraine suffisamment pour entraîner une dynamique explosive. Il peut donc y avoir deux sortes d’équilibres : le bon étant celui où le taux est bas et le mauvais étant caractérisé par une prime de risque élevée.

La question concerne principalement la marge de manœuvre dont dispose le gouvernement en cas de choc pour assurer la confiance des demandeurs de titres souverains. Quelle est la capacité du gouvernement, à lisser les chocs futurs et à renouveler son stock d’infrastructure tout en préservant les dépenses de fonctionnement et d’entretien, par exemple ?

En ce sens, Blanchard (2019) s'interroge sur l'existence d'un niveau d'endettement suffisamment bas pour éliminer la multiplicité des équilibres et être certain qu'il n'existe qu'un seul point d'équilibre auxquels les investisseurs ne devraient pas s'inquiéter du risque. Le problème est qu'il est difficile d'évaluer ce qu'est un tel niveau d'endettement car il dépendra probablement de la nature du gouvernement et de sa capacité à augmenter et à maintenir un excédent primaire. De plus, si un tel niveau d'endettement existe, il est possible qu'il soit bien inférieur aux niveaux d'endettement actuels en Amérique du nord et en Europe. Par exemple, si les équilibres multiples sont présents à 100% du PIB, il est fort probable qu'ils le soient encore à 90% du PIB. Si l'économie devait passer d'une dette de 100% du PIB à 90%, il faudrait mettre en œuvre un plan d'austérité budgétaire qui ne peut être entièrement compensé par une politique monétaire plus souple (Blanchard, 2019). Ainsi, Blanchard (2019) suggère de rassurer les marchés avec la mise en œuvre d'une règle budgétaire conditionnelle agressive pour éliminer ce risque de mauvais équilibre. Ce qui peut notamment faire penser à une règle d'or favorable à l'investissement public (voir Blanchard et Giavazzi, 2004; Fitoussi et Creel, 2002).

Au regard des risques liés à la croissance de l'endettement public, nous examinons dans la section suivante la littérature scientifique relative au niveau d'endettement optimal qu'une économie devrait se fixer.

## **I-2 – Quel est le niveau d'endettement public qu'une économie devrait viser ?**

La dette est un outil de lissage des chocs qui permet à un planificateur bienveillant de ne pas recourir à des hausses de taxes en périodes de déficits dont les effets sur la croissance et le bien-être ont des effets distorsifs (distorsion fiscale). De plus, la dette est aussi un outil permettant aux agents de s'assurer dans un environnement incertain (distorsion financière). En tenant compte de ces deux dimensions, la littérature explore le niveau optimal d'endettement public qu'une économie devrait viser.

## **I-2.1 – La dette permet d’augmenter le bien-être en lissant les impôts en cas de choc non anticipé sur les finances publiques**

Le modèle de Barro (1979) utilise la dette publique comme un instrument de lissage des chocs en partant du constat que les gouvernements ne peuvent percevoir des impôts qu’en faussant l’offre de travail car l’imposition est source de distorsion (Angeletos, Collard, et Dellas, 2016). En effet, pour un taux d’imposition donné, le coût marginal d’imposition est d’autant plus élevé que l’offre de main d’œuvre est élastique (Battaglini et Coate, 2008). Bien que l’élasticité de la main d’œuvre des individus dans la force de l’âge soit relativement faible, l’élasticité pour le deuxième salaire de la famille l’est beaucoup plus. De plus, les jeunes peuvent retarder leur entrée sur le marché du travail et les plus de 50 ans peuvent anticiper leur retraite en partant plus tôt que prévu, ce qui n’est pas sans conséquences sur les charges supplémentaires de la sécurité sociale (Alesina et al., 2019). De surcroît, les distorsions fiscales liées aux régimes fiscaux sont d’autant plus fortes que l’augmentation de la pression fiscale est durable (Alesina et al., 2019). Ainsi, l’existence de distorsions fiscales ramènent le niveau d’activité en dessous de son niveau naturel (Alesina et Tabellini, 1987). Par exemple, Battaglini et Coate (2008) définissent dans leur modèle une politique optimale reposant sur cette approche bien connue du lissage fiscal des politiques budgétaires. Le principe est que « les gouvernements utiliseront les excédents et les déficits comme tampon pour éviter que les taux d’imposition ne changent trop brusquement » au regard de leurs effets distorsifs. Autrement dit, en cas de chocs défavorables les besoins en dépenses publiques seront élevés et l’État enregistrera des déficits. Inversement, il enregistrera des excédents lorsque les besoins seront faibles (Battaglini et Coate, 2008). Le modèle définit le niveau optimal d’endettement en partant notamment des hypothèses que le gouvernement est bienveillant et qu’il n’y a pas d’incertitude (autrement dit, il n’y a pas de distorsion financière). Ainsi, le niveau de dette publique permet au planificateur bienveillant de lisser les chocs en créant un lien dynamique entre les périodes d’élaboration des politiques (Aiyagari et McGrattan, 1998 ; Battaglini et Coate, 2008). Il s’agit d’un altruisme implicite entre les générations (Aiyagari et McGrattan, 1998). Plus particulièrement, la dynamique du modèle de Battaglini et Coate (2008) porte la solution du planificateur bienveillant vers un état stable dans lequel le niveau d’endettement converge vers le niveau d’endettement correspondant au niveau de bien public de la règle de Samuelson (1954).

## **I-2.2 – La dette publique permet aussi d’augmenter le bien-être en atténuant les frictions financières**

Les distorsions financières se caractérisent par une incertitude individuelle des agents due à l’absence de marché de l’assurance. Les agents soumis à des chocs non assurables (incertitude), ont une demande d’épargne de précaution, ce qui nourrit la demande d’actifs sans risque. Autrement dit, il s’agit d’une demande pour détenir de la dette publique afin de s’assurer en cas d’aléas (Aiyagari et McGrattan, 1998). La dette publique sert ainsi de garantie et résout ce problème de distorsion financière (Angeletos et al., 2016).

Dans le modèle d’Aiyagari et McGrattan (1998), les consommateurs peuvent s’assurer pleinement contre les chocs idiosyncratiques de productivité du travail et effacer toute incertitude sur leurs revenus en détenant de la dette souveraine comme support de placement (Aiyagari et McGrattan, 1998). Cependant, la dette a des avantages et des inconvénients. D’un côté, le rôle bénéfique de la dette est de lisser les chocs et d’accroître « la liquidité des ménages en leurs fournissant un moyen supplémentaire de lisser la consommation (...) et en assouplissant effectivement les contraintes d’emprunt ». De l’autre, la hausse de la dette évince le capital privé et crée des distorsions sur l’offre de main d’œuvre (Aiyagari et McGrattan, 1998). L’équilibre entre les effets bénéfiques et les effets non désirables vont déterminer le niveau optimal de la dette publique. Ainsi, la quantité optimale de dette sera importante si l’endettement permet de lisser efficacement la consommation au cours de la vie d’un individu et, sera faible si la dette écarte le capital, et/ou si l’effet incitatif d’une taxe fausse davantage les échanges sur le marché du travail et par conséquent fait baisser la consommation (Aiyagari et McGrattan, 1998).

Aiyagari et McGrattan (1998) paramètrent leur modèle et estiment un niveau optimal de dette publique rapporté au PIB de  $2/3$  pour l’économie américaine dans la période d’après-guerre. Surtout, ce niveau d’endettement reste d’une importance relative. En effet, les changements apportés aux paramètres clés du modèle dans les différentes expériences stylisées réalisées par les auteurs, entraînent une baisse ou une hausse de la dette publique rapportée au PIB sans conséquences majeures en terme de bien être (Aiyagari et McGrattan, 1998). De plus, Aiyagari et

McGrattan (1998) indiquent que si le taux d'intérêt de la dette est inférieur au taux de croissance du PIB, « alors la valeur actuelle des gains est infinie (presque sûrement) et sans limite d'emprunt ». En partant du modèle de Aiyagari et McGrattan (1998), Ball et al. (1998) vont plus loin dans l'analyse en assouplissant certaines contraintes. En effet, au lieu d'équilibrer le budget, les auteurs imposent cette fois-ci l'équilibre du budget primaire. Autrement dit, les taxes égalisent les dépenses autres que les intérêts. En ce sens, il s'agit de faire un « pari de Ponzi réussi » en observant que le comportement historique des taux d'intérêts de la dette et des taux de croissance du PIB de l'économie américaine observait la même tendance : les taux sont inférieurs aux taux de croissance. Ceci implique que l'on peut faire des déficits et « reconduire à jamais la dette publique qui en résulte » sans augmenter les impôts (Ball et al., 1998). En termes de bien-être, cette stratégie pourrait être une amélioration au sens de Pareto. Les auteurs font notamment remarquer qu'il ne s'agit pas de réaliser une combine de Ponzi mais plutôt de faire un pari, car la clause échappatoire réside dans la hausse des impôts. Les auteurs estiment le risque pour que le gouvernement soit obligé d'augmenter les impôts entre 10 et 20% pour l'économie américaine<sup>13</sup>. Si la dette occasionne un effet d'éviction sur le capital privé elle augmente dans le même temps le bien-être par une augmentation des titres de créances sans augmentation ultérieure des impôts. Les auteurs ne chiffrent pas le niveau d'endettement optimal mais leur résultat laisse penser que le niveau d'endettement optimal pourrait être plus élevé que celui annoncé dans le modèle d'Aiyagari et McGrattan (1998).

### **I-2.3 – La définition du niveau d'endettement optimal doit aussi tenir compte du coût de l'emprunt**

Angeletos et al. (2016) nuancent les résultats des trois modèles précédents (Battaglini et Coate, 2008; Aiyagari et McGrattan, 1998; Ball et al., 1998) en remarquant que si l'émission de la dette publique permet d'augmenter le bien-être, en lissant les impôts et en atténuant les frictions financières, le planificateur bienveillant doit aussi gérer le coût de l'emprunt. De ce point de vue, l'émission d'une dette nouvelle a comme principal désavantage de favoriser la hausse des taux

---

<sup>13</sup> Blanchard (2019) s'inscrit dans cette ligne en indiquant que les taux d'intérêt sans risque vont être durablement inférieur au taux de croissance du PIB et qu'il s'agit d'une norme historique.

d'intérêts : « l'atténuation des frictions financières sous-jacentes améliore l'allocation des ressources, mais augmente aussi le taux d'intérêt de la dette publique en réduisant la demande de liquidités ou de garantie. Cela crée une tension dans les yeux du planificateur » (Angeletos et al., 2016).

Pour Angeletos et al. (2016), « le gouvernement ne peut donc accroître la liquidité privée qu'en augmentant le fardeau de la dette ». Ainsi, dans le cas des récessions traditionnelles et des guerres, alors que le modèle de Barro suggère de répartir la charge fiscale dans le temps, les auteurs montrent que le planificateur devrait justement faire le contraire en réduisant son déficit car l'émission de dette supplémentaire conduirait à augmenter les taux d'intérêt et donc la charge de la dette. En effet, « l'économie converge vers un état de stabilité dans lequel le planificateur préserve, voire exacerbe, les frictions afin de faire baisser le taux d'intérêt de la dette publique ». De ce fait, le lissage des chocs n'est pas au rendez-vous ce qui contraste nettement avec la philosophie initiale de Barro (1979) ou encore avec le modèle d'Aiyagari et McGrattan (1998) par exemple.

Toutefois, les auteurs remarquent aussi que dans le cas spécifique des récessions financières, comme dans la période récente dans un contexte de forte demande mondiale d'actifs peu risqués, le taux d'intérêt sur la dette diminue par rapport au taux d'actualisation du planificateur. Cette situation justifie l'émission de dette via un déficit plus important pour maximiser le bien être. Ce résultat expliquerait les déficits élevés enregistrés par les États lors de la grande récession, « non seulement en raison de la nécessité de stimuler la demande globale, mais aussi parce que la crise financière a rendu l'emprunt par le gouvernement américain "bon marché" » (Angeletos et al., 2016).

#### **I-2.4 – Le niveau optimal d'endettement public et l'importance de l'objet du financement**

Si la dette publique contribue à la croissance de l'économie par son financement, nous constatons dans la littérature sur la dette que nous venons d'exposer (quoique de manière non exhaustive), que l'objet du financement reste peu discuté. Quel est exactement le sous-jacent de la dette souveraine ?



Dans le cas du lissage des chocs dans l'esprit du modèle de Barro (1979), l'objet du financement semble assez clair et peut s'apparenter d'une certaine manière à l'esprit du « quoi qu'il en coûte » mis en œuvre en France dans le cadre récent de la crise sanitaire. Pour ce qui est de la littérature s'intéressant au niveau d'endettement optimal sous l'angle de la distorsion financière, l'objet du financement est moins évident. Est-ce une opportunité pour les dirigeants politiques de financer du bien public ainsi que du lissage bienveillant des chocs pour limiter les distorsions fiscales et financières ? Ou est-ce aussi une opportunité de financer des stratégies de court terme liées à des dépenses de clientélisme résultant de biais politiques ? Il n'est pas sûr que la seconde option soit un pari de Ponzi gagnant pour l'avenir.

En effet, à un niveau de dette identique entre deux pays, la différence en matière de croissance économique à moyen long terme réside certainement dans la qualité de l'approvisionnement public à travers des investissements en infrastructure de qualité (Buffie et al., 2012) ainsi qu'en dépenses de fonctionnement et d'entretien (Adam et Bevan, 2014). Christine Lagarde, Présidente de la Banque Centrale Européenne, indique que « si l'énergie dépensée à réclamer une annulation de la dette par la BCE était consacrée à un débat sur l'utilisation de cette dette, ce serait beaucoup plus utile ! À quoi sera affectée la dépense publique ? Sur quels secteurs d'avenir investir ? Voilà le sujet essentiel aujourd'hui »<sup>14</sup>.

Le contexte de faible taux d'intérêt est une opportunité pour les gouvernements des pays développés d'investir dans leur croissance de demain et c'est dans cet esprit qu'ont été mis en place des plans de relances massifs dans le contexte de la crise sanitaire, avec une attention particulière aux projets d'infrastructures. En effet, les besoins en infrastructure dans le monde sont bien présents. L'OCDE (2014) et le FMI (2014) parlent de déficit d'infrastructure.

Cependant, la vigilance est indispensable dans le choix, la mise en œuvre et la gestion de ce type de projet, car les bénéfices attendus en termes de croissance du PIB sont incertains, à la fois en montant et dans le temps, alors que les investissements publics ont des coûts certains immédiats, voire incertains selon l'efficacité des processus d'octroi de l'approvisionnement public. En ce sens,

---

<sup>14</sup> <https://www.lejdd.fr/Economie/exclusif-la-presidente-de-la-bce-christine-lagarde-2021-sera-une-annee-de-reprise-4023489>

le FMI (2014) indique que « lorsqu'il est bien géré, l'investissement public présente l'une des formes de dépense publique les plus à même de stimuler la croissance. Cependant, la réalisation de mauvais choix d'investissement et une piètre mise en œuvre non seulement entraînent un gaspillage des ressources publiques et une érosion de la confiance du public, mais peuvent aussi contrarier les perspectives de croissance »(FMI, 2014).

Joanis et Montmarquette (2004) mettent en avant une seconde littérature concernant le niveau optimal de dette publique en tenant compte de cette dimension relative aux investissements publics. Il s'agit de la comptabilité générationnelle qui envisage le problème sous l'angle de l'équité entre différentes cohortes de contribuables (voir Auerbach et al., 1991). Cependant, les résultats quant au niveau d'endettement optimal divergent cette fois-ci selon le principe d'équité intergénérationnelle retenu.

### **I-2.5 – Pour limiter les risques liés à une dette excessive, quelles cibles d'endettement une économie pourrait-elle viser ?**

Ainsi, les modèles génèrent des estimations de la dette optimale très variées et laissent souvent les responsables politique dans le flou quant à la cible d'endettement à viser (Joanis et Montmarquette, 2004). En effet, le niveau optimal d'endettement dépend des hypothèses retenues et du contexte. Aiyagari et McGrattan (1998) identifient un niveau d'endettement optimal à 66% du PIB pour l'économie américaine en retenant l'hypothèse d'équilibrer le budget avec la charge de la dette. Les travaux de Ball et al. (1998) et Angeletos et al. (2016) nous permettent de relativiser ce résultat en assouplissant la contrainte en fonction du contexte. Ainsi, le niveau d'endettement optimal qu'une économie devrait se donner semble fluctuer en fonction des circonstances économiques. Joanis et Montmarquette (2004) font notamment référence aux travaux de Scarth (2002) qui estime le montant optimal pour le Canada entre 20 et 25% du PIB, quand d'autres estimations avoisinent 300% du PIB.

En l'absence de consensus, nous suivons Joanis et Montmarquette (2004) en retenant comme repère l'étude Aiyagari et McGrattan (1998) où le niveau d'endettement optimal pour les États-Unis est identifié par les auteurs aux 2/3 du PIB. Nous remarquons que ce niveau optimal est non loin du critère du traité de Maastricht sur le pacte de stabilité et de croissance européen limitant la dette à

60% du PIB. Ce repère doit bien entendu être relativisé au regard du contexte actuel. Pour Joanis et Montmarquette (2004), il existe une grande différence entre la politique optimale et la cible d'endettement que devrait viser les gouvernements car « la littérature aborde généralement cette problématique sans égard au niveau d'endettement actuel des gouvernements et aux coûts de transition qu'implique nécessairement un éventuel remboursement de dette publique ». Ainsi, concrètement, la politique optimale à mettre en œuvre par le gouvernement va différer selon le niveau d'endettement élevé ou faible de l'économie (Joaanis et Montmarquette, 2004).

Pour établir de telle(s) cible(s) d'endettement, Joanis et Montmarquette (2004) proposent de rapprocher la logique du lissage des chocs selon la littérature macroéconomique et la logique du financement des infrastructures selon le lissage intergénérationnel en considérant que « la dette publique remplit essentiellement deux fonctions : une fonction "temporaire" de stabilisation en réaction à des chocs négatifs sur les finances publiques et une fonction "structurelle" de répartition dans le temps des coûts des investissements publics ». Ainsi, deux cibles d'endettement sont définies comme suit : (1) Une cible « structurelle » correspondant à la valeur des investissements publics financés par l'endettement ; (2) Une cible « temporaire » en réponse à des chocs négatifs : la marge de manœuvre.

Enfin, pour définir de telles cibles d'endettement, Joanis et Montmarquette (2004) s'interrogent sur la mesure la plus appropriée de la dette publique. Ils abordent les différents concepts de dette publique. Tout d'abord, la dette directe se présente sous la forme de titres émis. Toutefois, elle ne représente pas tout le passif de l'État alors qu'il convient aussi de tenir compte de passifs implicites tels les régimes de retraite de la fonction publique. De plus, dans le cadre de comparaison internationale, il est important de garder à l'esprit que la plupart des organismes internationaux n'incluent pas les obligations du régime de retraite des employés du secteur publics. La somme de la dette directe et des passifs implicites représente la dette brute. Le principal défaut de cet indicateur est qu'il ne tient pas compte des actifs que possèdent les gouvernements (voir également Cœuré, 2002 pour la question de la gestion actif/passif de l'État).

Ainsi, Joanis et Montmarquette (2004) proposent de retenir le concept de dette nette « comme étant le meilleur indicateur de niveau d'endettement d'un gouvernement ». Elle se calcule en retranchant les actifs financiers de la dette brute. Il est important de noter que cet indicateur « ne tient pas

compte de la valeur des actifs non financier » dont les immobilisations, car les biens publics sont par nature difficile à évaluer au regard des externalités qu'ils génèrent. La dette nette « est le concept de dette publique qui reflète le plus précisément le volume total des déficits budgétaires accumulés dans le passé » (Farvaque, et al., 2017). Au regard des biais politiques pour les déficits et donc pour la dette, ce concept de dette semble de loin le plus pertinent pour établir les cibles, temporaire et structurelle, d'endettement.

### **I-3 – Pourquoi est-il nécessaire de mettre en place des mécanismes contraignants pour atteindre de telles cibles d'endettement ?**

Pour maximiser le bien-être d'une économie, les modèles s'intéressant au niveau optimal d'endettement partent du principe que le planificateur est bienveillant. Or, la littérature met en lumière une réalité plus subtile, où le cycle budgétaire est influencé par le cycle politique. Les dirigeants politiques ont un attrait particulier en faveur de la dette. Les déterminants du cycle politique sur les finances publiques sont identifiés dans la littérature avec le cycle partisan (Hibbs, 1977) et le cycle opportuniste (Nordhaus, 1975; Rogoff, 1990; Rogoff et Sibert, 1988). Les groupes d'intérêts ont également une influence (Sharif et Swank, 2019). En outre, les travaux de Battaglini et Coate (2008) montrent que les niveaux d'endettement peuvent être extrêmement élevés en cas de distorsions politiques. Au regard des risques liés à un endettement excessif, il apparaît nécessaire de mettre en place des garde-fous par le biais de mécanismes contraignants afin d'atteindre les cibles d'endettement préalablement définies.

#### **I-3.1 – Distorsions politiques : Quels sont les biais politiques en faveur de l'endettement et des déficits ?**

Premièrement, la littérature identifie le comportement partisan des politiciens comme un déterminant de la dette. Ce comportement suppose que les dirigeants politiques cherchent à gagner les élections dans le but d'appliquer une politique cohérente avec leurs préférences idéologiques. Aussi, le programme politique mis en œuvre au lendemain des élections diffère selon la famille politique de l'élu. Le modèle fondateur est développé par Hibbs (1977) où « les gouvernements de

droite, une fois élus, sont supposés mettre en œuvre en priorité une politique plus conservatrice que les gouvernements de gauche » (Farvaque et al., 2012). Si les résultats de la littérature empirique vont dans le sens de cette théorie (voir Cassidy et al., 1989; Ohlsson et Vredin, 1996), d'autres études ne trouvent aucun effet de l'idéologie sur les finances publiques (voir Couture et Imbeau, 2009; Mocan et Azad, 1995). En fait, les données probantes semblent varier selon le contexte institutionnel dans lequel s'inscrit le budget.

Deuxièmement, la littérature identifie le comportement opportuniste des dirigeants politiques comme déterminant des finances publiques. La théorie du cycle opportuniste formalise l'idée selon laquelle les décideurs politiques manipulent les instruments de politique économique à des fins électorales. Cette théorie connaît deux évolutions majeures : les modèles de première génération avec l'article de référence de Nordhaus (1975) et les modèles de seconde génération qui reposent sur l'hypothèse des anticipations rationnelles en suivant Rogoff et Sibert (1988) ainsi que Rogoff (1990). Alors que la première catégorie de modèles met l'accent sur les variables macroéconomiques (inflation, chômage), ceux de la seconde catégorie tournent l'analyse vers les variables budgétaires ou fiscales (taxes et dépenses).

Dans cette théorie, le comportement des électeurs dépend rétrospectivement de la situation économique au jour des élections. En effet, la responsabilité des conditions économiques au moment des élections est attribuée au gouvernement sortant de telle sorte que des conditions économiques favorables lui permettent d'être reconduit plus facilement que si la situation est mauvaise. Ainsi, le candidat sortant a tout intérêt à utiliser les instruments de la politiques économiques à sa disposition de manière à augmenter ses chances de réussite le jour de l'élection. « Les incitations du gouvernement sortant consistent donc à envoyer des signaux opportunistes aux électeurs, par exemple en augmentant les dépenses publiques ou en diminuant la pression fiscale à la veille des élections » (Farvaque et al., 2012).

Mandon et Cazals (2019) relativisent les résultats de cette vaste littérature empirique en montrant dans le cadre d'une méta-analyse, qu'en moyenne les dirigeants politiques nationaux ne manipulent pas le budget avant les élections. Si la manipulation est exagérée dans la littérature, ils remarquent surtout que la qualité des institutions politiques semble être un facteur déterminant des cycles budgétaires politiques. Notamment, les démocraties les plus anciennes et les plus fortes sur le plan

constitutionnel sont moins sujettes aux cycles. Cependant, ils constatent aussi que les systèmes parlementaires sont plus « enclins à plaire aux électeurs en augmentant les dépenses » avant les élections, et que les systèmes présidentiels favoriseraient la baisse des recettes avant les élections. Ces résultats vont dans le sens de la nécessité de mettre en place des mécanismes institutionnels contraignants afin de limiter les biais politiques en faveur de la dette.

Hanusch et Magleby (2014) proposent un angle d'analyse alternatif des cycles politiques selon la popularité et la polarisation. Ils montrent dans le cadre d'un modèle théorique que plus la polarisation augmente, plus l'incitation à emprunter ou à recourir aux déficits augmente dans le même temps. Cet effet est renforcé par la probabilité d'élection du challenger. Par exemple, Persson et Svensson (1989) montrent qu'un gouvernement peut utiliser l'accroissement de la dette publique pour limiter les marges de manœuvre de son successeur si sa probabilité de gagner les prochaines élections est faible. Le but étant de compliquer la situation budgétaire du prochain gouvernement dans l'application de son programme.

Enfin, les groupes d'influence sont aussi susceptibles d'influencer le niveau d'endettement d'une économie. Alesina et al. (2019) rappellent que lorsque des coupes dans les dépenses doivent être abordées lors de plans d'austérités, les compressions de dépenses sont susceptibles de concerner « des groupes particuliers, comme les retraités, les étudiants et les syndicats du secteur public, qui sont organisés et capables de s'opposer aux compressions de dépenses par des grèves, des protestations, des réductions des contributions électorales et d'autres activités politiques qui vont bien au-delà du vote ». Sharif et Swank (2019) montrent notamment que les groupes d'intérêts les plus puissants n'ont pas d'influence disproportionnée sur les politiques lorsque certaines hypothèses fortes sont respectées : (1) Le décideur public est rationnel et sait faire la différence dans l'information communiquée entre les groupes d'intérêts puissants et les groupes les moins puissants. (2) Le décideur public doit être capable d'évaluer « correctement la capacité des groupes d'intérêts à recueillir de l'information ». Enfin, (3) les décideurs politiques ne sont pas corrompus par les groupes d'intérêts. Autrement dit, les groupes d'intérêt peuvent bel et bien avoir une influence si ces hypothèses ne sont pas respectées.

### **I-3.2 – Quel est le niveau d’endettement en cas de distorsions politiques ?**

Battaglini et Coate (2008) rappellent que la théorie du lissage fiscal de la politique budgétaire de Barro (1979) exposé dans la section précédente, repose sur l’hypothèse que les gouvernements sont bienveillants. Que devient le niveau d’endettement si les décisions politiques sont prises par des décideurs politiques, sujets à des biais pour l’endettement et les déficits ? Le modèle de Battaglini et Coate (2008) met en scène une assemblée législative ayant un biais pour le clientélisme et l’inflation des dépenses (tragédie des communs). Ce phénomène est d’autant plus fort que l’incertitude politique d’avoir une majorité est forte. Ce biais politique va naturellement influencer sur le niveau d’endettement.

D’une part, les auteurs définissent un niveau minimum d’endettement permettant de toujours financer le niveau optimal de bien public au sens de Samuelson (1954). D’autre part, une limite supérieure est définie comme étant le montant maximal d’obligations d’État que le gouvernement peut vendre. En effet, au-delà de ce montant, il y a un refus des acquéreurs de dette souveraine d’en détenir plus. Ils savent qu’elle ne sera pas remboursée étant donnée la solidité budgétaire de l’État (Battaglini et Coate, 2008).

Ce modèle fait apparaître que le principal déterminant de l’ampleur de la dette est la taille de l’assiette fiscale par rapport aux dépenses d’intérêt public dans l’économie. Plus l’assiette fiscale est grande, plus le niveau d’endettement choisi est élevé. Pour les auteurs, ce sont « les économies dont l’assiette fiscale est relativement plus importante qui sont les plus susceptibles de s’endetter à perpétuité ». Ainsi, le biais politique reflétant les stratégies de court terme visant à financer du clientélisme via les transferts, entraîne : (1) des distorsions dans les impôts selon la marge gagnante des candidats, (2) des niveaux de biens publics inférieurs au niveau optimal, (3) ainsi qu’un niveau d’endettement extrêmement élevé comparativement aux niveaux optimaux définis dans les sections précédentes. Battaglini et Coate (2008) remarquent que si la législature fonctionne à l’unanimité, nous retrouvons la solution du planificateur bienveillant. De même, Battaglini et al., (2020) mettent en évidence dans le cadre d’une expérience en laboratoire que ces distorsions politiques conduisent effectivement à des politiques inefficaces et constatent dans le même temps que « l’efficacité augmente avec la taille de la majorité requise, avec un investissement plus élevé dans les biens

publics et une dette plus faible associés à des exigences de majorité plus importantes ». De ce point de vue, la modification de la règle de vote est un moyen intéressant pour améliorer le bien-être (Battaglini et Coate, 2008).

Ainsi, le niveau d'endettement en cas de distorsion politique est susceptible d'être extrêmement élevé selon le niveau de qualité des institutions politiques qui se révèle être un facteur déterminant sur les cycles budgétaires politiques (Battaglini et Coate, 2008; Mandon et Cazals, 2019).

### **I-3.3 – Quels instruments sont à la disposition des législateurs pour atteindre les cibles d'endettement fixées ?**

Face à de telles distorsions politiques en faveur de la dette, il est nécessaire de mettre en place des mécanismes institutionnels contraignants permettant de favoriser un comportement politique vertueux dans l'atteindre des cibles d'endettements fixées dans l'intérêt général et non pour le bénéfice d'intérêt particulier.

Pour atteindre de telles cibles d'endettement, « l'une des principales mesures politiques visant à empêcher les gouvernements d'enregistrer des déficits persistants et à assurer la viabilité des finances publiques à long terme, et donc le niveau de la dette, a été le recours à des règles budgétaires » (Asatryan et al., 2018).

Fernández et Parro (2019) définissent les règles budgétaires comme « des accords législatifs qui visent à promouvoir la discipline budgétaire en limitant les décisions concernant les programmes de dépenses et de recettes ou tout autre agrégat budgétaire pertinent ». En effet, les biais pour les déficits des décideurs publics ont pour conséquence finale la hausse de l'endettement.

Cependant, pour atteindre les cibles d'endettement définies préalablement, les règles budgétaires vont certes encadrer la dette mais aussi imposer en amont des contraintes sur les différentes composantes du budget. « Quatre grands types de règles budgétaires peuvent être distingués, en fonction du type d'agrégat budgétaire qu'elles visent à contraindre » (Fernández et Parro, 2019) :

- (1) Les règles relatives à la dette. Elles représentent une limite ou un objectif pour la dette publique/PIB.



- (2) Les règles relatives au solde budgétaire. Leur objectif est de limiter les variables sous le contrôle direct des décideurs politiques sujets à des biais de déficits qui influencent principalement le ratio de la dette/PIB. « Ces règles peuvent être spécifiées comme se rapportant au solde global, au solde structurel ou ajusté du cycle ou au solde sur le cycle ».
- (3) Les règles relatives aux dépenses qui établissent notamment des plafonds pour les dépenses totales, ou les dépenses courantes.
- (4) Enfin, les règles concernant les recettes qui visent à prévenir un fardeau fiscal excessif. Notons que ces règles sont peu utilisées dans le monde. Poterba (1994) a montré qu'elles ont la capacité à limiter les ajustements par les hausses de taxes en cas de déficits inattendus dans le cas des États-américains.

En théorie, les règles budgétaires peuvent imposer une discipline budgétaire en éliminant les déficits persistants induits par les distorsions politiques partisans ou par l'opportunisme et le " court terme " politiques (Alesina et Bayoumi, 1996). Cependant, elles sont aussi suspectées en retour de conduire à de la procyclicité sur la croissance économique, d'inciter les décideurs politiques à de la comptabilité créative et évinceraient les dépenses en infrastructures publiques en cas de surchauffe budgétaire. Nous proposons dans la section suivante de dresser un état des lieux quant à leur mise en œuvre, et d'ouvrir la discussion sur les mécanismes alternatifs et/ou complémentaires.

### **I-1.4 – Les règles budgétaires ont été mises en place dans de nombreux pays dans le monde : Quel bilan peut-on tirer quant à leur efficacité ?**

Les règles budgétaires permettent d'obtenir des finances publiques plus solvables. D'une part, la conception des règles est importante, notamment sous l'angle juridique selon la nature statutaire ou constitutionnelle. D'autre part, la littérature montre que les conditions d'applications des règles le sont tout autant voire plus. Alors que les règles budgétaires permettent de limiter le biais d'optimisme des hommes politiques en faveur de la dette, certains résultats suggèrent un potentiel

biais institutionnel incriminant cette fois-ci les règles budgétaires contraignantes en faveur de budgets parfois trop prudents. De plus, les règles budgétaires sont aussi suspectées en retour d'être procycliques, limitant ainsi la marge de manœuvre discrétionnaire de politiques bienveillantes en faveur du lissage des chocs non anticipés sur les budgets ainsi que sur la dynamique de l'investissement public. Enfin, il apparaît que les règles budgétaires ne sont pas les seuls instruments permettant potentiellement une saine gestion des finances publiques.

#### **I-4.1 – Les règles budgétaires permettent d'obtenir des finances publiques plus solvables**

De manière générale, la littérature empirique s'accorde sur le fait que les règles budgétaires favorisent une meilleure gestion des finances publiques avec un niveau de dette maîtrisé et de meilleures conditions de financement. Tout d'abord, la littérature montre que les règles renforcent la discipline budgétaire. Von Hagen (1991) constate dans le cas des États américains, que les règles budgétaires conduisent à des finances publiques plus solvables. Marneffe et al. (2011) montrent un effet bénéfique et significatif des règles budgétaires sur le solde primaire dans le cas européen. De même, Bergman et al. (2016) constatent que « les règles budgétaires sont efficaces pour réduire les déficits primaires structurels à tous les niveaux de l'efficacité gouvernementale ». Ils constatent également que le nombre de règles budgétaires permet d'améliorer la viabilité des finances publiques. Le raisonnement inverse est également observé par Grembi et al. (2016) en Italie, lorsqu'un assouplissement des règles budgétaires dans les municipalités de moins de 5000 habitants en 2001 provoque des baisses de taxes et une hausse des déficits publics. Les règles ont donc un effet disciplinant sur les finances publiques.

Il en résulte un effet bénéfique sur le niveau d'endettement. En effet, « les règles budgétaires sont des lois visant à réduire l'incitation à s'endetter » (Grembi et al., 2016). Ainsi, la littérature s'intéressant à l'effet des règles budgétaires sur le niveau de la dette, s'intéresse à l'efficacité ultime des règles budgétaires. De ce point de vue, la présence et le nombre de règles dans le processus budgétaire favorise un niveau de dette plus faible (Farvaque et al., 2017; Tapp, 2013) ainsi qu'un coût de refinancement plus faible. Dans le cas européen, les travaux de Iara et Wolff (2010) montrent que « le renforcement des règles dans les États membres de la zone euro réduit le risque

souverain ». Le rendement des obligations est atténué singulièrement en période de tension sur les marchés. Les résultats de Fernández et Parro (2019) vont dans le même sens en montrant que les règles budgétaires, selon un indice de solidité sur 57 pays développés et en développement, ont un effet statistiquement et positivement significatif sur la notation de la dette souveraine par les agences de notation (Standard & Poor's, Fitch et Moody's).

La littérature montre que, dans la quête de tels résultats, la conception des règles est fondamentale et que les conditions d'application le sont tout autant, voire plus.

Premièrement, les règles visant le solde budgétaire (Bergman et al., 2016; Reuter et al., 2018; Sacchi et Salotti, 2015; Tapp, 2013) ainsi que celles relatives à la dette (Tapp, 2013) sont les plus efficaces, contrairement à celles relatives aux dépenses et aux recettes. Reuter (2019) montre notamment que les taux de conformité des règles sont meilleurs si l'objet de la règle couvre une grande partie du budget. Ceci permet une meilleure visibilité médiatique et donc un meilleur contrôle par les marchés et les électeurs.

Deuxièmement, Alesina et Perotti (1996) mettent en avant la nature juridique des règles constitutionnelles dans la saine gestion des finances publiques. En effet, « le laxisme dans l'application des règles budgétaires est l'une des raisons pour lesquelles celle-ci pourraient ne pas fonctionner » (Grembi et al., 2016). De même, Asatryan et al. (2018) montrent que l'introduction d'une règle de budget équilibré de nature constitutionnelle « réduit la probabilité de connaître une crise de la dette souveraine (...) telle que définie par Reinhart et Rogoff (2011) ». Plus particulièrement, les auteurs indiquent que les règles constitutionnelles permettent de baisser en moyenne le ratio de la dette au PIB de 11 points de pourcentages alors qu'aucune preuve n'est avancée sur l'influence des règles non constitutionnelles. Tóth (2019) rappelle, dans le cas des États américains, qu'un « État ayant un niveau moyen d'endettement paie 50 points de base de moins en intérêts s'il a une règle constitutionnelle limitant les emprunts publics » (voir aussi Bayoumi et al., 1995).

Troisièmement, au-delà du niveau de conception juridique, une conception beaucoup plus large est abordée dans la littérature. Par exemple, Caselli et Reynaud (2020) ou encore Eklou et Joanis (2019) soulignent l'importance de la conception des règles en utilisant un indice de « force »

synthétique calculé à partir des données du FMI (voir Schaechter et al., 2012). Cet indice de « force » couramment utilisé dans la littérature tient compte de cinq caractéristiques liées à la conception des règles : couverture institutionnelle, indépendance des organes de contrôle et d'exécution, base juridique, flexibilité pour répondre aux chocs, existence de mécanismes de correction et de sanction. En ce sens, plus l'indice de « force » est élevé, plus la conception des règles est de qualité. Les auteurs constatent que les règles bien conçues ont une incidence favorable et statistiquement significative sur les soldes budgétaires nominaux (Caselli et Reynaud, 2020) et entraînent une discipline budgétaire sur le cycle électoral (Eklou et Joanis, 2019).

Quatrièmement, Hou et Smith (2010) utilisent une nomenclature distinguant les règles politiques des règles techniques insérées le long du processus budgétaire – de la proposition de budget par l'exécutif, en passant par le vote de la législature jusqu'à la phase de mise en œuvre (Hou et Smith, 2006). Alors que les règles politiques sont positionnées dans les phases de préparation du budget, les auteurs montrent que les exigences techniques ont des effets plus importants sur les soldes budgétaires que les règles de nature politique. De plus, les auteurs soulignent que cette distinction des règles dans le processus budgétaire offre un pouvoir explicatif beaucoup plus fort que la distinction entre règles constitutionnelles et statutaires. Or, il apparaît que le positionnement des règles budgétaires selon les phases du processus budgétaires (Hou et Smith, 2006) ne semble pas avoir été examiné dans cette large littérature empirique portant sur l'effet des règles, alors qu'il est susceptible d'apparaître comme un élément déterminant dans la quête de finances publiques plus solvables au regard des résultats de Hou et Smith (2010). En effet, les règles présentes dans la phase de mise en œuvre sont toutes de nature technique alors que celle présentes dans la phase de préparation du budget comportent des règles à la fois politiques et techniques.

Ainsi, si la conception des règles est importante (dimensions juridiques et technico-politiques) il apparaît que les conditions opérationnelles de mise en œuvre du budget le sont tout autant, voire plus. Par exemple, Bergman et al. (2016), en étudiant l'impact de l'interaction des règles (mesuré par l'indice de force du FMI) avec l'efficacité gouvernementale (mesurée par l'indice de la Banque Mondiale sur l'efficacité de la bureaucratie), mettent en lumière la substituabilité des règles budgétaires avec l'efficacité gouvernementale car l'effet des règles budgétaires s'amenuise à mesure que l'indice d'efficacité du gouvernement augmente. De plus, Fernández et Parro (2019)

montrent que si les règles contraignantes au regard de leur conception permettent de réduire le risque de défaut évalué par les agences de notations, cet effet diminue dans les économies où le système financier intérieur est plus développé. « Les marchés financiers se substituent aux règles budgétaires pour réduire le risque de défaut évalué par les agences de notation (...) par la dimension de contrôle et d'application des règles budgétaires ».

La littérature examinant l'effet des règles sur la dette et la discipline budgétaire offre donc un assez large consensus à l'égard des résultats. En revanche, la littérature étudiant l'effet des règles sur les erreurs de prévision budgétaire et sur la stabilité macroéconomique rapporte des effets plus ambigus. Les règles budgétaires sont notamment suspectées de limiter les investissements publics en infrastructures.

#### **I-4.2 – Les règles budgétaires limitent-elles les erreurs de prévision budgétaire ?**

Alors que l'objectif ultime des règles budgétaires est de limiter un endettement excessif, limitent-elles les erreurs de prévision budgétaire ? En effet, les conséquences d'erreurs de prévision budgétaire ne sont pas sans conséquences en termes de déficits et donc d'endettement, mais aussi en termes d'ajustements budgétaires coûteux (Auerbach, 1999).

Milesi-Ferretti (2004) identifie trois effets possibles associés aux règles budgétaires. Tout d'abord, les règles peuvent conduire à un comportement fiscal vertueux (*Good*). Cependant, elles peuvent aussi produire de mauvais résultats (*Bad*), voire encourager de la comptabilité créative avec peu d'effet sur la politique budgétaire (*Ugly*).

La littérature s'intéressant aux conséquences des règles budgétaires sur les erreurs de prévision budgétaire laisse apparaître ces trois effets.

Tout d'abord, les règles permettent de réduire les erreurs de prévision budgétaire en limitant les erreurs liées au pouvoir discrétionnaire des décideurs politiques. Par exemple, Chakraborty et Sinha (2018) montrent dans le cas de l'Inde que l'introduction de règles budgétaires en 2003 ne semble pas avoir donné lieu à de meilleures prévisions en cas de choc aléatoire exogène. En revanche, les auteurs montrent que « les erreurs dues à la partialité des décideurs politiques ont relativement réduit » après leur introduction. De même, Picchio et Santolini (2019) montrent que

l'assouplissement des règles budgétaires en 2001 dans le cas des municipalités italiennes (voir également ci-dessus, Grembi et al., 2016) « a eu une incidence considérable sur les erreurs de prévision budgétaire, surtout en 2002. Les erreurs de prévision des recettes (dépenses) (...) sont en effet devenues 26 % (22 %) plus importantes que dans le passé » (Picchio et Santolini, 2019). Ces résultats vont dans le sens de l'effet bénéfique des règles en faveur de la viabilité des finances publiques à long terme.

Cependant, en examinant le cas européen et notamment l'effet des règles supranationales sur les budgets prévisionnels des États membres, Frankel et Schreger (2013) montrent que les prévisions des gouvernements sont biaisées en faveur de prévisions optimistes notamment lorsque le solde budgétaire est supérieur à 3 % du PIB. De même l'analyse des règles de niveau national, montre que « le renforcement des règles relatives au solde budgétaire national est associé à une réduction non significative du degré d'optimisme excessif dans les prévisions budgétaires ». Néanmoins, lorsque le déficit dépasse le seuil de 3% du PIB, « ce biais est réduit mais non éliminé par des règles budgétaires nationales plus contraignantes », contrairement aux règles supranationales imposées de l'extérieur.

Enfin, Luechinger et Schaltegger (2013) montrent dans le cas infranational des cantons suisses que « les règles budgétaires peuvent avoir des effets plus importants sur les résultats financiers projetés que sur les résultats financiers réalisés en raison des mesures de façade ou parce qu'elles modifient la situation de négociation dans le cadre du processus budgétaire ». Bien que les prévisions des ministres des finances soient plutôt pessimistes, les auteurs montrent de manière plus positive que « les règles budgétaires augmentent la probabilité de projections exactes » (Luechinger et Schaltegger, 2013).

Ainsi, en matière de prévision budgétaire, nous constatons que les gouvernements contraints par les règles budgétaires font preuve d'optimisme dans le cas européen et de pessimisme dans le cas suisse. De plus, cette littérature empirique relativement récente sur les erreurs de prévision budgétaire, néglige le rôle des règles budgétaires, notamment dans le cas des États américains.

### **I-4.3 – Les règles budgétaires sont-elles procycliques ?**

L'effet positif de la formulation des règles budgétaires sur la discipline budgétaire a été bien documenté dans les études empiriques. Cependant, les effets stabilisateurs ne sont pas évidents (Reuter et al., 2018). D'une part, la théorie du lissage fiscal d'un choc budgétaire dans l'esprit de Barro (1979) est discutée. D'autre part, les règles budgétaires sont suspectées de réduire les dépenses d'investissements publics productives de long terme.

#### **I-4.3.1 – Les règles budgétaires contraignantes limitent la volatilité induite par la conduite de politiques budgétaires discrétionnaires inopportunes**

Tout d'abord, les règles limitent la volatilité induite par la conduite de politiques budgétaires discrétionnaires inopportunes et favorisent la croissance. Sacchi et Salotti (2015) montrent que les politiques discrétionnaires des gouvernements dans les pays de l'OCDE, notamment à l'égard des dépenses courantes (tragédie des communs), provoquent une plus grande volatilité de la production. En revanche, lorsque « les règles budgétaires strictes sont introduites, la politique discrétionnaire devient stabilisatrice à l'égard de la production plutôt que déstabilisatrice ». De même, Asatryan et al. (2018) montrent que l'introduction d'une règle budgétaire constitutionnelle améliore les résultats financiers via une diminution des dépenses plutôt que par une augmentation des recettes fiscales. Ce résultat est donc de nature à expliquer la stabilité macroéconomique car les taxes sont théoriquement plus distorsives. En effet, Alesina et al. (2019) montrent que les plans d'austérité basés sur les taxes ont des effets plus récessifs que ceux basés sur les dépenses. Enfin, Gründler et Potrafke (2020a) montrent que les règles de conception constitutionnelle, nationales ou infranationales, permettent d'augmenter le niveau de croissance économique à long terme. De plus, en favorisant des finances publiques plus solvables, elles permettent de dégager les marges de manœuvre nécessaire à une politique budgétaire expansionniste en période de crise économiques (Gründler et Potrafke, 2020b).

#### **I-4.3.2 – Cependant, elles limitent la flexibilité budgétaire avec un effet procyclique suspecté**

Dans le cas infranational américains, Alesina et Bayoumi (1996) constatent que si les règles budgétaires contraignantes réduisent les déficits moyens elles réduisent dans le même temps la

flexibilité budgétaire. Toutefois, cette « moindre flexibilité du solde budgétaire n'affecte pas la variabilité de la production de l'État » (Alesina et Bayoumi, 1996). En suivant la méthodologie initiée par Poterba (1994) ainsi que « degree of stringency » de l'ACIR (1987), Clemens et Miran (2012) vont plus loin dans l'analyse en examinant le multiplicateur des dépenses gouvernementales des États américains. Ils montrent à leur tour que les exigences de budgets équilibrés provoquent une forte procyclicité des dépenses publiques avec un indice de « sévérité » (degree of stringency) conduisant le rythme auquel l'État doit s'adapter. En effet, « lorsque les États entrent en récession, leur assiette fiscale se contracte » alors que les dépenses augmentent par l'effet des stabilisateurs automatiques (Clemens et Miran, 2012). Dans le respect des exigences de budgets équilibrés, cette situation peut entraîner des réductions importantes des dépenses en capital et en biens et services fournis pas le secteur public. Notamment en période de tensions budgétaires, « les États dotés de règles contraignantes imposent des réductions relativement plus importantes de leurs budgets afin de réduire rapidement les déficits émergents » (Clemens et Miran, 2012). Cependant, Clemens et Miran (2012) rappellent que « le plein effet des dépenses publiques procycliques sur le cycle économique dépend du multiplicateur de la politique budgétaire associé aux dépenses ». Or, la minimisation de cet effet est discutée car l'estimation du multiplicateur calculé par les auteurs est relativement faible par rapport aux estimations de plusieurs études.

#### **I-4.3.3 – Un niveau d'endettement élevé limite la marge de manœuvre des politiques budgétaires et favorise la procyclicité en présence de règles contraignantes**

Les règles budgétaires permettent de limiter les biais politiques en faveur des déficits et donc de la dette, mais elles sont susceptibles en retour de limiter l'usage d'instruments discrétionnaires indispensable à la conduite de politiques contracycliques et d'investissement adaptées. Combes et al. (2017) montrent que les règles budgétaires favorisent des politiques contracycliques jusqu'à un certain seuil d'endettement. La politique budgétaire devient procyclique dans des contextes d'endettement élevé et supérieur à 87% du PIB. Ainsi, le niveau d'endettement limite la marge de manœuvre des politiques budgétaires et favorise la procyclicité en présence de règles contraignantes.



Sur le plan du lissage des chocs, les auteurs remarquent toutefois que les règles intégrant un degré de souplesse, les clauses de sauvegardes appropriées, les objectifs liés à des cibles corrigées des variations conjoncturelles, etc., permettent des politiques plus contracycliques et donc favorables à la stabilité macroéconomique. Les résultats de Reuter et al. (2018) vont dans le même sens en mettant en lumière que les règles budgétaires réduisent la volatilité budgétaire et favorisent la stabilité macroéconomique. Cependant, en distinguant les règles imposant une limitation nominale (qu'ils qualifient de « procyclique »), des règles imposant une limitation corrigée des variations conjoncturelles (« contracyclique »), les auteurs montrent que ce résultat est valable uniquement pour le second type de règle. Debrun et al. (2008) mettent également en lumière dans le cas européen que « les règles spécifiquement conçues pour prévenir les conflits avec la fonction de stabilisation de la politique budgétaire sont effectivement associées à des politiques moins procycliques ». De même, Christoffel et al., (2011) mettent en avant que « l'adoption de règles budgétaires contracycliques stabilise les fluctuations du cycle économique et aide à réduire la prime de risque » sur la dette. Dans un contexte de dette élevé, la souplesse dans la conception des règles budgétaires est susceptible de mieux lisser les chocs non anticipés et de baisser le coût de la prime de risque sur la dette. Enfin, dans les États américains, un mécanisme original a été mis en place en parallèle des exigences de budgets équilibrés dans l'esprit du lissage fiscal de Barro (1979). Il s'agit du *rainy day fund* qui est un fonds dont la vocation est clairement contracyclique comme l'indique son nom (Pew Charitable Trusts, 2014, 2017; Rose, 2006; Zhao, 2016). Alors que ses effets sont susceptibles d'atténuer la volatilité du cycle budgétaire lié aux règles, la littérature documente peu ses effets en la matière.

Sur le plan des dépenses d'investissements en infrastructures en présence de règles budgétaires, la difficulté est double. Premièrement, si les dirigeants politiques sont amenés à arbitrer le budget sous contrainte d'exigences de budget équilibrés, les dépenses en infrastructures publiques figurent parmi les premiers postes coupés en cas de surchauffe budgétaire (FMI, 2014). Deuxièmement, si les investissements ont des effets favorables sur la croissance, l'investissement dans des projets d'infrastructures génère par nature des coûts certains à court terme alors que les bénéfices à long terme sont quant à eux par nature incertains (Adam et Bevan, 2014 ; Buffie et al., 2012). Même financés par la dette, ce décalage temporel est susceptible de creuser les déficits. Or, la mise en

place des règles budgétaires nécessite un fonctionnement par une comptabilité de caisse (Mintz et Smart, 2006) susceptible d'amplifier ce problème du calendrier (Bom et Ligthart, 2014). A court terme, ce dispositif est susceptible de générer de la procyclicité dans le budget, limitant les investissements car un financement par les taxes a des effets distorsifs sur la croissance (Battaglini et Coate, 2008) et sont malvenues en période électorales. A long terme, les perspectives de croissance peuvent être encore plus atteintes si les budgets de fonctionnement et d'entretien sont touchés. Il est important de souligner que les dépenses de fonctionnement et d'entretien des infrastructures sont rarement pris en compte dans les études car difficilement identifiables dans les données (Kalyvitis et Vella, 2015) alors qu'elles sont susceptibles de générer des gains très importants en termes de croissance à long terme (Adam et Bevan, 2014). En effet, les ajustements budgétaires réalisés en coupant dans ces coûts récurrents accélèrent notoirement la dépréciation du capital productif. Dans ces conditions, il est probable que le niveau d'investissement en infrastructure soit sous optimal, ce qui n'est pas sans effets sur la croissance de long terme.

Bohn et Inman (1996) rappellent que les règles incitent les politiques à utiliser d'autres instruments pour atténuer l'effet de la règle. En effet, Alt et al. (2012) examinent l'impact de la transparence du processus budgétaire sur les règles fiscales et les astuces comptables dans les États membres de l'Union européenne entre les années 1990-2007. Leur analyse révèle que la présence d'une règle contraignante sur le solde budgétaire telle que le Pacte de stabilité et de croissance pousse la gestion des finances publiques vers des pratiques comptables « créatives ». Ainsi, les solutions pragmatiques envisagées par les dirigeants politiques pour contourner de telles difficultés, et retrouver de la flexibilité en faveur des investissements publics, passent bien souvent par le développement d'une comptabilité créative de la part des dirigeants politiques dont l'objectif est de sortir la dette du bilan des administrations publiques. Dans la pratique, ceci peut se faire par de la décentralisation, ou encore par le recours aux partenariats publics privés (PPP) (voir Mintz et Smart, 2006). Si ces dispositifs ne sont pas utilisés pour les bonnes raisons, Mintz et Smart (2006) soulignent qu'ils sont susceptibles de présenter des limites dans l'estimation des besoins, des risques financiers et des risques de mauvaise mise en œuvre dont le coût social est souvent sous-estimé. Par exemple, Helby Petersen (2019) cite les travaux de Grimsey et Lewis (2005) et rappelle qu'un « argument courant en faveur du recours au PPP plutôt qu'aux marchés publics classiques

est que la participation du secteur privé aux phases de conception, de financement, de construction et d'exploitation peut réduire les coûts du cycle de vie et/ou offrir une meilleure qualité pour les mêmes ressources, ce que l'on appelle communément un meilleur rapport qualité-prix ». Or, les résultats des travaux d'Helby Petersen (2019) « donnent à penser que les PPP sont en moyenne plus coûteux et offrent un rapport qualité-prix à peu près similaire à celui des achats classiques ». C'est donc la question de la transparence de la comptabilité publique qui est susceptible de faire défaut (Mintz et Smart, 2006).

Ainsi, certains mécanismes apparaissent dans la littérature pour atténuer l'effet négatifs des règles sur les investissements publics.

Tout d'abord, pour préserver les investissements publics en cas de surchauffe budgétaire, l'assouplissement des règles comptables d'amortissements des immobilisations est une disposition originale mise en place au Québec. Joanis et Montmarquette (2004) indiquent que la comptabilité du Québec permet de distinguer deux sources de la dette nette : les déficits cumulés et les immobilisations. Notamment, de l'exercice 1970-1971 à la réforme de 1997-1998, « le coût des immobilisations était inscrit en entier aux dépenses de l'année financière au cours de laquelle l'actif avait été acquis. Autrement dit, les immobilisations n'étaient pas amorties » (Joaanis et Montmarquette, 2004). Or, depuis l'exercice 1997-1998, « l'amortissement des immobilisations acquises par le gouvernement Québécois a été réintroduit. Ainsi, la dette nette comprend désormais les deux composantes. L'une attribuable à l'amortissement des immobilisations et l'autre aux déficits cumulés ». Les auteurs indiquent que cette méthode de comptabilisation est mieux adaptée car « les immobilisations fournissent des services qui s'échelonnent dans le temps ». « Les nouvelles normes comptables permettent en effet au gouvernement d'annoncer d'importants investissements qui n'affectent que marginalement l'équilibre budgétaire de l'année d'acquisition mais ont pour effet d'accroître la dette nette, non pas par le canal habituel des "déficits cumulés" mais par la portion représentant les immobilisations ». Ainsi face à cette nouvelle méthode comptable, « l'équilibre budgétaire n'est plus une condition suffisante pour que la dette nette ne s'accroisse pas » (Joaanis et Montmarquette, 2004). Nous pouvons à ce titre associer cette méthode de comptabilisation à plus de souplesse en faveur des investissements en considérant que si les dépenses en immobilisations sont productives, alors elles seront susceptibles de

contribuer à la croissance de demain et donc de jouer favorablement sur le ratio Dette/PIB via le dénominateur.

Ensuite et surtout, l'assouplissement des règles budgétaires en faveur de l'investissement public est mis en avant pour limiter les effets négatifs des règles. Notamment, la mise en place de règles favorables à l'investissement permettrait de sortir les dépenses en infrastructure des budgets en permettant leur financement par la dette (Blanchard et Giavazzi, 2004; Creel, 2003; Fitoussi et Creel, 2002). Creel et al. (2013) par exemple, montrent à l'aide d'expériences stylisées dans le cadre d'un modèle de croissance endogène que l'adoption d'une règle d'investissement dans la lignée de la règle d'or britannique donne de meilleurs résultats : « Les récessions sont plus courtes et plus douces ; la perte moyenne de production sur un horizon de 20 ans est moindre, d'autant plus lorsque le multiplicateur budgétaire est élevé ». Ceci ne réglerait pas pour autant le « problème du calendrier » discuté ci-dessus mais enlèverait l'amplification créée par la mise en place de la règle budgétaire. Guerguil et al., (2017) montrent notamment qu'une « *règle d'équilibre budgétaire, peut cohabiter avec une politique budgétaire contracyclique lorsque les dépenses d'investissement ou d'autres dépenses prioritaires sont exclues de l'objectif de la règle. Ces résultats soulignent qu'à moins d'être spécifiquement protégées par la règle, les dépenses d'investissement, qui sont politiquement plus faciles à réduire, seront la variable d'ajustement préférée des décideurs publics lorsqu'ils seront contraints d'atteindre les objectifs en matière de déficit. L'introduction de règles favorables à l'investissement pourrait donc contribuer à accroître les dépenses d'investissement sans nécessairement porter atteinte à la discipline budgétaire et à la viabilité de la dette publique, si l'efficacité des investissements est élevée, conformément aux études récentes (voir Blanchard et Giavazzi, 2004 ; IMF, 2014, 2015) » (Guerguil et al., 2017).*

Cependant, au regard de la définition large des investissements publics (OCDE, 2014), nous constatons que la frontière est bien souvent ambiguë entre les dépenses courantes et les dépenses en capital. Aussi, les gouvernements peuvent être tentés de financer des dépenses courantes par la dette (Mintz et Smart, 2006). Ainsi, par cet aléa moral, la règle budgétaire est susceptible d'être intégralement contournée par un système de comptabilité créative et à nouveau se pose la question de la transparence des finances publiques. Guerguil et al. (2017) résument cette difficulté de cette manière : « *le caractère contracyclique plus large de la politique budgétaire, associé à des règles*

*favorables à l'investissement, n'est pas synonyme de supériorité des règles favorables à l'investissement par rapport à d'autres types de règles. En effet, des règles budgétaires favorables à l'investissement peuvent donner lieu à des pratiques comptables créatives, car l'absence d'une distinction conceptuelle claire entre les dépenses courantes et les dépenses d'investissement peut inciter à classer de manière opportuniste des dépenses improductives dans la catégorie " investissement ", en vue de contourner la contrainte obligatoire de la règle budgétaire (voir FMI, 2014; Serven, 2007) » (Guerguil et al., 2017).*

#### **I-4.4 – Quels mécanismes alternatifs et/ou complémentaires aux règles pour limiter les distorsions politiques ?**

La réussite du gouvernement fédéral canadien dans les années 1990 et 2000, représente un important contre-exemple pour la réussite d'un assainissement budgétaire sans règles budgétaires fédérales (Farvaque et al., 2012). De plus, le fait que les gouvernements aient un problème d'engagement avec les règles, en les changeants dès qu'ils en ont l'opportunité, il est légitime de se demander quels sont les mécanismes institutionnels en l'absence de règles qui permettent de favoriser le caractère soutenable des finances publiques.

En effet, dans un contexte où les règles budgétaires ont considérablement évolué au cours des dernières décennies, Heinemann et al. (2018) mettent en évidence dans le cadre d'une méta-analyse, que l'effet contraignant des règles budgétaires sur les agrégats budgétaires est fortement affaibli une fois l'endogénéité traitée. De même, Caselli et Reynaud (2020) montrent que si les règles budgétaires conduisent à la réduction des déficits, l'effet global disparaît lorsque l'endogénéité est traitée à l'aide de l'instrument de contiguïté (règle des voisins) qui permet de capter notamment les phénomènes d'imitation dans la mise en place des règles. Les règles ne seraient finalement que le reflet de la volonté politique. Iara et Wolff (2010) soulignent particulièrement l'importance de la qualité perçue des règles. En ce sens, le niveau de conception des règles est crucial car les règles budgétaires reflètent aux yeux des marchés « la capacité et de la volonté des gouvernements d'assurer le service de la dette en temps voulu ». D'un autre côté, un problème d'engagement de la règle est pointé du doigt lorsqu'elles sont remises en cause en cas de surchauffe budgétaire comme par exemple la suspension du Pacte de Stabilité et de Croissance en

Europe au cours du premier semestre 2020 dans le contexte exceptionnel de la crise sanitaire. La refonte du cadre budgétaire européen est à nouveau posé (voir Martin et al., 2021). Aussi, Tóth (2019) propose une grille de lecture originale en distinguant les règles du présent, introduites par les gouvernements en poste (fonction de signalisation), des règles du passé (fonction limitative). Il constate qu'en période de reprise économique, les règles issues du passé (fonction limitative) contribuent à une politique budgétaire disciplinée. L'auteur conclut que la fonction de signalisation contribue à l'efficacité de la politique à court terme alors que la fonction limitative des règles favorise « efficacement une politique budgétaire disciplinée à long terme ».

Au regard de ces résultats mitigés, les règles budgétaires sont-elles le seul instrument indispensable à la réussite des politiques d'assainissement des comptes publics ? Existe-t-il des mécanismes institutionnels permettant d'augmenter les chances qu'un gouvernement adopte des politiques soutenables à long terme, même sans règles budgétaires ?

Tout d'abord, Bergman et al. (2016) montrent que les règles budgétaires et l'efficacité du gouvernement sont des substituts pour promouvoir la viabilité des comptes publics. Ensuite, les institutions apparaissent comme un élément déterminant pour limiter les distorsions politiques en faveur d'un endettement excessif. Mandon et Cazals (2019) montrent notamment dans le cadre d'une méta-analyse que « seules la démocratie et les structures constitutionnelles des pays exercent des effets robustes. Plus précisément, les démocraties plus anciennes et plus fortes sont moins sujettes à de tels cycles que leurs homologues. Les résultats suggèrent également que les systèmes parlementaires pourraient être plus enclins à plaire aux électeurs en augmentant les dépenses pendant les périodes préélectorales, alors que les systèmes présidentiels pourraient favoriser une réduction des recettes avant les élections » (Mandon et Cazals, 2019). Dans un tel cadre, Farvaque et al. (2012) rappellent que la rationalité des électeurs a un effet disciplinant sur dirigeants politiques sortants, car elle exerce un pouvoir de sanction dans les urnes en cas de politiques opportunistes et irresponsables. Cependant, cet effet disciplinant de l'anticipation rationnelle des électeurs s'amenuise en cas de circonstances inattendues et exceptionnelles générant de l'incertitude et de l'asymétrie d'information entre le gouvernement et les électeurs. Par conséquent, le moyen d'améliorer la discipline budgétaire est de limiter l'incertitude. La transparence et la circulation de l'information sont donc des éléments centraux.

A ce titre, Fernández et Parro (2019) montrent que « les systèmes financiers solides peuvent se substituer aux règles budgétaires officielles dans ce processus ». En effet, « la réduction du risque de défaut évalué par les agences de notation est l'un des mécanismes dont disposent les gouvernements pour réduire le coût du financement souverain ». Pour expliquer leur principale conclusion, les auteurs supposent que « les pays qui comptent sur leurs marchés financiers pour répartir les ressources entre les secteurs augmentent le coût politique d'un comportement irresponsable pour l'autorité budgétaire, ce qui rend les règles budgétaires moins nécessaires aux yeux des agences de notation de crédit ». Plus les marchés financiers sont développés et plus cela augmente le coût d'une politique budgétaire irresponsable ce qui rend les règles moins nécessaires. Cette « substituabilité entre les règles budgétaires et le développement des marchés financiers implique qu'un élément central derrière cette relation est le rôle de surveillance que le système financier exerce sur l'autorité budgétaire. En d'autres termes, des marchés financiers plus développés favoriseraient la discipline de l'autorité budgétaire en dévoilant rapidement les conséquences sur le risque de défaut souverain des politiques qui menacent la viabilité intertemporelle des finances publiques » (Fernández et Parro, 2019).

En outre, Repetto (2018) souligne le rôle important de l'information en examinant les effets d'une réforme qui en 2008 a obligé les municipalités italiennes à publier leurs bilans 2 mois avant (avril au lieu de juin) soit juste avant les élections. Il montre que des électeurs mieux informés provoquent une baisse des cycles budgétaires politiques et des manipulations. Il montre que des électeurs mieux informés provoquent une baisse des cycles budgétaires politiques et des manipulations. En effet, les politiciens bénéficient d'un avantage informationnel sur leurs citoyens (Persson et Tabellini, 2002 ; Repetto, 2018 ; Rogoff, 1990). « Si un emprunt ou un déficit peut être dissimulé jusqu'aux élections les électeurs risquent de confondre l'augmentation des dépenses avec un signal de la capacité du titulaire à fournir davantage de biens publics » (Repetto, 2018). La date de publication des bilans a donc un effet important pour réduire l'asymétrie de l'information entre les dirigeants opportunistes et les électeurs. L'auteur montre également le rôle important de la presse locale pour communiquer et commenter les résultats budgétaires de la municipalité au moment de la sortie des chiffres. Cette réforme a contribué à réduire l'asymétrie d'information entre les électeurs et les candidats sortants. L'effet disciplinant a été obtenu grâce à l'information et à la pression des pairs

pour agir de manière responsable. La manipulation des dépenses diminue avec le niveau d'information des électeurs. La divulgation en temps opportun d'informations sur la performance des politiciens a des effets importants sur les actions des électeurs et des politiciens.

Pour limiter les asymétries d'informations potentielles, le rôle de conseils budgétaires indépendants est discuté dans la littérature (voir Debrun et al., 2009). Frankel et Schreger (2013) mettent en avant le rôle favorable joué par la création d'institutions fiscales indépendantes en matière de prévision budgétaires. Reuter (2019) montre notamment que « les organismes indépendants de contrôle et d'application qui alertent en temps réel s'avèrent associés à une probabilité plus élevée de conformité ». En ce sens, Debrun et Jonung (2019) partent du « trilemme » sur les trois propriétés essentielles des règles budgétaires de Kopits et Symansky (1998) : Simplicité, exécutoire et souple. Dans la pratique, les auteurs constatent qu'il n'est possible d'en avoir que deux à la fois et pas trois en même temps. Par exemple, en voulant garder le caractère exécutoire et gagner en souplesse avec des règles favorisant l'investissement, les règles ont perdu en simplicité et donc en transparence. Or, Milesi-Ferretti (2004) rappelle que les mesures de comptabilité créative peuvent entraîner des coûts pour le gouvernement, notamment de réputation « qui dépendront vraisemblablement de la capacité du public à surveiller les mesures budgétaires du gouvernement ». « La probabilité de détection d'une comptabilité créative est supposée augmenter dans le degré de transparence budgétaire ». L'auteur montre que pour un coût de réputation lié au non-respect de la règle, l'ampleur de l'ajustement budgétaire induit par la règle est fonction positive du degré de transparence du budget (Milesi-Ferretti, 2004).

Ainsi, Debrun et Jonung (2019) proposent de minimiser le caractère exécutoire des règles en augmentant le risque de réputation lié à la violation des règles grâce à un organisme indépendant chargé de communiquer aux électeurs la politique conduite. Les règles budgétaires seraient ainsi débarrassées de la nature contraignante : simplicité et souple. La règle jouant un rôle de guide et la contrainte étant assuré par le risque de réputation. Ainsi la règle devient un point de référence quantitatif simple et souple. Le rôle des conseils budgétaires indépendants est de limiter la discrétion budgétaire en jouant un rôle de garde-fou pour alerter les parties prenantes dans le processus budgétaire. « Les conseils budgétaires indépendants devraient être des chiens de garde impitoyables et bruyants qui démystifient " l'alchimie fiscale ", débarrassent le débat public des



écrans de fumée partisans et encouragent le soutien populaire à des politiques budgétaires saines » (Debrun et Jonung, 2019). Ces organismes indépendants ont donc vocation à réduire l’asymétrie d’information entre les électeurs et les décideurs politiques pour les encourager à adopter des politiques budgétaires saines et moins partisanses et/ou opportunistes.

C’est dans ce sens que Blanchard et al. (2021) proposent de reconsidérer le cadre budgétaire européen en proposant « *l’abandon des règles budgétaires au profit de normes budgétaires, c’est-à-dire des prescriptions qualitatives qui laissent une marge d’appréciation et un processus permettant de décider si les normes sont respectées. Au cœur de ce processus se trouveraient des évaluations spécifiques à chaque pays, réalisées à l’aide d’une analyse stochastique de la viabilité de la dette, sous la direction de conseils budgétaires nationaux indépendants et/ou de la Commission européenne. Les différends entre les États membres et la Commission européenne concernant l’application des normes devraient de préférence être tranchés par une institution indépendante, telle que la Cour européenne de justice (ou une chambre spécialisée), plutôt que par le Conseil de l’UE* ».

## **I-5 – Synthèse, objectifs et contributions de la thèse**

### **I-5.1 – Synthèse de la littérature**

La dette permet de financer les investissements publics (FMI, 2014; OCDE, 2014). Elle permet également de lisser les chocs non anticipés sur le budget des États, dans l’esprit du modèle de Barro (1979), en limitant les hausses de taxes qui ont des effets distorsifs en matière de bien-être (Battaglini et Coate, 2008). De plus, les agents économiques étant soumis à des chocs non assurables (incertitude), la dette souveraine permet de répondre à un besoin d’épargne de précaution qui nourrit la demande d’actifs sans risque (Aiyagari et McGrattan, 1998; Ball et al., 1998; Battaglini et Coate, 2008). Or, la demande mondiale d’actif sans risque étant supérieure à l’offre, l’environnement est favorable à l’endettement public de certaines économies (Angeletos et al., 2016; Blanchard, 2019; Caballero et al., 2017). Même si la littérature empirique n’apporte pas de preuve sur l’existence d’un seuil d’endettement maximum qu’une économie ne devrait pas dépasser, ce seuil est susceptible d’exister selon la confiance des investisseurs (Herndon et al.,

2014; Reinhart et Rogoff, 2010). Les deux principaux risques d'un endettement excessifs aux yeux des investisseurs sont le risque de défaut et la limitation de la marge de manœuvre pour réagir à un choc non anticipé et par là même la capacité à rebondir dans des investissements publics d'avenir (Joanis et Montmarquette, 2004).

Alors que la littérature laisse les dirigeants politiques dans le flou quant au niveau d'endettement optimal qu'une économie devrait viser, la manière dont les dirigeants politiques utilisent cette dette est importante. En effet, l'évolution du ratio de la dette rapportée au PIB dépend aussi des perspectives de croissance économique à moyen long terme. Or, le niveau de cette croissance est déterminé par la qualité de l'approvisionnement public à travers des investissements en infrastructures de qualité (Adam et Bevan, 2014; Buffie et al., 2012). Ce sujet est particulièrement d'actualité à l'heure des plans de relance, alors que le déficit en infrastructures publiques dans le monde présente une véritable opportunité (FMI, 2014) dans un contexte de taux d'intérêt faibles (Blanchard, 2019). Ainsi, en réconciliant les deux approches de la littérature macroéconomique du lissage des chocs et de la comptabilité générationnelle, deux cibles d'endettement peuvent être définies en considérant une cible « structurelle » correspondant à la valeur des investissements publics financés par l'endettement ainsi qu'une cible « temporaire » en réponse à des chocs négatifs, correspondant à la marge de manœuvre conjoncturelle (Joanis et Montmarquette, 2004).

Toutefois, tirillés entre bienveillance, esprit partisan et opportunisme, l'attrait particulier qu'entretiennent les dirigeants politiques à l'égard des déficits et de la dette (Battaglini et Coate, 2008) a nécessité la mise en place de mécanismes contraignants. La mise en place de règles budgétaires s'est ainsi rapidement développée dans la plupart des pays du monde. Notamment, les règles de nature constitutionnelles visant le solde budgétaire ainsi que le niveau d'endettement sont identifiées comme étant les règles les plus efficaces en matière d'endettement et de discipline budgétaire (Asatryan et al., 2018; Dharmapala, 2006; Gründler et Potrafke, 2020a). Cependant, ces règles sont suspectées de brider la capacité discrétionnaire des politiciens à mener des politiques contracyclique, en lissant les chocs à court terme et en investissant dans des projets d'infrastructures à long terme. Or, il apparaît que le niveau d'endettement joue un rôle décisif (Combes et al., 2017). En effet, dans les économies où la dette reste relativement modérée, de telles règles budgétaires favorisent la croissance, préservent l'investissement public ainsi que le lissage

des chocs (Gründler et Potrafke, 2020b). Cependant, un niveau d'endettement élevé limite la marge de manœuvre des politiques budgétaires et favorise la procyclicité en présence de règles contraignantes (Combes et al., 2017).

Dans un contexte où les niveaux de dette ont atteint des niveaux déjà élevés, parfois largement supérieur à 100% du PIB, ces règles apparaissent comme beaucoup trop contraignantes et certains assouplissements dans l'objet des règles en tenant compte de la conjoncture (Christoffel et al., 2011; Debrun et al., 2008; Reuter, 2019) et en préservant l'investissement public (Blanchard et Giavazzi, 2004; Creel et al., 2013; Guerguil et al., 2017) permettent de limiter le risque de procyclicité de ces dernières. Cependant, ces règles perdent dans le même temps en simplicité ainsi qu'en clarté. La comptabilité créative n'est jamais loin (Alt et al., 2012; Bohn et Inman, 1996; Milesi-Ferretti, 2004) et il n'est pas évident de discerner entre dépenses courantes et investissements de long terme en matière d'investissement public (Guerguil et al., 2017; Mintz et Smart, 2006). Notamment, la littérature empirique montre que l'effet bénéfique des règles s'amenuise en traitant correctement la question de l'endogénéité (Heinemann et al., 2018). Alors que les conditions d'application des règles sont décisives (voir Mandon et Cazals, 2019), d'autres mécanismes sont envisagés en complément, voire en lieu et place des règles budgétaires, tels que la mise en place de conseils budgétaires indépendants chargés de limiter les asymétries d'information entre les dirigeants politiques, les électeurs, ainsi que les investisseurs (Blanchard et al., 2021; Debrun et al., 2009; Debrun et Jonung, 2019).

## **I-5.2 – Objectifs et contributions de la thèse**

Au regard des plans de relance actuels accordant une large part aux infrastructures de transport, l'un des objectifs de la thèse est d'analyser l'effet des dépenses en infrastructures de transport sur la croissance de la productivité globale des facteurs dans les États américains.

En effet, si la dette participe au bien-être d'une économie (Aiyagari et McGrattan, 1998; Ball et al., 1998; Barro, 1979; Battaglini et Coate, 2008), l'objet du financement apparaît comme un élément déterminant de la croissance future (FMI, 2014) et donc de l'évolution du ratio Dette/PIB. Alors que le FMI (2014) ou encore l'OCDE (2014) mettent en évidence un déficit d'infrastructures dans le monde, le cas spécifique des infrastructures de transport dans les États américains est

d'autant plus intéressant que plusieurs rapports y pointent un déficit d'investissement. Le dernier rapport de l'American Society of Civil Engineers (ASCE – 2021) évalue globalement l'état actuel des infrastructures aux États-Unis à un niveau médiocre<sup>15</sup>. Concrètement, les dépenses de transport, et plus particulièrement les subventions fédérales associées, favorisent-elle la croissance de la productivité dans les États américains ? Il apparaît que les dernières analyses dans les États américains portent sur des données du XXe siècle et ne permettent pas de distinguer précisément les subventions fédérales associées à de telles dépenses.

Ainsi, dans le chapitre 1, nous contribuons à la littérature macroéconomique dans la lignée des travaux d'Aschauer (1989) à l'aide d'une source de données récente et à notre connaissance non utilisée à ce jour qui permet notamment de couvrir la période postérieure à la crise financière de 2008-09. En effet, cette période a connu la mise en œuvre du plan de relance Obama, qui comptait des éléments de financement d'infrastructures de ce type, et pour lesquels nous sommes en mesure de distinguer la part des subventions fédérales associée au total des dépenses de transport engagées par les États. Il ressort de cette analyse que les dépenses totales en infrastructures de transport ont bénéficié à la croissance de la productivité globale des facteurs des États américains dans le dernier quart du XXe siècle. Cependant, alors que les infrastructures de transport ont permis le développement économique des États-Unis en interconnectant les territoires depuis le XIXe siècle, cet effet disparaît sur la période récente. De plus, si d'un point de vue théorique nous nous attendons à un lien positif entre l'investissement public et la croissance, nous montrons que les dépenses de transports associées aux subventions fédérales impactent négativement la croissance de la productivité sur les deux dernières décennies.

Une explication à ce phénomène viendrait du fait que les subventions fédérales en la matière concernent davantage les dépenses en capital<sup>16</sup>, dont certaines, telles que les transports en commun, agissent défavorablement sur la croissance (Kalyvitis et Vella, 2011). En outre, les rendements relativement faibles de nombreux projets reflètent aussi, en partie, le niveau avancé de telles

---

<sup>15</sup> <https://infrastructurereportcard.org/>

<sup>16</sup> Les statistiques descriptives sur la répartition des subventions fédérales selon l'objet du financement (dépenses en capital *vs.* dépenses de fonctionnement et d'entretien) sont disponibles sur le site du *Congressional Budget Office* (CBO) : <https://www.cbo.gov/system/files/2018-10/54539-Infrastructure.pdf>

infrastructure aux États-Unis (Glaeser et Poterba, 2020). Aussi, nos résultats vont dans le sens des recommandations de Glaeser et Poterba (2020) qui invitent à la complémentarité des approches macroéconomique et microéconomique dans l'optimisation des choix de projets d'investissement, de mise en marché, de mise en œuvre et de gestion.

Ensuite, dans le contexte de redéfinition du cadre budgétaire européen, nous abordons dans la suite des chapitres, l'examen des règles budgétaires à la lumière du cas infranational américain, potentiellement riche d'enseignements.

En effet, l'analyse s'appuie sur l'expérience des États américains, pour profiter de la longue perspective qu'offre leurs cas, ainsi que la diversité des règles budgétaires existant au niveau de chaque État. Plus particulièrement, bien que les recherches antérieures aient généralement utilisé un indice de " rigueur budgétaire " tel que celui de l'ACIR (1987), Bohn et Inman (1996) recommandent pour l'analyse de la politique budgétaire, « de connaître l'influence de chaque règle sur les déficits puisque les règles - et non un indice - sont les véritables instruments du contrôle budgétaire ». Or, bien que peu utilisée, la nomenclature proposée par Hou et Smith (2006) dans le cas des États américains permet de tendre vers ce niveau d'analyse. Elle permet notamment de tester l'effet des règles selon deux dimensions. Premièrement, le niveau de conception juridique des règles bien connu de la littérature en distinguant les règles statutaires (niveau inférieur) des règles constitutionnelles (niveau supérieur). Deuxièmement, la seconde dimension relative aux conditions d'application, moins étudiée, s'attache au positionnement des différentes règles relatives aux exigences de budgets équilibrés le long du processus budgétaire, selon leur nature politique ou technique, dont les effets sont susceptibles d'être aussi, voire plus, important que le niveau de conception.

De plus, alors que le problème de causalité inverse est souvent avancé dans la littérature empirique sur les règles (voir notamment la méta-analyse d'Heinemann et al., 2018), le cas infranational américain présente l'avantage d'avoir des règles issues du XIXe siècle pour la plupart et sont fixes dans le temps, ce qui limite fortement ce risque d'endogénéité. Cependant, les effets fixes sont impératifs dans la spécification économétrique pour limiter le risque de variable omise, car nous

soupçonnons des déterminants géographiques des finances publiques (voir Joanis, 2014) dont il convient de tenir compte. Ceci représente un défi empirique car l'effet de chaque règle risque d'être entièrement capté dans les effets fixes d'un estimateur standard des moindres carrés ordinaires.

Enfin, au regard de cette stabilité et par contraste avec de nombreux pays dans le monde, la dette publique étatique (hors collectivités locales) y est faible. En effet, elle atteint un niveau moyen de 7.28% du PIB dans les 24 États en cycle budgétaire annuel que constitue notre échantillon de référence dans les chapitres 3 et 4 de la thèse sur la période 1988-2017 (voir Tableau 1). Historiquement, le compromis issu de la résolution du conflit opposant républicains et fédéralistes, va dans le sens d'un endettement initié au niveau fédéral en contrepartie de budgets maîtrisés au niveau des États (niveau d'imposition et endettement faible). C'est justement dans cet esprit que s'installe la norme d'équilibre avec la mise en place de la plupart des règles budgétaires dans les États américains dès le XIXe siècle (voir Hou et Smith, 2006). En outre, bien que les règles budgétaires y soient réputées contraignantes, comme en témoigne les niveaux d'endettement, nous constatons une hétérogénéité des niveaux et de l'évolution moyenne de la dette publique entre les différents États (voir figure 1).

Pour toutes ces raisons, le cas infranational américain apparaît comme un remarquable laboratoire pour procéder à l'examen empirique de l'effet des règles.

Tableau I.1 – Dette publique étatique (1988-2017)

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
State Debt/GDP	720	7,28	3,99	0,59	22,76
State Debt/GDP Growth	720	0,18	11,29	-59,82	85,87
State Debt Real \$2005 Per Capita	720	2863,06	1878,38	184,27	10531,14
State Debt Real \$2005 Per Capita Growth	720	1,33	9,68	-39,58	85,21

Notes :

24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année. Calculs de l'auteur à partir des données suivantes :

Les données de la dette proviennent du site

<https://www.census.gov/programs-surveys/state/data/tables.All.html>.

Les données relatives au GDP proviennent du site

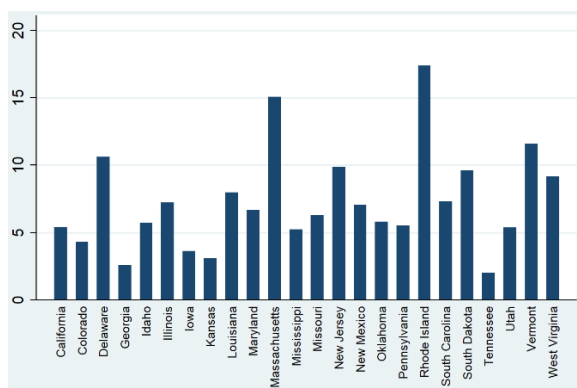
<https://apps.bea.gov/itable/iTable.cfm?ReqID=70&step=1#reqid=70&step=1&isuri=1>.

Les données relatives à la population proviennent du site

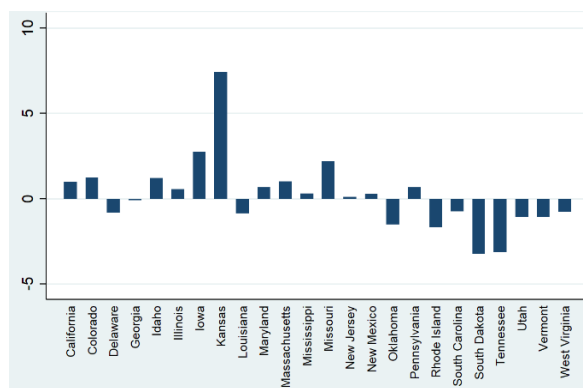
<https://www.census.gov/>

<sup>17</sup> Voir Joanis, 2014 pour une analyse de la dette en Amérique du nord.

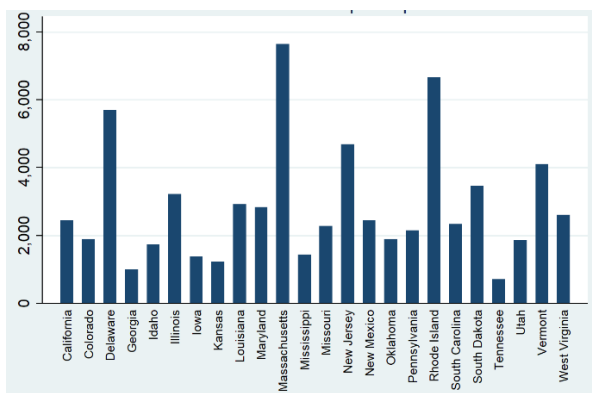
Ratio dette/PIB moyen



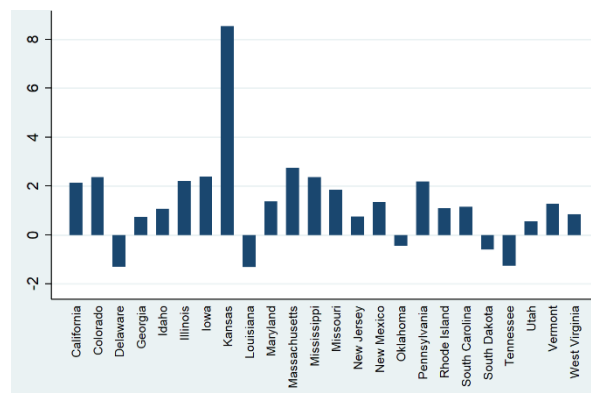
Croissance moyenne dette/PIB



Dette réelle par hab. moyenne



Croissance dette réelle par hab. moyenne



Notes :

24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année. Calculs de l'auteur à partir des données suivantes :

Les données de la dette proviennent du site

<https://www.census.gov/programs-surveys/state/data/tables.All.html>.

Les données relatives au GDP proviennent du site

<https://apps.bea.gov/itable/iTable.cfm?ReqID=70&step=1#reqid=70&step=1&isuri=1>.

Les données relatives à la population proviennent du site

<https://www.census.gov/>

Figure I.1 – Dette publique étatique moyenne (1988-2017)

Ainsi, le chapitre 2 de la thèse nous projette directement dans les tous premiers mois de l'année 2020. Nous procédons ici à l'examen des déterminants politiques et institutionnels de la politique de santé menée dans les États américains pour faire face à la pandémie de COVID-19. Certes, le

biais partisan est parfaitement identifié dans la littérature comme un déterminant de la gestion de la pandémie aux États-Unis, où les gouverneurs républicains et les gouverneurs des États comptant davantage de partisans de Trump, ont réagi plus lentement (voir Adolph et al., 2020). Cependant, l'analyse n'a pas été abordée sous l'angle des règles budgétaires. Il apparaît pourtant que les décideurs ont été confrontés à un double compromis : adopter des mesures de distanciation sociale et de restrictions de l'activité économique pour sauver des vies, au prix d'une perte d'activité économique dont les conséquences induites sur les finances publiques ne sont pas négligeables en présence d'exigences de budgets équilibrés. De la sorte, le moment où ont été prises les décisions a pu avoir son importance, car une adoption trop tardive ou trop rapide fait la différence, tant sur le plan sanitaire qu'économique. Une question se pose : les réponses politiques des États américains à la pandémie ont-elles été motivées par des politiques partisanses ou par des raisons budgétaires ?

D'une part, le positionnement des règles dans le processus budgétaire est susceptible d'avoir une influence décisive, alors que cette dimension reste peu abordée dans la littérature (voir Hou et Smith, 2006, 2010). Quel est l'effet des règles selon leur positionnement dans le processus budgétaire ? D'autre part, nous contrôlons nos résultats par un mécanisme contracyclique original et complémentaire aux règles dans le cadre budgétaire infranational américain. Il s'agit du *rainy day fund* également appelés fonds de stabilisation budgétaire (voir, par exemple, Zhao, 2016). Dans ce chapitre, nous l'abordons sous l'angle des fonds disponibles en début d'exercice sur le *rainy day fund* ainsi que sous l'angle des règles de retrait à la sortie de ces fonds. En effet, si la plupart des États bénéficient de la présence de fonds pour « les jours de pluie », dans lesquels les excédents antérieurs ont pu être " stockés " pour faire face à des circonstances difficiles futures, ces fonds ne peuvent pas être utilisés aussi facilement. Pour assurer sa vocation contracyclique et éviter l'utilisation des fonds à des fins opportunistes, partisanses, etc., des règles ont été mises en place pour conditionner explicitement les retraits à la volatilité des revenus et/ou du cycle économique (Pew Charitable Trusts, 2017). Ces règles contraignantes ont-elles été décisives pour réagir à la pandémie ?

Nous montrons ainsi au niveau des 50 États américains que les règles d'équilibre budgétaire ont joué un rôle décisif. Nous constatons que les règles de nature politique présentes dans la phase de préparation du budget – en particulier l'obligation pour le gouverneur d'équilibrer le budget –



augmentent le délai de prise de décision, tandis que les règles de nature technique dont la plupart présentes dans la phase de mise en œuvre du budget – telles que l’interdiction du report d’un déficit – les incitent à agir plus rapidement. Une explication serait que les règles de nature politique donnent un poids important à la responsabilité politique du gouverneur, en particulier à la responsabilité des conséquences de ses actions pour équilibrer le budget. Cela augmente le temps de réflexion, et la probabilité d’agir lentement, par rapport aux États voisins. A l’inverse, les règles techniques tendent à augmenter le nombre de mesures ainsi que la vitesse d’annonce. Les règles techniques n’engageraient-elles qu’indirectement la responsabilité du gouverneur en matière d’équilibre budgétaire, déresponsabilisant les politiques au profit d’ajustements budgétaires futurs douloureux, au prix de générer davantage de procyclicité ? Enfin, nous montrons que les *rainy day funds* permettent une prise de décision plus rapide et leur montant favorise la mise en œuvre de mesures de distanciation sociale plus importantes. L’absence de fonds de réserve crée davantage d’incertitude. De plus, alors que les règles explicitement liées à la volatilité de l’économie et/ou des revenus (i.e., plus restrictives) favorisent le rôle contracyclique face à un choc économique non anticipé, nous remarquons dans le cas de cette crise sanitaire, que ce sont les règles de retrait non explicitement liées à cette volatilité (i.e., plus souples) qui ont permis une meilleure réactivité. Ainsi, nos résultats révèlent que tant l’attitude partisane que les institutions budgétaires ont joué un rôle dans l’adoption de mesures de distanciation sociale.

Dans le chapitre 3 de la thèse, nous abordons la question des erreurs de prévisions budgétaires dans les États américains sur une période 30 ans (1988-2017) incluant notamment la grande récession. De manière générale, les prévisions budgétaires jouent un rôle décisif en matière de politique économique car elles peuvent entraîner des ajustements budgétaires coûteux en termes de bien-être, forçant les gouvernements à réduire l’aide sociale ou à retarder les projets d’infrastructures. Si les erreurs de prévisions budgétaires peuvent survenir en cas de choc non anticipés, elles relèvent également de facteurs politiques. Boylan (2008) observe notamment des prévisions budgétaires particulièrement biaisées les années d’élections du gouverneur dans le cas américain. Or, à notre connaissance, l’analyse de l’effet des règles budgétaires dans les États américains n’a pas été examiné. En outre, la littérature empirique internationale, montre que les règles budgétaire permettent de réduire le biais d’optimisme des politiciens (Chakraborty et Sinha, 2018; Picchio et

Santolini, 2019). Cependant, le succès n'est pas forcément au rendez-vous (Frankel et Schreger, 2013) voire favorise de la comptabilité créative (Luechinger et Schaltegger, 2013). Etant donné l'importance des règles budgétaires aux États-Unis, la question se pose de savoir comment et dans quelle mesure elles influencent les erreurs de prévision budgétaire. Les budgets sont-ils équilibrés ? Les exigences de budgets équilibrés limitent-elles les erreurs de prévision budgétaire ? Nous procédons ainsi cet examen sur une période de 30 ans en discriminant les règles budgétaires non seulement sous l'angle bien connu du niveau de conception juridique (constitutionnel, statutaire), ainsi que sous l'angle du positionnement des règles selon les phases du processus budgétaire (de la préparation à la mise en œuvre). Nous intégrons également à l'analyse le montant des fonds disponibles sur le *rainy day funds* à des fins de contrôle.

Malgré des règles budgétaires réputées contraignantes, nous mettons en évidence dans les États en cycle budgétaire annuel que, non seulement les erreurs de prévision budgétaire sont persistantes, mais que les gouverneurs ne font pas le meilleur usage des informations dont ils disposent. Alors que le biais d'optimisme dans les prévisions budgétaires induit par les facteurs politiques se traduit généralement par une surestimation des revenus et/ou une sous-estimation des dépenses, nous observons ici une sous-estimation globalement favorable du budget des États avec une sous-estimation des revenus en moyenne beaucoup plus forte que celle observée sur les dépenses. Les dépenses réelles dépassant les dépenses budgétisées, cette observation suggère une stratégie de manipulation du budget à des fins opportunistes dans la recherche d'une plus grande popularité et d'un soutien électoral (voir Benito et al., 2015) sans pour autant occasionner nécessairement de déficits publics au regard de la sous-estimation en moyenne plus forte des revenus. Les règles budgétaires seraient-elles responsables d'un tel biais de pessimisme suggérant des mesures de façades à des fins opportunistes ?

Pour atteindre notre objectif, nous utilisons successivement les estimateurs d'Hausman et Taylor (1981) et de Kripfganz et Schwarz (2019) ainsi que le modèle de décomposition des effets fixes proposé par Plümper et Troeger (2007, 2011) pour estimer l'influence des règles issues du passé et invariantes dans le temps sur les erreurs de prévision budgétaire, car leurs effets sont captés par les effets fixes de l'estimateur standard des moindres carrés ordinaires. De cette manière, nous mettons en évidence, pour les États américains en cycle budgétaire annuel, que seul le nombre de règles

constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre exerce une fonction limitative sur les erreurs de prévision budgétaire. De plus, nous n’observons pas de preuve incriminant les règles budgétaires dans une éventuelle manipulation budgétaire à des fins opportunistes. Au contraire, le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre vont dans le sens d’une réduction significative d’un éventuel comportement stratégique discuté ci-dessus. Plus particulièrement, cette réduction des erreurs de prévision budgétaire occasionnée par le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre du budget, suggère qu’elle se réalise concrètement en aval par des coupes dans les dépenses (voir Poterba, 1994; Clemens et Miran, 2012) plutôt qu’en amont avec de meilleures prévisions budgétaires (voir Chakraborty et Sinha, 2018). Enfin, nous n’observons pas d’effet significatifs lié au *rainy day funds* en matière d’erreur de prévision budgétaire. Au regard de ces résultats, nous examinons ensuite le rôle des règles budgétaires sur les ajustements budgétaires.

Ainsi, le chapitre 4 de la thèse analyse les déterminants des ajustements budgétaires en cas de choc non anticipé tant sur les dépenses que les revenus dans le cas infranational américain sur la même période de 30 ans (1988-2017). En effet, nous remarquons que les règles budgétaires dans le cas des États américains selon un indice de force (*degree of stringency* de l’ACIR, 1987) sont suspectées d’être procycliques en limitant la flexibilité budgétaire (voir notamment Clemens et Miran, 2012). De plus, tant en 2008 qu’en 2020, les médias se sont fait l’écho de décisions pouvant sembler absurdes, prises par des États ou comtés américains sous la contrainte de règles budgétaires les conduisant à revoir drastiquement l’offre de services publics, avec des coûts induits en termes de volatilité des revenus et de bien-être probablement importants (voir Farvaque et al., 2014). Par exemple, la ville de Maywood en Californie s’est fait connaître en 2010, comme étant la première ville des États-Unis et peut-être même dans le monde, à avoir licencié l’ensemble de ses employés municipaux durant la Grande Récession. Cette décision radicale et spectaculaire en matière d’ajustement a été motivée par la nécessité d’éviter la faillite après plusieurs années de déficit et de réduction des transferts de l’État de Californie. En effet, la Californie était elle-même dans une situation budgétaire difficile et contraint de respecter la règle de budget équilibré lui interdisant d’avoir un déficit (The Economist, 2010). Faut-il dès lors renoncer aux règles budgétaires, les reformuler ou changer leur interprétation à chaque crise, comme l’ont fait, par exemple, le Québec

en 2009 ou la zone euro en 2020 ? Ou, au contraire, faut-il les maintenir contre vents et marées, comme le font les États américains, ce qui assure leur crédibilité, mais au risque que leur application génère des effets contracycliques coûteux ?

Si l'examen des règles budgétaires est bien documenté dans la littérature empirique quant à ses effets en matière d'ajustement budgétaire et de procyclicité (voir Clemens et Miran, 2012; Poterba, 1994), l'examen n'a pas été porté au-delà de 2004 dans les États américains. De plus, il a été réalisé à partir d'un indice de « force » synthétique (ACIR, 1987) ne permettant pas de connaître l'effet de chaque règle dans le processus budgétaire (Bohn et Inman, 1996). Nous procédons ainsi à l'analyse en utilisant la nomenclature de Hou et Smith (2006) que nous développons comme précédemment sous l'angle du niveau de conception juridique ainsi que sous l'angle du positionnement des règles selon le processus budgétaire. En outre, nous intégrons également dans l'analyse le montant des fonds de stabilisation (*rainy day funds*). La littérature omet souvent sa présence, alors même qu'ils offrent un instrument important de lissage de la conjoncture, pour les États en possédant (PEW, 2017). De plus, notre étude couvre une période de 30 ans entre 1988 et 2017 intégrant notamment la période de la grande récession ainsi que de la longue période de croissance qui s'en est suivie. Enfin, en suivant la méthode initiée par Poterba (1994) dans la définition d'un choc budgétaire, nous analysons les ajustements budgétaires mis en œuvre, non seulement en étudiant les variations des dépenses et des impôts, mais nous intégrons aussi la volatilité de l'emploi public.

Nous montrons pour les États américains en cycle budgétaire annuel que les règles budgétaires ne sont pas neutres. Le nombre de règles budgétaires dans la phase de mise en œuvre du budget exerce une fonction limitative sur le budget, notamment si elles sont de nature constitutionnelle. Ce sont ces règles qui contraignent les gouverneurs à opérer des ajustements budgétaires, et ce avec un effet amplifié en fonction de la force d'un choc non anticipé générant donc un comportement procyclique via les dépenses et les emplois publics. Plus particulièrement, nous remarquons que ce type de règle influence négativement les variations d'effectifs public affectés aux routes en cas de choc non anticipé sur le budget ce qui n'est probablement pas sans conséquences en matière d'infrastructures de transports (voir Adam et Bevan, 2014; Buffie et al., 2012). Nous remarquons néanmoins que les règles de type constitutionnel participent à réduire les ajustements par des

hausse de taxes en cas de choc non anticipé. De manière complémentaire, nous remarquons que, si le *rainy day fund* n'exerce pas d'influence significative sur le montant des coupes budgétaires, il joue clairement un rôle contracyclique en réduisant les ajustements à la hausse des impôts. Si notre objectif est de mettre en évidence les déterminants institutionnels des ajustements budgétaires en cas de choc non anticipé, nous discutons en conclusion des éléments de réponses à la question : « Faut-il brûler les règles ? ».

# CHAPITRE 1 RELANCER PAR LES INFRASTRUCTURES DE TRANSPORT ? LES LEÇONS DU CAS DES ÉTATS AMÉRICAINS<sup>18</sup>

## Résumé

Nous étudions l'impact productif des dépenses en infrastructure de transport dans les États américains sur la période 1978-2018. Si les infrastructures de transport ont favorisé la croissance de la productivité globale des facteurs jusqu'à la fin du XXe siècle, les données ne révèlent pas d'effet significatif sur la période récente. En outre, en distinguant dans les dépenses le financement fédéral de celui effectué par les États américains eux-mêmes, nous constatons que les subventions fédérales réduisent la croissance de la productivité. Si nos résultats reflètent le niveau avancé des infrastructures de transport dans les États américains, ils invitent à la prudence quant à l'effet à attendre d'une relance par ce biais.

**Mots clés :** capital public, infrastructures de transport, productivité totale des facteurs, subventions fédérales

---

<sup>18</sup> Le chapitre 1 est en cours d'évaluation dans une revue à comité de lecture. La contribution réelle de Nicolas OOGHE est de 100%.

*« Si l'énergie dépensée à réclamer une annulation de la dette par la BCE était consacrée à un débat sur l'utilisation de cette dette, ce serait beaucoup plus utile ! À quoi sera affectée la dépense publique ? Sur quels secteurs d'avenir investir ? Voilà le sujet essentiel aujourd'hui »*<sup>19</sup>. Christine Lagarde, Présidente de la Banque Centrale Européenne, Interview au JDD, 06 février 2021

*« En 1916, Cincinnati a décidé de construire un magnifique nouveau système de métro. Après des décennies de ratés, il a été abandonné en 1948. Aujourd'hui, il y a deux miles de tunnels sous la ville qui n'ont jamais été utilisés. Ce récit édifiant est toujours d'actualité. Les politiciens du monde entier réclament davantage de dépenses d'infrastructure. Pourtant, peu d'industries ont un moins bon bilan en matière de respect des délais et du budget »*<sup>20</sup>. (The Economist, 2021)

## **1.1 Introduction**

Face à la crise sanitaire, les gouvernements ont adopté des plans de relance qui favorisent particulièrement les dépenses d'infrastructures, avec une ambition non dissimulée pour les transports. En effet, « la hausse des investissements publics d'infrastructure accroît la production à court et à long terme, notamment durant les périodes de ralentissement économique et lorsque l'investissement est très efficient » (FMI, 2014). Dans le cas des États-Unis, avec un plan de relance global de 1900 Mds\$ « Joe Biden veut dépenser 2 Mds\$ pour les routes, les réseaux électriques et les chemins de fer » (The Economist, 2021) dans l'attente d'un plan massif réservé aux infrastructures, actuellement en cours d'examen législatif, et dont le montant de dépenses prévisionnelles avoisine les 2000 Mds\$<sup>21</sup>. Au Canada, le gouvernement Trudeau annonce un plan d'investissement dans les infrastructures publiques à hauteur de 10 Mds\$ dont 1,5Mds\$ consacrés aux transports « pour accélérer l'adoption d'autobus zéro émission et la mise en place d'infrastructures de recharge pour permettre aux Canadiens de se déplacer de manière plus

---

<sup>19</sup> <https://www.lejdd.fr/Economie/exclusif-la-presidente-de-la-bce-christine-lagarde-2021-sera-une-annee-de-reprise-4023489>

<sup>20</sup> Traduction de l'auteur

<sup>21</sup> <https://www.whitehouse.gov/build-back-better/>

écologique »<sup>22</sup>. En France, le gouvernement Castex prévoit une enveloppe de 11,5Mds€ pour le volet transport de son plan de relance, dont 4,7Mds€ pour les infrastructures ferroviaires, 1,2Mds€ dans les transports en commun, et 0,5Mds€ pour les infrastructures routières<sup>23</sup>.

Or, quel est l'impact de telles dépenses sur l'économie ? A court terme, la littérature récente montre que les plans de relance via les dépenses en infrastructures publiques sont un faible instrument contracyclique (Ramey, 2020). En revanche, elles permettent à long terme de tirer favorablement la croissance économique (Clarke et Batina, 2019). Concrètement, au regard de la méta-analyse de Bom et Ligthart (2014), le débat porte plus précisément sur le niveau de l'élasticité de la production par rapport au capital public. En effet, l'analyse macroéconomique ne tient pas compte des différences possibles dans les produits marginaux des différents types de capital public. Par exemple, certaines études mettent en avant l'importance des dépenses de fonctionnement et d'entretien des infrastructures quant à la vitesse de dépréciation du capital public (Adam et Bevan, 2014; Kalyvitis et Vella, 2015).

Dans cet article, nous analysons l'impact du cas spécifique des dépenses totales en infrastructures de transport sur la croissance de la productivité globale des facteurs des États américains, avec une attention particulière portée sur le rôle des subventions fédérales associées à ces dépenses.

Nous contribuons ainsi à la littérature macroéconomique dans la lignée des travaux d'Aschauer (1989) en examinant le cas infranational américain à l'aide d'une source de données récente et à notre connaissance non utilisée à ce jour sur la période 1998-2018, que nous complétons avec une source historique bien connu de la littérature sur la période antérieure, 1977-2008. Cette base de données récente nous permet notamment de couvrir la période postérieure à la grande récession, durant laquelle a été mise en œuvre le plan de relance Obama qui comptait des éléments de financement d'infrastructures de ce type, et pour laquelle nous sommes en mesure de distinguer la part des subventions fédérales associée au total des dépenses de transport engagées par les États.

---

<sup>22</sup><https://pm.gc.ca/fr/nouvelles/communiqués/2020/10/01/premier-ministre-annonce-plan-d'infrastructure-creer-des-emplois-et>

<sup>23</sup> Le reste de l'enveloppe est consacré aux infrastructures maritimes et fluviale (0,4Mds€), à la conversion du parc automobile (2,7Mds€) et les aides en recherche et développement pour développer l'avion vert de demain (1,9Mds€) ; <https://www.ecologie.gouv.fr/france-relance-115-milliards-dedies-aux-transport>



Conformément à la littérature, il ressort de notre analyse que les dépenses en infrastructures de transport ont eu un rôle significatif et bénéfique sur la croissance de la productivité globale des facteurs dans le dernier quart du XXe siècle. Cependant, cet effet disparaît sur la période récente (1998-2018). Glaeser et Poterba (2020) rappellent que « les rendements relativement faibles de nombreux projets reflètent, en partie, le niveau avancé des infrastructures aux États-Unis aujourd'hui ». La croissance de la productivité actuelle des États américains trouverait donc aujourd'hui ses origines ailleurs que dans ce type d'infrastructures.

En outre, et si d'un point de vue théorique nous nous attendons à un lien positif entre investissement public et croissance, nous montrons que les dépenses de transports associées aux subventions fédérales impactent négativement la croissance de la productivité sur les deux dernières décennies. Dans le contexte du plan de relance de 2008, une explication possible d'un tel résultat est à rechercher dans la composition des dépenses totales de transports réalisées dans les États. En effet, de manière générale, les subventions fédérales en la matière concernent davantage les dépenses en capital<sup>24</sup>, dont certaines, telles que les transports en commun, agissent défavorablement sur la croissance (Kalyvitis et Vella, 2011).

La suite du document s'organise comme suit. Nous dressons brièvement une revue de la littérature relative aux dépenses publiques en infrastructure sur le cas des États américains (section 2). Nous présentons ensuite les données et la stratégie empirique adoptée (section 3). Enfin, nous discutons des résultats (section 4) avant de conclure (section 5).

## 1.2 Revue de littérature

Les plans de relance via les dépenses publiques en infrastructure se justifient sur le plan macroéconomique par des avantages à court et à long termes.

A court terme, les dépenses en infrastructure publique ont clairement une visée contracyclique en cas de choc économique. Selon « le modèle keynésien traditionnel, les dépenses publiques

---

<sup>24</sup> Les statistiques descriptives sur la répartition des subventions fédérales selon l'objet du financement (dépenses en capital *vs.* dépenses de fonctionnement et d'entretien) sont disponibles sur le site du *Congressional Budget Office* (CBO) : <https://www.cbo.gov/system/files/2018-10/54539-Infrastructure.pdf>

productives (...) stimulent l'économie à court terme par le biais d'un revenu standard et d'effets multiplicateurs et contribuent à ramener la production au niveau de la production potentielle » (Ramey, 2020). C'est dans cet esprit que les plans de relance des présidents Hoover (loi sur les *secours d'urgence et la construction de 1932*), Roosevelt (*New Deal*), ou encore Obama (*American Recovery and Reinvestment Act – ARRA*) ont été mis en œuvre. Cependant, les travaux de Ramey (2020) suggèrent que les infrastructures publiques sont devenues un faible instrument contracyclique. En effet, « si l'infrastructure nécessite des machines, plus que des personnes faiblement qualifiées, alors la possibilité pour la politique d'infrastructure d'exercer des effets à court terme sur l'emploi sera limitée »<sup>25</sup> (Glaeser et Poterba, 2020). De plus, « les dépenses d'infrastructure sont lentes à planifier et à mettre en œuvre. Même si un programme de dépenses d'infrastructure est mis en place au début de la récession, l'argent peut ne pas être versé avant la fin de la récession, lorsque ses avantages pour l'emploi ne seront plus aussi importants » (Glaeser et Poterba, 2020).

A long terme, les travaux d'Aschauer (1989) ont montré que le stock de capital public, et notamment « les infrastructures de base composées de rues, d'autoroutes, d'aéroports, de transports en commun, d'égouts, de systèmes d'eau, etc. », stimule la croissance économique et a « le plus grand pouvoir explicatif pour la productivité ». Le développement des chemins de fer au cours du XIXe siècle participait déjà au développement économique des États-Unis en interconnectant les territoires. Les travaux de Hornbeck et Rotemberg (2019) montrent notamment que « les chemins de fer ont joué un rôle central en encourageant le développement historique de l'économie américaine » car « la mauvaise allocation des ressources amplifie considérablement les impacts des technologies, telles que les infrastructures de transport, qui permettent et encouragent d'autres activités économiques ». Jenks (1944) soulignait que « la conviction que le chemin de fer pourrait circuler partout avec bénéfice a donné un nouvel élan à l'ingéniosité américaine et a ouvert des champs fermés d'entreprises potentielles ».

---

<sup>25</sup> « Les projets du New Deal faisaient souvent appel à un grand nombre d'ouvriers non qualifiés. Aujourd'hui, les infrastructures sont beaucoup plus capitalistiques et ont bien plus de chances de faire appel à des travailleurs qualifiés qui seraient de toute façon employés » (Glaeser et Poterba, 2020).

Sur le plan théorique, les analyses fondatrices liant investissements publics et croissance, dans le contexte des modèles de croissance endogène, se sont développées dans les années 1990 (Barro, 1990; Barro et Sala-I-Martin, 1992; Futagami, Morita, et Shibata, 1993; Glomm et Ravikumar, 1994). Dans la période plus récente, Adam et Bevan (2014) développent un modèle rappelant que les dépenses en infrastructures publiques se caractérisent tant par des dépenses en capital que par les dépenses de fonctionnement et d'entretien (F&E) qui limitent le taux de dépréciation du capital. Leurs résultats mettent en avant que les gains en termes de croissance pourraient être considérables en effectuant uniquement les dépenses de F&E au niveau optimal, avant même de réfléchir à investir dans des infrastructures neuves. Or, dans la mise en œuvre du budget, les dépenses de F&E figurent parmi les postes coupés les plus rapidement en période de pression budgétaire (Adam et Bevan, 2014). Dans le cas des États américains, nous constatons que les dépenses de F&E relèvent surtout du financement des États (Kalyvitis et Vella, 2015) alors que les règles budgétaires y sont particulièrement contraignantes (Clemens et Miran, 2012; Poterba, 1994).

Sur le plan empirique, les travaux qui ont suivi la voie ouverte par Aschauer (1989), suscitent des débats quant au niveau de l'élasticité de la production par rapport au capital public. Jusqu'aux travaux de réplique de Clarke et Batina (2019), les travaux de Munnell (1990) ou encore Fernald (1999) ont trouvé des élasticités similaires, comprises entre 0,31 et 0,39 (Ramey, 2020). Cependant, le modèle néo-keynésien à moyenne échelle de Ramey (2020) « suggère que l'élasticité agrégée de la fonction de production par rapport au capital public se situe probablement entre 0,065 et 0,12 ». L'auteure constate que ses résultats sont « similaires à la fourchette trouvée par la méta-analyse de Bom et Ligthart (2014) ». Surtout, Ramey (2020) indique que « cette élasticité est très stylisée et ne tient pas compte des différences possibles dans les produits marginaux des différents types de capital public ». Ce point particulièrement important s'illustre à l'aide des travaux de Kalyvitis et Vella (2011, 2015).

En effet, Kalyvitis et Vella (2015) montrent sur la période 1978-2000 sur les États américains que « l'effet d'entraînement des dépenses de F&E est beaucoup plus élevé (jusqu'à huit fois en moyenne) que l'effet correspondant des dépenses en capital ». Du point de vue des dépenses de capital, Glaeser et Poterba (2020) rappellent que « les rendements relativement faibles de nombreux projets reflètent, en partie, le niveau avancé des infrastructures aux États-Unis aujourd'hui ». Concernant

les dépenses en F&E, Kalyvitis et Vella (2015) insistent sur le fait qu'elles sont globalement assurées par les États et les collectivités locales, probablement à un niveau sous-optimal, alors que les subventions fédérales concernent plus particulièrement les dépenses en capital.

En outre, Kalyvitis et Vella (2011) mettent en lumière à l'aide d'une série chronologique sur l'économie américaine sur la période 1956-2004, que les subventions fédérales en infrastructure ont un impact négatif sur la productivité globale des facteurs et plus précisément les subventions fédérales associées aux dépenses de transports en commun. Globalement, ces résultats soulignent la nécessité « d'élaborer des mesures mieux ciblées pour accroître la productivité nationale » (Kalyvitis et Vella, 2015). Des éléments d'explication d'un tel résultat sur les subventions fédérales associées aux dépenses en capital se retrouvent dans la littérature sur l'approvisionnement en infrastructure.

En effet, Obeng et Sakano (2008) établissent que « dans les systèmes de transit caractérisés par de légères dés-économies d'échelle, les subventions diminuent la productivité globale des facteurs de 0,02% par an ». De plus, la passation des marchés publics et leur gestion sont cruciales dans l'efficacité de l'infrastructure publique. Par exemple, Glaeser et Poterba (2020) font valoir que « bon nombre des investissements d'infrastructure les plus coûteux aux États-Unis, notamment le Big Dig de Boston et le métro de la deuxième avenue de New York, ont coûté un multiple de leurs estimations initiales parce que de nouveaux événements ont entraîné des renégociations avec les entrepreneurs pendant le processus de construction. Lorsque l'annulation du projet n'est pas envisageable, les entrepreneurs ont une position de force dans les négociations ».

Nous constatons que les enseignements du plan de relance Obama (American Recovery and Reinvestment Act – ARRA), promulgué début 2009 au plus fort de la Grande Récession vont dans le même sens. Alors que ce « plan de relance a ciblé spécifiquement les projets "prêts à démarrer" en raison de l'urgence des dépenses publiques immédiates », « les retards (...) ont néanmoins été considérables » (Ramey, 2020). De plus, Glaeser et Poterba (2020) indiquent que « les nouveaux projets à grande échelle sont particulièrement difficiles à lancer en période de récession ». Ils citent l'exemple de la planification du train à grande vitesse de Californie qui a commencé « avec les fonds fédéraux dépensés pendant la Grande Récession, mais l'activité de construction continue n'a commencé qu'en 2015 et les travaux ultérieurs sur la plus grande partie du système ont été reportés

indéfiniment en 2019 ». En outre, Dupor (2017) affirme que les subventions fédérales de l'ARRA se sont substituées aux dépenses étatiques. Les travaux de Knight (2002, 2004), illustrant les incitations contradictoires des législateurs individuels pour augmenter les dépenses des districts et limiter la charge fiscale des districts, vont particulièrement dans ce sens.

Pour résumer, nous retenons l'analyse du FMI (2014) : s'il est bien géré « l'investissement public représente l'une des formes de dépense publique les plus à même de stimuler la croissance ». Cependant, « la réalisation de mauvais choix d'investissement et une piètre mise en œuvre non seulement entraînent un gaspillage des ressources publiques et une érosion de la confiance du public, mais peuvent aussi contrarier les perspectives de croissance » (FMI, 2014).

## 1.3 Données et stratégie empirique

### 1.3.1 Spécification économétrique

Nous suivons le modèle d'Aschauer (1989) présenté par Clarke et Batina (2019) que nous appliquons au cas des États américains :

$$Y_{it} = A_{it} N_{it}^{e_N} K_{it}^{e_K} G_{it}^{e_G} \exp(u_{it})$$

- $Y_{it}$  est la production de l'État  $i$  à la date  $t$ .
- $A_t = \exp(a_0 + a_1 t)$  est une mesure de productivité Hicks-neutre dans le modèle d'Aschauer (1989) (Clarke et Batina, 2019). Au regard de la dimension de notre panel, nous suivons Kalyvitis et Vella (2015) qui retiennent la définition suivante  $A_{it} = \exp(a_0 + \sum_{i=1}^{N-1} \alpha_i D_i + a_1 t)$ . Ainsi, « le taux exogène de progrès technologique est modélisé en fonction de variables fictives spécifiques à l'état,  $D_i$ , et d'une tendance temporelle, saisissant respectivement les données exogènes idiosyncrasiques et temporelles » (Kalyvitis et Vella, 2015).
- $N_{it}$  est le travail agrégé,  $K_{it}$  est l'ensemble des capitaux privés,  $G_{it}$  est un capital public,  $u_{it}$  est un terme d'erreur, et  $(a_1, a_2, e_N, e_K, e_G)$  sont les paramètres à estimer. Comme nous sommes dans le cas de données de panels, il est important de préciser que l'estimation de l'élasticité de la production par rapport au dépenses en infrastructure de transport ne donne

que « des effets relatifs, car les effets globaux sont généralement pris en compte par des termes constants ou des effets fixes dans le temps » (Ramey, 2020).

Au lieu de régresser la production sur les intrants, nous suivons Kalyvitis et Vella (2015) et Ramey (2020) en utilisant la productivité globale des facteurs (*Total Factor Productivity – TFP*) comme variable dépendante. De plus, nous nous intéressons à sa variation en suivant Kalyvitis et Vella (2015). Par conséquent, nous développons le modèle comme suit :

$$\Delta \ln Y_{it} = \Delta \ln A_{it} + e_N \Delta \ln N_{it} + e_K \Delta \ln K_{it} + e_G \Delta \ln G_{it} + u_{it}$$

$$\Delta \ln Y_{it} - e_N \Delta \ln N_{it} - e_K \Delta \ln K_{it} = \Delta \ln A_{it} + e_G \Delta \ln G_{it} + u_{it}$$

$$\Delta TFP_{it} = \Delta \ln A_{it} + e_G \Delta \ln G_{it} + u_{it}$$

Ainsi, les spécifications économétriques de notre modèle de base sont les suivantes.

$$(1) \Delta TFP_{it} = a_0 + \delta_i + a_1 \Delta t + e_G \Delta \ln G_{it} + u_{it}$$

$$(2) \Delta TFP_{it} = a_0 + \delta_i + a_1 \Delta t + e_{GFed} \Delta \ln GFed_{it} + e_{GState} \Delta \ln GState_{it} + u_{it}$$

D’abord, nous étudions l’impact de la croissance des dépenses totales de transport  $\Delta \ln G_{it}$  dans les États américains sur la croissance de la productivité globale des facteurs (équation 1). Au regard des éléments de littérature présentés ci-dessus, nous examinons l’hypothèse reposant sur l’argument d’Aschauer (1989): les dépenses totales de transport ( $\Delta \ln G_{it}$ ) ont un impact positif sur la croissance de la productivité globale des facteurs de sorte que le coefficient  $e_G$  est de signe positif.

Ensuite, nous distinguons les dépenses prises en charge par les États de celles financées par les subventions fédérales<sup>26</sup> (équation 2). Nous examinons l’hypothèse que les dépenses de transport (capital et F&E) financées par les États ( $\Delta \ln GState_{it}$ ) ont un impact positif sur la productivité globale des facteurs. Cette hypothèse va dans le sens des travaux de Kalyvitis et Vella (2011, 2015). Autrement dit, nous testons l’hypothèse que le coefficient  $e_{GState}$  est de signe positif. De même, les subventions fédérales associées aux dépenses de transport ( $\Delta \ln GFed_{it}$ ) devraient théoriquement avoir un impact positif sur la productivité. Toutefois, un effet négatif est susceptible

---

<sup>26</sup> Avec  $G_{it} = GFed_{it} + GState_{it}$

de l'emporter conformément au résultats des travaux empiriques de Kalyvitis et Vella (2011) et plus particulièrement en période où les plans de relance tels que le plan de relance Obama, sont susceptibles d'être à l'œuvre. En effet, les subventions fédérales concernent davantage les dépenses en capital, dont certaines, telles que les transports en commun, agissent défavorablement sur la croissance (Kalyvitis et Vella, 2011). En ce sens, le coefficient  $e_{GFed}$  est susceptible d'être négatif.

### ***1.3.2 Construction de la variable dépendante $\Delta TFP_{it}$***

Kalyvitis et Vella (2015) rappellent que « que les élasticités de production du capital et du travail sont égales aux parts de revenu observées (...) dans un environnement parfaitement concurrentiel ». Ainsi les auteurs utilisent un indice de Törnquist pour calculer la croissance de la productivité globale des facteurs :  $\Delta TFP_{it} \equiv \Delta \ln Y_{it} - \bar{s}_{YN_{it}} \Delta \ln N_{it} - \bar{s}_{YK_{it}} \Delta \ln K_{it}$  ; avec  $\bar{s}_{YN_{it}} = 0.5 (s_{YN_{it}} + s_{YN_{it-1}})$  et  $\bar{s}_{YK_{it}} = 0.5 (s_{YK_{it}} + s_{YK_{it-1}})$ . Plus précisément,  $s_{YN_{it}}$  et  $s_{YK_{it}}$  représentent respectivement la part des revenus du travail et du capital dans l'output.

Dans cette perspective, nous construisons notre variable dépendante  $\Delta TFP_{it}$  en utilisant les données du *Gross State Product* (GSP) provenant du *Bureau of Economic analysis* (BEA)<sup>27</sup>. Ensuite, nous collectons les données sur le travail où nous obtenons le nombre d'employés «  $Ne_{it}$  » (*Wage and salary employment*) ainsi que le nombre de travailleurs indépendant «  $Np_{it}$  » (*Proprietors employment*)<sup>28</sup>. Concernant la part de revenu de travail  $s_{YN_{it}}$  nous distinguons dans les données la part de revenus des employés  $s_{YNe_{it}}$  de celle des travailleurs indépendants  $s_{YNp_{it}}$ . Plus précisément, le revenu des employés est la somme des variables suivantes « *Wages and salaries* », « *Employer contributions for employee pension and insurance funds* » et « *Employer contributions for government social insurance* ». Quant au travailleurs indépendants, leur revenu est la somme des variables « *Farm proprietors' income* » et « *Nonfarm proprietors' income* ». Enfin, les estimations sur le capital  $K$  dans chaque État sont récupérées à partir des travaux d'El-

<sup>27</sup> Source : <https://apps.bea.gov/itable/iTable.cfm?ReqID=70&step=1#reqid=70&step=1&isuri=1>

<sup>28</sup> Source : <https://apps.bea.gov/itable/iTable.cfm?reqid=70&step=1&isuri=1&acrdn=6#reqid=70&step=1&isuri=1> et notamment le fichier "SAINC4 Personal Income and Employment by Major Component"

Shagi et Yamarik (2019) et Garofalo et Yamarik (2002)<sup>29</sup>. L'ensemble des variables monétaires sont déflatées en US\$ de 2009<sup>30</sup>. La part du travail étant calculée préalablement, nous déterminons de manière résiduelle la part du capital telle que  $s_{YK_{it}} = 1 - s_{YNe_{it}} - s_{YNp_{it}}$ . L'équation calculée de notre variable dépendante devient :

$$\Delta TFP_{it} \equiv \Delta \ln Y_{it} - \bar{s}_{YNe_{it}} \Delta \ln Ne_{it} - \bar{s}_{YNp_{it}} \Delta \ln Np_{it} - \bar{s}_{YK_{it}} \Delta \ln K_{it}$$

Les statistiques descriptives de cette variable sont présentées dans le tableau 1. Nous présentons notamment les statistiques descriptives sur 3 périodes glissantes d'environ 20 ans s'étalant sur la période 1978-2018 afin d'adapter notre design empirique aux caractéristiques des données relatives à nos variables d'intérêts.

### ***1.3.3 Variables indépendantes d'intérêt***

Les données de notre principale variable indépendante sur les dépenses totales de transport des États ( $G_{it}$ ) sont des données rapportées à l'exercice fiscal que nous collectons auprès des rapports NASBO « *state expenditure report* »<sup>31</sup>. Alors que les données utilisées par Kalyvitis et Vella (2011) sont des données agrégées au niveau national portant le nombre d'observation à 46, nous utilisons des données de panel sur les 50 États américains, amenant potentiellement le nombre d'observation à 1050 sur une période relativement récente (1998-2018) avec en plein centre la crise de 2008-09. Ces données présentent surtout l'avantage de distinguer la part attribuable au montant des subventions fédérales ( $GFed_{it}$ ) dans le total des dépenses d'infrastructures de transport par État ( $G_{it}$ )<sup>32</sup>.

---

<sup>29</sup> Source : <http://cfds.henuecon.education/index.php/data/yes-capital-data>

<sup>30</sup> L'indice des prix est collecté sur le site du BLS (CPI for All Urban Consumers: <https://data.bls.gov/cgi-bin/surveymost?bls>) : indice des prix à la consommation de tous les articles pour tous les consommateurs urbains, indice 2009=100.

<sup>31</sup> <https://www.nasbo.org/reports-data/state-expenditure-report/state-expenditure-archives>

<sup>32</sup> Les données utilisées par Kalyvitis et Vella (2015) sont certes des données de panel sur la période 1977-2000, mais ne permettent pas de déduire la subvention fédérale par États.



Alors que les données utilisées incluent sans distinction les dépenses en capital et de F&E<sup>33</sup>, le *Congressional Budget Office* (CBO, 2018)<sup>34</sup> rapporte que les subventions fédérales en 2017 participent à hauteur de 41% des dépenses en capital et 10% des dépenses de F&E sur les infrastructures de transport et d'eau dans les États américains. Parmi les dépenses totales (capital et F&E), 65,53% sont précisément consacrées aux infrastructures de transports (*Highways, Mass transit and rail, Aviation*) et nous constatons que les subventions fédérales y contribuent à hauteur de 27,68%. Nous retrouvons cette proportion avec les données NASBO où les dépenses financées par les États ( $G_{State_{it}}$ ) représentent en moyenne deux tiers des dépenses totales ( $G_{it}$ ) sur la période 1998-2018 (Tableau 1).

Nous mettons ensuite en perspective les résultats relatifs à notre première spécification empirique (équation 1) obtenus avec la base NASBO sur la période contemporaine, à la lumière des données issues de la base historique du Census Bureau<sup>35</sup>. Plus précisément, il s'agit de la base de données « *Rex-Dac* » utilisée par Kalyvitis et Vella (2015) sur la période 1978-2000 et avec laquelle ils montrent que la croissance des dépenses en infrastructures publiques a un impact significatif et positif sur la croissance de la productivité globale des facteurs dans les États américains. La définition des infrastructures retenue par les auteurs inclut notamment les infrastructures d'eau, en plus de celles liées aux transports, tant au niveau étatique que local. Ainsi, nous retraits les données en ne gardant que les dépenses en infrastructures de transport au niveau étatique (*Highways, Air Transit et Transit Utilities*), dans le but de nous approcher le plus possible de la définition NASBO discutée ci-dessus.

---

<sup>33</sup> « *Transportation figures (...) include capital and operating expenditures for highways, mass transit, and airports. States were also asked to include expenditures for road assistance to local governments, the administration of the Department of Transportation, truck and train/railroad programs, motor vehicle licensing, and gas tax and fee collection. The data exclude spending for port authorities, state police and highway patrol* » (NASBO, 2019).

<sup>34</sup> <https://www.cbo.gov/system/files/2018-10/54539-Infrastructure.pdf>

<sup>35</sup> Source : <https://www.census.gov/programs-surveys/gov-finances/data/historical-data.html>

Tableau 1.1 – Statistiques descriptives

<i>Variable</i>	<i>Obs.</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>1998-2018</i>					
$\Delta TFP$	1008	0,2723	0,3506	-1,5678	3,0761
$S_{YK}$	1008	0,3780	0,0357	0,2907	0,5727
G "NASBO" M\$2009	1008	2389,5910	2215,2520	0,0000	13957,4800
GFed "NASBO" M\$2009	1008	704,7300	713,5383	0,0000	4704,0880
GFed/G	1007	33,4124	15,9498	0,0000	97,3510
Gstate "NASBO" M\$2009	1008	1684,8610	1642,2120	0,0000	9253,3950
GState/G	1007	66,5876	15,9498	2,6490	100,0000
$\Delta \ln G$ "NASBO"	1005	0,2414	3,4073	-36,1450	58,8787
$\Delta \ln GFed$ "NASBO"	994	1,2431	15,9648	-61,7898	318,2052
$\Delta \ln GState$ "NASBO"	1005	0,2503	5,3288	-51,0526	104,7157
Part POP > 65 ans	1008	0,1370	0,0202	0,0851	0,2061
Taux de chômage	1008	5,4308	1,9788	2,2000	13,9000
<i>1988-2008</i>					
$\Delta TFP$	1008	0,3677	0,3478	-1,0410	1,8666
$S_{YK}$	1008	0,3669	0,0369	0,2907	0,5727
G "Rex-Dac" M\$2009	1008	1679,5240	1714,8310	191,7938	12073,5100
G "NASBO" M\$2009	1000	2005,9100	1810,7730	0,0000	11213,8300
<i>Corrélation entre G "Rex-Dac" et G "NASBO" = 0,8703 (1000 obs.)</i>					
GFed "NASBO" M\$2009	1000	562,1878	589,7438	0,0000	4930,9040
GFed/G "NASBO"	998	30,5442	14,8885	0,0000	69,6148
Gstate "NASBO" M\$2009	1000	1443,7220	1347,3410	0,0000	7557,8560
GState/G "NASBO"	998	69,4558	14,8885	30,3852	100,0000
$\Delta \ln G$ "Rex-Dac"	1008	0,1347	0,8898	-5,2611	4,4800
$\Delta \ln G$ "NASBO"	993	0,2672	3,2855	-36,1450	58,8787
$\Delta \ln GFed$ "NASBO"	975	1,1103	15,5809	-69,9069	318,2052
$\Delta \ln GState$ "NASBO"	993	0,2641	3,5856	-35,4995	57,3222
Part POP > 65 ans	1008	0,1273	0,0166	0,0838	0,1841
Taux de chômage	1008	5,1615	1,4448	2,2000	11,5000
<i>1978-2000</i>					
$\Delta TFP$	1104	0,3859	0,4607	-2,0959	2,0085
$S_{YK}$	1104	0,3635	0,0421	0,2780	0,5909
G "Rex-Dac" M\$2009	1104	1341,1080	1305,7070	129,5553	9312,9130
$\Delta \ln G$ "Rex-Dac"	1104	0,1495	0,9868	-3,3169	3,9511
Part POP > 65 ans	1104	0,1222	0,0187	0,0749	0,1841
Taux de chômage	1104	5,9868	2,1713	2,2000	18,3000

Notes :

- Panel de 48 États américains (sans l'Alaska et Hawaï).

- La mention "NASBO" apposée sur une variable signifie que les données utilisées proviennent de NASBO. De même, la mention "Rex-Dac" apposée sur une variable, signifie que les données utilisées proviennent de la base historique « Rex-Dac » du Census Bureau.

De cette façon, il nous est possible d'utiliser ces données historiques sur la période 1977 à 2008. Il n'est malheureusement pas possible de distinguer dans cette source de données la part des subventions fédérales associées à ces dépenses ce qui souligne l'originalité et l'intérêt de la base NASBO quant à notre question de recherche relative à la seconde spécification empirique (équation 2). Les données NASBO offrent aussi la possibilité de remonter jusqu'à l'année 1987. Cependant,

les chiffres définitifs pour l'année 1996 n'étant pas disponibles, nous leurs substituons les chiffres estimatifs disponibles dans le rapport précédent. De cette manière, nous sommes en mesure de comparer les dépenses totales de transport dans ces deux bases de données au niveau étatique sur la période intermédiaire 1988-2008. Sur cette période, même si les statistiques descriptives laissent apparaître certaines différences, la corrélation entre les deux variables est supérieure à 87%.

Nous proposons ainsi d'analyser l'évolution de la significativité des dépenses totales de transports sur la croissance de la productivité au fil de ces deux bases de données en distinguant trois sous-périodes glissantes d'environ 20 ans entre 1978 et 2018. Nous complétons de cette manière notre analyse initiale sur la sous-période 1998-2018 en délimitant 2 sous-périodes antérieures supplémentaires. D'une part, la sous-période 1978-2000, où nous devrions retrouver, avec la base de donnée « *Rex-Dac* », un impact positif et significatif de ces dépenses sur la croissance conformément aux résultats des travaux de Kalyvitis et Vella (2015). D'autre part, la sous-période intermédiaire de 21 ans s'étalant de 1988 à 2008, commune aux deux bases de données « *Rex-Dac* » et « *NASBO* », qui doit nous permettre de visualiser la cohérence des résultats entre les deux bases de données.

### ***1.3.4 Variables indépendantes de contrôle***

Nous contrôlons notre modèle de base à l'aide des variables sur taux de chômage<sup>36</sup> ainsi que la part de la population âgée de plus de 65 ans dans chaque État.<sup>37</sup> L'hypothèse associée est qu'elles influencent négativement la croissance de la productivité globale des facteurs.

### ***1.3.5 Simultanéité et persistance***

Alors que nous estimons au préalable notre spécification de base à l'aide d'un estimateur à effets fixes, nous complétons l'analyse en tenant compte de la question de l'endogénéité ainsi que de la persistance de la variable dépendante. Premièrement, le problème de simultanéité entre l'investissement public et la croissance de la productivité globale des facteurs des États se pose car

---

<sup>36</sup> Source : <https://www.bls.gov/>

<sup>37</sup> Source : <https://www.census.gov/>

« les économies plus grandes et plus riches investissent davantage de capitaux publics » (Ramey, 2020). Or, dans notre cas ce problème est amplifié par l'utilisation de variables de flux, ici les dépenses en infrastructures de transport, plutôt que de stocks d'infrastructure (voir Farhadi, 2015). Deuxièmement, la persistance de variables telles que la croissance de la production (voir notamment Bond, Hoeffler, et Temle, 2001; Das et Paul, 2011), nous amène à tenir compte de la nature dynamique de la croissance de la TFP. A cette fin, nous ajoutons à notre spécification de base, la croissance de la TFP retardée d'une année ( $t - 1$ ) en tant que régresseur (voir par exemple Kalyvitis et Vella, 2015). Nous remarquons que dans ce cadre la méthode des effets fixes devient inappropriée car susceptible de produire des estimations incohérentes (Nickell, 1981).

Afin de répondre à ce double défi empirique nous utilisons en complément du modèle à effet fixe, l'estimateur de la Méthode des Moments Généralisés (GMM) et plus particulièrement l'estimateur «system-GMM » recommandé par Roodman (2009). Il apparaît être le plus adapté à notre contexte empirique car il s'applique à un grand nombre de N (ici, N=48) et à un petit nombre de T (ici, T=21), dans lesquels la variable dépendante est persistante<sup>38</sup>. Cet estimateur présente donc l'avantage de contrôler le biais d'endogénéité en utilisant des instruments valides pour les variables intérêts (ici les dépenses de transport) ainsi que pour toutes les autres variables explicatives, tout en capturant l'effet de mémoire de la croissance de la TFP (Das et Paul, 2011). Enfin, si les effets fixes individuels du modèle standard ont pour objectif de réduire le risque de variable omises, les différences premières de cet estimateur jouent pleinement ce rôle.

## 1.4 Résultats

Nous présentons les résultats sur les 48 États contigus<sup>39</sup> dans les tableaux n°2 et 3. Les résultats de la spécification n°1 sont présentés dans le tableau 2.

Conformément à la littérature, les résultats du modèle à effets fixes présentés dans la colonne 1 sur la période la plus récente (1998-2018) montrent que les dépenses totales de transport ( $\Delta \ln G$

---

<sup>38</sup> Dans un tout autre contexte, nous renvoyons le lecteur vers l'article de Boukari et Veiga (2018) pour une application récente de cet estimateur.

<sup>39</sup> Nos résultats résistent en élargissant notre échantillon aux 50 Etats (Alaska et Hawaii inclus).

"NASBO") contribuent positivement et significativement à la croissance de la productivité globale des facteurs dans les États américains. Cependant, dans la colonne 2, sur la même période, la significativité disparaît une fois l'endogénéité traitée à l'aide de l'estimateur « *system-GMM* », bien que le signe reste positif. La validité de ce résultat dépend de deux facteurs. D'une part, elle dépend de la pertinence de la matrice d'instrumentation que nous validons au regard du test d'Hansen et de sa *p-value* supérieure à 0,1 (*p-val* = 0,222). D'autre part, elle dépend de l'absence d'autocorrélation de second ordre que nous validons à l'aide du test d'Arellano-Bond avec une *p-value* largement supérieur à 0,1 (*p-val* = 0,608).

Or, si les données « Rex-Dac » du Census Bureau sur la période 1977-2000 permettent de mettre en lumière que les dépenses totales de transport ( $\Delta \ln G$  "Rex-Dac") ont effectivement un impact significatif et positif sur la croissance de la productivité (colonnes 7 et 8), l'effet significatif disparaît sur la période d'analyse intermédiaire 1988-2008 communes aux deux bases de données utilisées. Notamment, les résultats présentés dans les colonnes 4 (données NASBO) et 6 (données Rex-Dac) vont dans ce sens avec une significativité associée aux dépenses des États disparaissant une fois l'endogénéité traitée. Nous validons ces spécifications au regard du test d'Hansen dont les *p-value* sont supérieures à 0,1 et du test d'Arellano-Bond de second ordre dont les *p-value* sont supérieures à 0,05. Les résultats du test d'Arellano-Bond de troisième ordre avec des *p-value* supérieures ou égales à 0,1 confirment encore la stratégie utilisée, et donc le résultat.

Ainsi, les résultats obtenus sur cette période intermédiaire (1988-2008) en comparant les deux bases de données renforcent la solidité des résultats obtenus sur la période contemporaine (1998-2018) : si les investissements en infrastructure de transport ont eu un rôle significatif et bénéfique sur la croissance de la productivité globale des facteurs entre 1978 et 2000, on ne confirme pas ce résultat sur la période la plus récente. La croissance de productivité entre 1998 et 2018 trouve donc ses origines ailleurs. Enfin, nous mettons en évidence avec l'estimateur « *system-GMM* », dans les colonnes 2,4,6 et 8, l'importance significative de la persistance de la productivité dans le temps ( $\Delta TFP (t-1)$ ).

Tableau 1.2 – Croissance de la productivité globale des facteurs ( $\Delta TFP$ ) et dépenses totales en infrastructures de transports ( $\Delta \ln G$ ) dans les États américains

Périodes	$\Delta TFP$							
	Données "NASBO"				Données "Rex-Dac"			
	1998-2018		1988-2008		1978-2000			
Estimateurs	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM	FE	GMM
Régressions	1	2	3	4	5	6	7	8
$\Delta t$	0.00386*** (7.88)	-0.00585*** (-2.84)	0.000326 (0.67)	0.00103 (0.61)	0.000468 (0.97)	0.000369 (0.19)	0.00221*** (3.52)	-0.0147** (-2.58)
$\Delta TFP (t-1)$		0.248*** (2.83)		0.198*** (3.12)		0.224*** (3.36)		0.216*** (3.01)
$\Delta \ln G$ "NASBO"	0.00837*** (2.73)	0.00222 (0.21)	0.00653** (2.06)	0.00902 (0.78)				
$\Delta \ln G$ "Rex-Dac"					0.0302*** (2.60)	-0.0359 (-0.73)	0.0539*** (4.05)	0.0971*** (3.25)
<i>Variables de contrôle</i>								
Part POP > 65 ans		-4.145** (-2.28)		-4.333* (-1.69)		-3.746 (-1.08)		-9.007 (-1.63)
Taux de chômage		-0.0779*** (-4.10)		-0.121*** (-8.90)		-0.110*** (-6.23)		-0.0458*** (-3.00)
Constante	0.202*** (15.08)	1.254*** (3.32)	0.352*** (26.39)	1.437*** (4.02)	0.355*** (26.56)	1.319** (2.58)	0.342*** (20.45)	1.817** (2.49)
Observations	1005	908	993	889	1008	912	1104	1008
R-carré	0.069		0.005		0.008		0.025	
AR(1) p-val		0.002		0.000		0.000		0.001
AR(2) p-val		0.608		0.088		0.076		0.645
AR(3) p-val				0.100		0.136		
Hansen p-val		0.222		0.224		0.229		0.328

Notes :

- Panel de 48 États américains (sans l'Alaska et Hawaii).

- FE : Les résultats des estimations avec le modèle standard sont présentés dans les colonnes (1) (3) (5) et (7). Toutes ces spécifications incluent des effets fixes au niveau des États.

- GMM : Les résultats des estimations « system-GMM » pour notre variable dépendante  $\Delta TFP$  sont présentés dans les colonnes (2) (4) (6) et (8). Dans ces quatre spécifications, toutes les variables explicatives sont traitées comme potentiellement endogènes. Leurs niveaux deux fois retardés ont été utilisés comme instruments dans les équations de différences premières et leurs différences premières une fois retardées ont été utilisées dans l'équation de niveaux. Nous présentons les résultats en deux étapes en utilisant des erreurs types robustes corrigées pour les échantillons finis, comme le suggère Windmeijer (2005). Les valeurs p des tests d'autocorrélation et de Hansen associées à ces quatre spécifications sont indiquées à la fin du tableau.

- La mention "NASBO" apposée sur  $\Delta \ln G$ , signifie que les données utilisées pour cette variable proviennent de NASBO. De même, la mention "Rex-Dac" apposée sur cette variable, signifie que les données utilisées proviennent de la base historique « Rex-Dac » du Census Bureau.

- t statistiques entre parenthèses. Niveaux de significativité : \* 10%, \*\*5%, \*\*\*1%.

Les résultats de la seconde spécification empirique sont présentés dans le tableau 3. L'analyse des colonnes 1 à 4, montre notamment que les subventions fédérales associées aux dépenses de transport dans les États ( $\Delta \ln G_{Fed}$  "NASBO"), influencent défavorablement la croissance de la productivité globale des facteurs dans les quatre spécifications. En effet, le résultat observé en colonne 1 est conforme aux travaux de Kalyvitis et Vella (2011) et résiste à l'ajout de nos variables de contrôles (colonne 2) ainsi qu'au traitement de l'endogénéité (colonnes 3 et 4). Concernant les

variables de contrôles, nous constatons qu'elles influencent négativement la croissance de la productivité globale des facteurs.

Tableau 1.3 – Croissance de la productivité globale des facteurs ( $\Delta TFP$ ) et décomposition des dépenses en infrastructures de transports selon le financement fédéral ( $\Delta \ln GFed$ ) ou étatique ( $\Delta \ln GState$ )

Périodes	$\Delta TFP$					
	1998-2018				1988-2008	
Estimateurs	FE	FE	GMM	GMM	FE	GMM
Régressions	1	2	3	4	5	6
$\Delta t$	0.00388*** (7.80)	0.00113** (2.14)	0.00210 (1.46)	-0.00262 (-1.39)	0.00158*** (3.60)	-0.000349 (-0.21)
$\Delta TFP (t-1)$			0.422*** (6.72)	0.293*** (3.93)		0.205*** (2.69)
$\Delta \ln GFed$ "NASBO"	-0.00163** (-2.43)	-0.00145** (-2.39)	-0.0102** (-2.14)	-0.00908** (-2.22)	0.000113 (0.19)	0.00128 (0.51)
$\Delta \ln GState$ "NASBO"	0.00610*** (2.81)	0.00440** (2.25)	0.0124 (1.29)	0.0108 (1.28)	0.00522 (1.62)	0.0237 (1.57)
<i>Variables de contrôle</i>						
Part POP > 65 ans		-2.504*** (-3.15)		-2.537* (-1.96)	4.984* (1.78)	-4.623 (-1.29)
Taux de chômage		-0.0889*** (-15.05)		-0.0582*** (-4.04)	-0.141*** (-17.46)	-0.107*** (-5.81)
Constante	0.204*** (15.14)	1.079*** (8.48)	0.122*** (8.55)	0.883*** (3.23)	0.420 (1.16)	1.414*** (2.76)
Observations	994	994	891	891	975	861
R-carré	0.076	0.256			0.258	
AR(1) p-val			0.000	0.000		0.000
AR(2) p-val			0.808	0.816		0.048
AR(3) p-val						0.057
Hansen p-val			0.186	0.237		0.304

Notes :

- Panel de 48 États américains (sans l'Alaska et Hawaii).

- FE : Les résultats des estimations avec le modèle standard sont présentés dans les colonnes (1) (2) et (5). Toutes ces spécifications incluent des effets fixes au niveau des États.

- GMM : Les résultats des estimations « system-GMM » pour notre variable dépendante  $\Delta TFP$  sont présentés dans les colonnes (3) (4) et (6). Dans ces trois spécifications, toutes les variables explicatives sont traitées comme potentiellement endogènes.

Leurs niveaux deux fois retardés ont été utilisés comme instruments dans les équations de différences premières et leurs différences premières une fois retardées ont été utilisées dans l'équation de niveaux. Nous présentons les résultats en deux étapes en utilisant des erreurs types robustes corrigées pour les échantillons finis, comme le suggère Windmeijer (2005). Les valeurs p des tests d'autocorrélation et de Hansen associées à ces trois spécifications sont indiquées à la fin du tableau.

- La mention "NASBO" apposée sur  $\Delta \ln GFed$  et  $\Delta \ln GState$ , signifie que les données utilisées pour ces variables proviennent de NASBO.

- t statistiques entre parenthèses. Niveaux de significativité : \* 10%, \*\*5%, \*\*\*1%.

Nous remarquons ensuite que les dépenses financées par les États ( $\Delta \ln GState$  "NASBO") présentent un coefficient positif, mais qui n'est pas significatif une fois l'endogénéité traitée. Une explication possible de ce résultat peut provenir des ajustements budgétaires. En effet, « l'investissement public, qui fait partie des quelques postes budgétaires associés à une plus grande

flexibilité », devient en « période budgétaire difficile, la variable d'ajustement » (OCDE, 2014). La validité des résultats présentés en colonne 4 dépend de la pertinence de la matrice d'instrumentation, que nous validons au regard du test d'Hansen et de sa p-value supérieure à 0,1 ( $p\text{-val} = 0,237$ ). D'autre part, elle dépend de l'absence d'autocorrélation de second ordre que nous validons à l'aide du test d'Arellano-Bond avec une p-value du test AR(2) largement supérieur à 0,1 ( $p\text{-val} = 0,816$ ).

Enfin, nous poursuivons l'analyse en comparant les résultats obtenus sur la période 1998-2018 avec les résultats obtenus sur la période intermédiaire 1988-2008. Si les subventions fédérales associées aux dépenses de transport ( $\Delta \ln \text{GFed "NASBO"}$ ) ont un impact négatif sur la productivité sur la période 1998-2018 (colonnes 1 à 4), cet effet disparaît sur la période 1988-2008 (colonnes 5 et 6). Alors que nous remarquons une hausse des subventions fédérales entre les deux sous-périodes considérées (tableau 1), ces résultats vont dans le sens de la littérature relative aux enseignements du plan de relance de 2008 aux États-Unis.

## 1.5 Conclusion

Historiquement, le rôle bénéfique des infrastructures publiques dans le développement économique des États-Unis trouve ses origines dans le développement des infrastructures de l'eau favorisant de meilleures conditions sanitaires, puis dans celles des transports en interconnectant les territoires (voir Glaeser et Poterba, 2020). Dans un pays comme les États-Unis, où les stocks accumulés de capital en infrastructures de transport ont atteint un niveau élevé, nous montrons que l'investissement marginal supplémentaire en la matière n'a plus d'impact significatif sur la croissance de la productivité globale des facteurs des États. Les déterminants de la croissance de cette productivité sur la période récente sont probablement à rechercher dans d'autres formes d'infrastructures. Ainsi, le défi du XXI<sup>e</sup> siècle est de réaliser les bons choix stratégiques d'investissement dans les infrastructures publiques qui favoriseront la croissance de la productivité. Si nos résultats montrent que l'emphase mise sur les infrastructures de transport peut être excessive, les plans de relance actuels laissent également apparaître un parti pris pour les grands thèmes de la transition écologique et de la numérisation de l'économie, dont l'influence sur la productivité pourrait être supérieure, ou fournir un relais au poids des transports dans la croissance.



En outre, dans le contexte du plan de relance de 2008, nous montrons que les subventions fédérales en infrastructure de transport ont eu un impact défavorable sur la croissance de la productivité. Pour autant, le raisonnement symétrique en matière de subventions fédérales est-il vrai ? Une baisse des subventions fédérales en infrastructure de transport renforcerait-elle la croissance de la productivité globale des facteurs ? D'une part, si nos résultats reflètent un niveau élevé du stock d'infrastructures de transports dans les États américains, les dépenses publiques en la matière n'en demeurent pas moins incontournables ne serait-ce que pour maintenir le niveau de productivité de l'économie au-dessus d'un certain seuil et éviter des catastrophes telles que l'effondrement meurtrier de pont autoroutiers comme à Minneapolis en 2007<sup>40</sup>. Le rôle des dépenses de fonctionnement et d'entretien est donc majeur pour ralentir le taux de dépréciation du capital<sup>41</sup>. D'autre part, si les avantages en termes de croissance dépendent des différences possibles dans les produits marginaux des différents types de capital public, l'objet du financement et les conditions de mise en œuvre sont cruciaux parmi les différents projets d'infrastructures de transport possibles. En ce sens, Glaeser et Poterba (2020) recommandent la complémentarité des approches macroéconomique et microéconomique, afin d'optimiser le choix des projets d'investissement, leur mise en marché, leur mise en œuvre ainsi que leur gestion. Dans cette perspective, macroéconomistes, économistes des transports et spécialistes de l'approvisionnement public seraient amenés à travailler de concert pour mieux définir les contours optimaux des plans de relance.

Enfin, au-delà de nos résultats, la base de données NASBO utilisée dans cette étude ouvre la voie à une recherche future sur les déterminants politiques de l'affectation territoriale des subventions fédérales associées aux dépenses en infrastructures de transport dans la lignée des travaux de Cadot, Röller, et Stephan (2006), François (2010), Jacques et Ferland (2021), ou encore Joanis (2011).

---

<sup>40</sup> <https://www.economist.com/babbage/2013/06/03/difference-engine-a-member-too-few>

<sup>41</sup> Alors que le rapport de l'American Society of Civil Engineers (ASCE) 2021 évaluent globalement l'état actuel des infrastructures aux États-Unis à un niveau médiocre, il souligne aussi que les choses vont dans le bon sens : « Pour la première fois en 20 ans, notre moyenne générale pour les infrastructures est de C-, alors qu'elle était de D+ en 2017 » (<https://infrastructurereportcard.org/>)

## CHAPITRE 2 HEALTH POLITICS? DETERMINANTS OF US STATES' REACTIONS TO COVID-19<sup>42</sup>

### **Abstract**

Were policy responses of the US states to the pandemic driven by partisan politics, or by budgetary reasons? We show that Balanced-Budget Rules also had an impact, mediated by the possibility of benefiting from the funds previously stored in Budget Stabilization Funds. State policymakers tried to square the circle by simultaneously respecting budget rules, limiting the economic impact of the social distancing measures, combating the pandemic, and pandering to their political basis. Some fiscal rules have induced a trade-off between health and public finance, which may reignite the debate on the procyclicality of fiscal rules.

**Keywords:** Social distancing; Balanced-Budget Rules; Budget Stabilization Funds; Covid-19.

---

<sup>42</sup> This chapter is co-authored with Etienne Farvaque and Hira Iqbal (Université de Lille). The real contribution of Nicolas OOGHE compared to these co-authors is 55%. We published the paper to Journal of Public Finance and Public Choice in 2020 (<https://doi.org/10.1332/251569120X16040852770342>). The authors would like to thank the three referees of the journal, as well as the editors, for useful comments and remarks. Support and comments by Marcelin Joanis and Jérôme Héricourt have also contributed to the realization of this research. The usual disclaimer applies.

*“Today people started losing their jobs because of (...) Do Nothing Democrats, who should immediately come back to Washington and approve legislation to help families in America. End your ENDLESS VACATION!”*

Donald J. Trump, Tweeter, 3:50 PM · 17 Apr. 2020

## 2.1 Introduction

Faced with the Covid-19 pandemic, according to Adolph et al. (2020), Republican governors and governors in states with more Trump supporters reacted more slowly, adopting social distancing measures more reluctantly. Such a partisan, politically induced reaction would clearly be in line with President Trump’s rants (as exemplified by the above quote, in which lockdowns and shelter-in-place orders are essentially assimilated to imposed vacations). However, the decisions also entailed huge potentially negative health consequences.

It can only be acknowledged that governors had to take decisions in a highly uncertain and politically fraught environment. The above quote from President Trump confirms the political stance, itself confirming a previous view in which he insisted that the “cure [i.e. lockdowns and social distancing] cannot be worse than the problem itself”.<sup>43</sup> Hence, it may be true that the political context had an impact on the adoption of policy measures to fight the new epidemic. Yet, is this the whole story?

In fact, adopting quarantine, shelter-in-place lockdowns or other forms of social-distancing measures is de facto imposing a cost in the economy. Closing businesses is economically costly, but shutting schools also has a strong impact, as parents have to choose between working or staying at home to take care of their children, the latter decision implying that firms have to face a labor shortage, and thus disruptions in the production process. Closing businesses obviously affects

---

<sup>43</sup> As reported, for example, by the *New York Times*: <https://www.nytimes.com/2020/03/23/us/politics/trump-coronavirus-restrictions.html>.

sales-and-profit-based tax revenues, while closing schools and other places of congregation has second-round impacts, as households' revenues dwindle and income-based tax revenues shrink correspondingly.

Moreover, not only is it hard to decide what restrictive measures to take; deciding when to announce them is also problematic. From an epidemiological perspective, the earlier the containment measures are taken, the shorter they need to last. Later adoption of containment measures can lead to harsher consequences for government finances, because later adoption will induce a longer period of economic freezing. Hence, policymakers are confronted with a twinned trade-off: adopting measures on social distancing and restrictions on economic activity not only saves lives, at the cost of lost economic activity (and induced public finance consequences), but the timing of the decisions can be important, as adopting too late or too fast also makes a difference, in both the sanitary and economic dimensions.

Measuring the economic costs of the pandemic is still a daunting challenge, but the first estimates draw a landscape of pain and sorrow, with probably the worst recession the US may have known.<sup>44</sup>

Concerning the US states, Clemens & Veuger (2020) estimate that state government sales and income tax revenues will drop by approximately \$106 billion in the fiscal year 2021, representing 0.5% of their GDP, with a loss of 11.5% in expected revenues. As expenditures may increase too, the states' budgets may be widely affected. However, most US states face the binding constraint of balanced-budget requirements. Balanced-Budget Rules (BBRs) force states to balance their books every year, generally forbidding their governors and legislatures from passing, executing or reporting any deficit.<sup>45</sup>

Hence, as the pandemic spread in early 2020, governors were faced with the threat of falling expected revenues, the possibility of having to increase expenditures to support their population, and the illegality of running a deficit. If most of the states also benefit from the presence of rainy-

---

<sup>44</sup> First estimates can be found in, e.g., Barro et al., 2020, or Eichenbaum et al., 2020), for the US, as well as in the literature review provided below.

<sup>45</sup> Hou & Smith (2010) detail the institutional context surrounding fiscal decisions in the US states, under the constraint of Balanced-Budget Rules (BBRs), while Hansen, (2020) shows that fiscal rules are efficiently constraining the behaviour of policymakers because they are internalized by domestic political actors.

day funds (RDFs, also called Budget Stabilization funds – see, e.g., Zhao, 2016), in which previous surpluses may have been “stored” in case of harsh circumstances, these funds cannot be raided so easily, and exit rules are often stringent. In other words, given that the budgetary process is constrained by the presence of fiscal rules, governors have had to face the pandemic, with its induced costs (economic and fiscal) while they were preparing the next fiscal year budget. Moreover, the stabilization funds may have been expected to moderate the unexpected shock to government expenditure and revenue, if only they could be raided easily. A question thus emerges: given that it is the announced health-related measures that are likely to create the fiscal shock, have the funds played their counter-cyclical vocation?

Previous research has shown that restrictions on the possibility of carrying deficits from one year to the other induce states to implement adjustments (that is, spending cuts or tax increases) in the face of economic shocks (see Poterba, 1994, Clemens & Miran, 2012, or Azzimonti et al., 2016, for a theoretical appraisal). As a consequence, BBRs have been accused of creating volatility, by inducing pro-cyclical responses (which was particularly noticeable during the Great Recession, as Jonas, 2012, and Campbell & Sances, 2013, have shown). Stringent fiscal rules may impede policymakers’ reactions to shocks, for fear of breaching the balanced-budget requirements. In short, the BBRs reduce the possibility of smoothing out the impact of economic shocks. In some ways, the Covid-19 pandemic is no different from other shocks, and governors have been caught between a rock and a hard place: how can they support the population and deal with the economic consequences of the shock, while ensuring a balanced budget?

One cannot rule out the possibility that policymakers in the US states may have been fearful of the fiscal impacts of the adoption of sanitary policy measures that were, essentially, driving the economy to a halt, bringing with them large reductions in revenues. In this research, we thus analyze if and how partisan politics and fiscal institutions correlated in US states’ reactions to the health crisis. We analyze how fiscal rules and the rules governing the use of budget stabilization funds correlate with the policy measures taken to combat the epidemic in the US. In terms of sanitary measures, we first consider the determinants of the number of social distancing measures announced by US states (up to 7 April). Then, we analyze the length of time between the rise of the epidemic and the announcement of the social distancing measures. Finally, we look at the

probability of having a shorter length of reaction before the adoption of each social distancing measure.

There are two papers that, to our knowledge, are closely related to what we explore in this paper. First, Adolph et al. (2020) explore how the interplay between the spread of the pandemic, political partisanship, and policy diffusion explain the timing of governors' decisions to close businesses and schools, and impose quarantines. They perform an event history analysis of several social distancing policies implemented in the US states. Their main conclusion is: "Republican governors and governors from states with more Trump supporters were slower to adopt social distancing policies". As delays in the adoption of such measures are likely to trigger serious adverse public health outcomes, this result is important. However, as their analysis does not include the legal constraints of the BBRs, it is important to examine if budget considerations may have affected the governors' decisions. The second paper is by Baccini & Brodeur (2021), who show that Republican governors were also less likely to implement a stay-at-home order. They also focus on the term limits that some governors may face, and reveal that governors without a term limit were significantly quicker to adopt state-wide orders than those with a term limit. However, in their estimates, they, too, do not control for the presence of BBRs. In view of their importance in the previous crisis (the Great Recession) and of the size of the fiscal adjustment induced by the social distancing measures, it is important to complement their analysis.

Our results reveal that both partisanship and fiscal institutions have played a role in the adoption of social distancing measures. However, it appears that fiscal rules may have induced a trade-off between health and the economy, as well as some procyclical behaviors. In other words, we show that budgetary constraints have been critical in responding to the pandemic.

We present the literature on the cost of the pandemic, and on the measures taken to address it, as well as the relation between the latter and the fiscal situation of the states. We then turn to the data. Next, we discuss the results, on the number of measures adopted, and on the timing of their adoption. The final section concludes.

## **2.2 Literature review: optimal policies to fight a pandemic, and their real impacts**

The Covid-19 epidemic has spurred an intense effort by researchers around the world, and not only in virology. Concerning our question, we classify it in two strands: one related to the theoretical optimal policy design to deal with the disease, and one measuring the transmission mechanisms, as well as the consequences of the implemented policies. We add the literature on fiscal institutions (i.e., balanced-budget rules and rainy-day funds).

In the literature concerned with optimal policy design, Barnett et al. (2020) and Kempf (2020) provide frameworks where the uncertainties related to the health impact are embedded, showing how the optimal mitigation response depends on the fatality rate and reproduction rate of the disease, as well as the response by policymakers confronted with polarized populations, as is the case in the US. Kempf's (2020) analysis helps understanding the delays in response across US states, as policymakers must weigh the health benefits of, say, quarantine measures against the economic damages they inflict. Nevertheless, an optimal response to uncertainty should lead to harsher policy measures, to reduce the cost of underestimating the dangers of the disease, at greater economic cost (Barnett et al., 2020). Such an analysis can be backed by the computation of the shadow cost of infection risks (Collard et al., 2020), which lies at the basis of the trade-off between health- and economic-related costs.

Lockdowns, quarantines and social distancing measures have been part of the arsenal deployed by policymakers to fight the pandemic. Although they are probably the closest policy to the optimal one (Piguillem & Shi, 2020), lockdowns have led to large economic costs, causing a furor among skeptical politicians (see the above discussion and the Trump quotation). Alvarez et al. (2020) analyze the optimal lockdown policy, in terms of intensity and duration, and show how much it depends on the proportion of infected and susceptible people in the population, and the extent of testing. A byproduct of their analysis is that, under their calibration, lockdowns represent only 25% to 30% of the welfare cost of the disease – thus appearing as a necessary ill, rather than a remedy worse than the cure. Jarosch et al. (2020) reveal that the optimal policy should be deployed fast and, although it should not be a complete lockdown, should involve social distancing for a long

period. The length of the lockdown is also a focus of the study by Lee et al. (2020), who show the risks of an early lifting of the lockdown. In an analysis related to Alvarez et al. (2020), Gonzalez-Eiras & Niepelt (2020) put figures on the optimal lockdown for the US, in the form of economic activity reduced “by two thirds for about 50 days”, which would amount to a deep recession, with a 9.5% GDP loss, and the implied increase in unemployment.<sup>46</sup>

Guerrieri et al. (2020) wonder if the epidemic is a supply or demand shock, and, in a model with incomplete markets and liquidity-constrained consumers, show that “a 50% shock that hits all sectors is not the same as a 100% shock that hits half the economy”, and that, in such a framework, the shock will have the properties of a supply shock. This thus reduces the relevance of fiscal stimuli, except that full insurance payments to workers will retain their desired impact.<sup>47</sup> Mitman & Rabinovich (2020) also find that a large unemployment-related transfer is optimal, at least as a first policy reaction, to compensate for the shock.

All this literature points to Covid-19 leading to large economic costs and to the policy measures that should be implemented. Offsetting the induced costs would require large fiscal measures, financed by debt, and obviating the respect of any balanced-budget rule. Compared with these theoretical recommendations, how have the real measures fared?

This second strand of the literature can itself be separated into two: Why would such policies be efficient? And how efficient are the policy measures?

On the why side, a strong mechanism seems to be information, as evidenced by Gupta et al. (2020). Moreover, the fact that the removal of a policy does not induce a relapse, as shown in the case of the repeal of the governor’s order by the Supreme Court in Wisconsin (analyzed by Dave et al., 2020), tends to support this information channel. However, the same information can be processed differently, and there may be a feedback loop between the underlying health condition of an agent

---

<sup>46</sup> It can be shown that testing widely can reduce the economic costs, as it would favor the possibility of some workers returning to work earlier (Ichino et al., 2020). Delivering “passports” to tested workers lies at the core of the proposal by Eichenberger et al. (2020). Lee et al. (2020) show that low-skilled workers would benefit most from such a policy, while Brotherhood et al. (2020) insist on the gains for the younger workers.

<sup>47</sup> In particular, the desired impact is to reduce the loss of consumption, traded off with the probability of Covid-related death. See Hall, et al. (2020) for an analysis across such a line.



and the response to the disease (Chang & Velasco, 2020). Barrios & Hochberg (2020) and Wright et al. (2020) show that partisanship, as much as income, is a predictor of compliance with the quarantine policies.

This reveals that, to be effective, a politician's decision will need obedient people. While Wright et al. (2020) or Fan et al. (2020) show that such behavior may vary along party lines, Gitmez et al. (2020), taking this feature into account, show that a person's behavior in a pandemic context is an externality on any other's. Agents thus need public information to be biased (in some ways, overestimating the danger) to correct for the externality, and for information to influence behavioral responses. This theoretical result, however, does not include the possibility that some partisan voters may actually disdain virus-related information. Barrios & Hochberg (2020) indicate that such disdain characterizes Trump voters, while Allcott et al. (2020) show that agents living in Republican areas adopt less social distancing.

On the how side, Friedson, et al (2020) look at California's "shelter-in-place order" (aka confinement or quarantine, de facto implying a lockdown, as workers should refrain from going to their jobs). They reveal that, as California was the first state to adopt such a policy, the prevalence of the disease has been reduced, with many deaths avoided, at an induced cost equal to 400 job losses per life saved. Dave et al. (2020b) look at the impact of the same policy for all the states that have implemented it.<sup>48</sup> They confirm the beneficial impact of the lockdown in terms of avoided deaths and reduced prevalence of the disease, although "early adopters and high population density states appear to reap larger benefits", a conclusion shared by Desmet & Wacziarg (2020).

Workers will be affected differently by the types of policy measures implemented. Mongey et al. (2020) describe those most susceptible to being affected as being "in low-work-from-home or high-physical-proximity jobs". These are less-educated workers (as also established by Aum et al.,

---

<sup>48</sup> For a more global analysis, involving 50 countries, that confirms the results obtained on and in the US, see (Jinjarak et al., 2020). For Germany, see Glogowsky et al. (2020). Askitas et al. (2020) look at policies across 135 countries, confirming the importance of the restrictions on mobility in the arsenal deployed against the disease, while Lin & Meissner (2020) analyze the spillovers of the lockdown measures across 70 countries as well as the US states. Cronert (2020) focuses on the specific case of school closures, in 167 countries, revealing that competitive elections may have prompted policymakers to react faster. This adds a nuance to Cepaluni et al. (2020) result – that democracies are disadvantaged when it comes to imposing measures that typically constrain civil liberties.

2020), who have a lower income on average, have less liquid assets and are more likely to be renting their housing.<sup>49</sup> These categories of workers experienced greater declines in their employment level during the lockdown period, if only due to lower spending by high-income individuals (Chetty et al., 2020). The increase in unemployment that could be expected from the lockdown and social distancing measures quickly became evident, jumping to a high of 15% in the US (starting from a very low level before the crisis), and even to 26.5% according to some estimates (Couch et al., 2020). The increase is unprecedented, as well as the record high level. Yet, the upsurge was not uniformly distributed, as black people and Latinos suffered even more (Couch et al., 2020).

Even if the lockdown and other measures can be considered as responsible for the job losses, Aum et al. (2020) show that around half of them would have been incurred anyway, if only due to reduced hiring by the sectors most affected, or by the increased uncertainty that precludes new investments. One mechanism is that business owners have seen their numbers reduced by almost a quarter (and 41% for African-American ones) across almost all sectors and industries (Fairlie, 2020), even though small businesses in more affluent ZIP codes appear to have supported a more than proportional share of the brunt of the adjustment (Chetty et al., 2020).

All in all, the literature surveyed points to heavy costs of the pandemic, to partisan degrees of recognition of the severity of the crisis, and to the importance of the measures implemented to address it. Sauvagnat (2020) estimate that, by May 2020, state-mandated business closures might have cost more than 3% of 2019 US GDP and saved 1% of the US population. Some of the huge costs generated by the pandemic are to be found on the fiscal side. As of July 2020, the federal government has accumulated a \$2.7trn deficit (representing more than 10% of GDP), and is considering the adoption of a new coronavirus-relief bill. Our own analysis aims at understanding how policymakers in the US states have faced the crisis.

---

<sup>49</sup> Even wealthier agents have suffered, in any case, in so far as real estate is an important part of their wealth, given that the housing market has been hit severely (Yoruk, 2020).

The third literature we rely on describes how fiscal institutions (i.e., balanced-budget rules and rules surrounding the use of budget stabilization funds, aka rainy-day funds) can constrain policymakers.

The literature on these fiscal institutions has shown that they are in fact complementary mechanisms, whose objective is the control of debt. Battaglini & Coate (2008) recall that Barro's (1979) fiscal smoothing argument relies on the assumption that governments are benevolent. In this model, public spending has to fluctuate over time, with budget surpluses and deficits being used as a buffer to prevent tax rates from changing too rapidly and abruptly (Battaglini & Coate, 2008).

However, when the government is not benevolent, which can happen if politicians have either a partisan bias (Hibbs, 1977) or an opportunistic tendency (Nordhaus, 1975; Rogoff, 1990b; Rogoff & Sibert, 1988b), these fluctuations may not be random nor optimal. In such cases, decision-makers are subject to debt and deficit biases, and indebtedness can increase without being checked. While in Barro's (1979) model, the benevolent planner makes decisions and creates equitable transfers between citizens, in the model of Battaglini & Coate (2008), the governing body is biased towards patronage and spending inflation (in an archetypal tragedy of the commons issue). Based on this, it can then be shown that the political bias leads to distortions in taxes (proportional to the candidates' winning margin), to levels of public goods that are inferior to the optimal level, and to extremely high levels of debt compared to optimal levels (see, for example, Angeletos et al., 2016).

The public finance problems arising from high debt are essentially twofold: (1) an increased risk of default, with the resulting financing difficulties; and (2) the reduction in the government's leeway associated with the size of the debt service (Ball et al., 1998). For the American states, two instruments have then been identified to control the level of debt.

Fiscal rules are the principal one. Although their origin can be traced back to the period during which American states wrote their constitution, they have been enforced from the 1980-90s to the present day in many more countries, and both at the national and sub-national levels. Their spread has been so large that, according to Asatryan et al. (2018), it can be said that "one of the main policy measures to prevent governments from running persistent deficits and to ensure the long-

term sustainability of public finances, and thus the level of debt, has been the use of fiscal rules". To achieve such debt targets, fiscal rules will not only control the debt but also impose constraints on the components of the budget (Fernández & Parro, 2019b).

Hou & Smith (2006) provide a synthesis of the rules present in the budget process in the American states, and discuss the various indicators available in the US sub-national case, where the rules are deemed binding. While the rules appear to meet their objectives in the American states, they have also been accused of inducing pro-cyclical variations of the budget (a view questioned by Clemens & Miran, 2012).

The second instrument is much more specific to the American states, and has been more recently designed: Budget Stabilization Funds. Also known as Rainy Day Funds, they are designed to cover revenue shortfalls and respond to unforeseen events, setting aside money for general purposes (Pew Charitable Trusts, 2014). Their vocation is thus clearly counter-cyclical, as they are meant to smooth budgets over multiple years and across different phases of the business cycle, but their operations are also governed by more or less restrictive rules (Pew Charitable Trusts, 2014, 2017). This instrument would reduce the potential pro-cyclical effects generated by balanced budget requirements.

In the context of the unprecedented health crisis that began in January 2020, in what is in fact the middle of the fiscal year for most American states, these two instruments (balanced-budget requirements and stabilization budget funds rules) must be considered, as they have probably influenced, both the speed with which health measures have been announced, and the number of measures announced.

A first reason (as explained, for example, by Bohn & Inman, 1996) is that the budgetary process is modified by the presence of such rules. In the face of the pandemic, when preparing the budget for the next fiscal year, governors in American states can only have been confronted with the squaring exercise of preparing a budget that could only be expansionary (due to the fall in fiscal revenues and potential expenditures associated with the sanitary crisis), while having to respect their state's balanced budget requirement.

A second reason is that the rules governing the operation of stabilization funds can have played a significant role in allowing or forbidding to use these funds to cushion the unexpected Coronavirus exogenous shock to government expenditure and revenue. Given that, contrary to a standard recession, it is the announced health-related measures that are likely to create the fiscal shock, have the funds played their counter-cyclical vocation or have they reinforced the shock?

## 2.3 Data

We build our analysis on three sets of variables of interest, plus a set of control variables.<sup>50</sup> First, we study states' social distancing measures and prevalence of Covid-19 cases. The policy measures are examined along eight dimensions, announced over the period from the first reported case of transmission in the United States in January 2020 up to April 7, 2020. Sources of data are Adolph et al. (2021) and the Center for Systems Science and Engineering – Johns Hopkins University<sup>51</sup>. The policy measures considered are gatherings restrictions, school closures, restaurant restrictions, non-essential and other business closures, stay-at-home orders, travel restrictions and curfews. As can be seen from Tables 1 et 2, we compute the number of policy measures taken by each state, by each of the census regions, as well as the number of days between the appearance of the first Covid-19 case and the announcement of each measure. We also include the number of cases in each state, and in each region.

---

<sup>50</sup> The perspective on the crisis is still short, which forbids the use of sophisticated econometric techniques, given the small number of observations. (Adolph et al., 2020) use event-studies techniques, while we will rely on standard OLS and Probit analyses, as Baccini & Brodeur (2021) do. Nevertheless, in such a context, correlations are more than telling, even if the techniques forbid going too far in terms of causal conclusions.

<sup>51</sup> The 2019 novel coronavirus covid-19 (2019-ncov) data repository can be found here: <https://github.com/CSSEGISandData/COVID-19>.

Table 2.1 – Descriptive statistics – US states’ social distancing measures

<b>I/ April 7, 2020, based on 8 policy measures</b>						
<i>Variables</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Number of measures announced		50	5.02	0.91	2.00	7.00
Log_Number of measures announced		50	1.59	0.21	0.69	1.95
Pol.1 : Gatherings, Recom/Rest		50	1.00	0.00	1.00	1.00
Pol.2 : School Closures		50	0.96	0.20	0.00	1.00
Pol.3 : Restaurant Restrictions		50	0.94	0.24	0.00	1.00
Pol.4 : NEO Business Closures		50	0.92	0.27	0.00	1.00
Pol.5 : Stay at Home		50	0.88	0.33	0.00	1.00
Pol.6 : Quarantine		50	0.24	0.43	0.00	1.00
Pol.7 : State Curfew		50	0.04	0.20	0.00	1.00
Pol.8 : Travel Restrictions		50	0.04	0.20	0.00	1.00

<b>II/ Average number of measures adopted by other states in the region on the day of the announcement of the last measure by state <i>i</i></b>						
<i>Variable</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Region average number of measures		50	5.03	0.56	3.50	5.67

<b>III/ Delay in announcing a policy in days from the date of first Covid-19 case in the state</b>						
<i>Variables: _TimeAfter1stCase_ policy p</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings. Recom/Rest		50	11.18	13.07	-6.00	53.00
- Pol.2 : School Closures		48	11.54	12.70	-5.00	51.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		47	13.91	13.30	-1.00	54.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		46	15.65	14.18	-1.00	56.00
- Pol.5 : Stay at Home		44	21.93	14.17	5.00	64.00

<b>IV/ Yr = 1 if the state has a length of time for announcing the adoption of a measure inferior to the average observed by the other states in the region. 0 otherwise.</b>						
<i>Variables "Policy p Yr"</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings. Recom/Rest		50	0.66	0.48	0.00	1.00
- Pol.2 : School Closures		50	0.62	0.49	0.00	1.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		50	0.58	0.50	0.00	1.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		50	0.54	0.50	0.00	1.00
- Pol.5 : Stay at Home		50	0.50	0.51	0.00	1.00

<b>V/ Share of other states in the region having adopted Policy p on the day of the announcement by state <i>i</i></b>						
<i>Variables "Share_of_states_in_Region_of_state_i_with_Policy_p_adopted"</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings. Recom/Rest		50	0.44	0.35	0.00	1.00
- Pol.2 : School Closures		50	0.44	0.37	0.00	1.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		50	0.32	0.33	0.00	1.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		50	0.41	0.36	0.00	1.00
- Pol.5 : Stay at Home		50	0.45	0.33	0.00	1.00

Tableau 2.2 – Descriptive statistics – US states’ Covid-19 cases & policy measures

<b>I/ Number of Covid-19 cases in the state at the announcement of the last decided measure</b>						
<i>Variable</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
State <i>i</i> Covid cases		50	941.94	1547.13	19.00	7954.00

<b>II/ Number of Covid-19 cases in other states in the region when the last measure is announced</b>						
<i>Variable</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
State <i>i</i> 's Region Covid cases		50	8513.66	13073.23	126.00	83871.00

<b>III/ Number of Covid-19 cases in the state at the announcement of Policy <i>p</i> by state <i>i</i></b>						
<i>Variables "State i Covid cases Policy p"</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings, Recom/Rest		50	72.54	132.58	0.00	727.00
- Pol.2 : School Closures		48	98.38	190.26	0.00	967.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		47	113.91	187.83	0.00	967.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		46	210.13	299.53	0.00	1083.00
- Pol.5 : Stay at Home		44	974.14	1605.62	11.00	7954.00

<b>IV/ Number of Covid-19 cases in the state at the announcement of Policy <i>p</i> by state <i>i</i> or at April 7th if the state has not announced the measure</b>						
<i>Variable "State i Covid cases Policy p" BIS</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings, Recom/Rest		50	72.54	132.58	0.00	727.00
- Pol.2 : School Closures		50	460.56	2441.79	0.00	17309.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		50	298.38	1179.37	0.00	8333.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		50	261.80	373.15	0.00	1746.00
- Pol.5 : Stay at Home		50	920.58	1515.54	11.00	7954.00

<b>V/ Number of Covid-19 cases in other states of the region at announcement of Policy <i>p</i> by state <i>i</i></b>						
<i>Variables "State i's Region Covid cases Policy p"</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings, Recom/Rest		50	777.98	1763.34	8.00	9700.00
- Pol.2 : School Closures		48	827.00	1843.80	51.00	10281.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		47	844.60	1043.21	40.00	6088.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		46	2292.80	4858.13	40.00	23731.00
- Pol.5 : Stay at Home		44	7820.64	13440.50	310.00	83871.00

<b>VI/ Number of Covid-19 cases in other states of the region at announcement of Policy <i>p</i> by state <i>i</i>. or at April 7th if the state has not announced the measure</b>						
<i>Variable "State i's Region Covid cases Policy p" BIS</i>		<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
- Pol.1 : Gatherings, Recom/Rest		50	777.98	1763.34	8.00	9700.00
- Pol.2 : School Closures		50	2172.56	8305.12	51.00	57350.00
- Pol.3 : Restaurant Restrictions		50	2055.68	7084.53	40.00	50014.00
- Pol.4 : NEO Business Closures		50	2642.64	4807.92	40.00	23731.00
- Pol.5 : Stay at Home		50	8730.56	14424.55	310.00	83871.00

Second, we include balanced-budget rules (BBRs) and information on the states’ Budget Stabilization Funds. BBRs constitute a system of legal provisions and requirements covering the state’s budget process. Some of the provisions are embedded in the state’s constitution; others are part of lower-level types of regulations. Budget Stabilization Funds, or rainy-day funds (RDFs), allow states to set aside a surplus for times of unexpected revenue shortfall or budget deficit

(Randall & Rueben, 2017). As can be seen from Table 3, most states have some type of RDF, but their relatively recent spread across American states has led to different rules (either on how much and when to contribute to the RDF, whether it should be capped, and, importantly in our context, under what conditions the funds can be spent).

Table 2.3 – Descriptive statistics – Fiscal rules and control variables

<b>I/ Balanced-budget rules (BBRs)</b>	<i>Obs</i>	<i>Mean</i>	<i>Std. Dev.</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>ACIR (1987) : Degree of Stringency</i>	50	8.08	2.63	0.00	10.00
<i>Hou &amp; Smith's (2010) classification (T: technical; P: political)</i>					
BBR #1: "Governor must submit a balanced budget" (P)	50	0.80	0.40	0.00	1.00
BBR #2: "Own-source revenue must match (meet or exceed) expenditures" (T)	50	0.22	0.42	0.00	1.00
BBR #3: "Own-source revenue and general obligation (or unspecified) debt (or debt in anticipation of revenue) must match (meet or exceed) expenditures" (T)	50	0.72	0.45	0.00	1.00
BBR #4: "Legislature must pass a balanced budget" (P)	50	0.72	0.45	0.00	1.00
BBR #5: "A limit is in place on the amount of debt that may be assumed for the purpose of deficit reduction" (T)	50	0.42	0.50	0.00	1.00
BBR #6: "Governor must sign a balanced budget" (P)	50	0.04	0.20	0.00	1.00
BBR #7: "Controls are in place on supplementary appropriations" (T)	50	0.38	0.49	0.00	1.00
BBR #9: "No deficit may be carried over to the next fiscal year (or biennium)" (T)	50	0.14	0.35	0.00	1.00
<b>II/ Budget Stabilization Funds</b>					
<i>Budget stabilization withdrawal conditions (Pew. 2017):</i>					
No fund	50	0.06	0.24	0.00	1.00
RDF Restrictive Rules	50	0.32	0.47	0.00	1.00
RDF Soft Rules	50	0.78	0.42	0.00	1.00
RDF Both types of rules	50	0.16	0.37	0.00	1.00
Rainy Day Fund /GDP	50	0.0051	0.0082	0.00	0.0420
<b>III/ Political and Economic Variables</b>					
Republican Governor	50	0.52	0.50	0.00	1.00
Trump Voters (%. 2016)	50	0.49	0.10	0.29	0.69
Polarization Index (2016)	50	2459.68	1209.07	1659.81	10000.00
Log (GDP per capita)	50	11.0028	0.1872	10.5944	11.3967
Expenditure Forecast / GDP	50	.0469586	.015388	.0199704	.1020465
Revenue Forecast / GDP	50	.0466631	.0155593	.0195457	.102949
Budget Balance Forecast / GDP	50	.0019332	.0025334	0	.0123652

The standard measure for BBRs is the one built by the United States Advisory Commission on Intergovernmental Relations (ACIR, 1987). We use it for comparison with the literature that relies on it. As can be seen in Table 3, the index reveals a relatively high degree of constraint, with an average score of 8.08/10 for the 50 states. Yet, since its publication in 1987, it has not been updated. Hence, we will also include the classification proposed by Hou & Smith (2010), which we have updated, hand-picking modifications of the fiscal regulations in each state. This classification



differentiates between nine types of balanced-budget characteristics, and is based on an analysis that distinguishes between the technical rules (T) and the political ones (P) along the budget process (executive preparation, legislative review and implementation).

Among political rules, two directly target the governor. Table 3 shows that policy rule BBR #1 (“Governor must submit a balanced budget”) is adopted in 80% of the states, while BBR #6 (“Governor must sign a balanced budget”) is adopted in only two states (California and Massachusetts). Concerning technical rules, BBR #2 (“Own-source revenue must match (meet or exceed) expenditures”) is operational in 11 states. The last technical rule is BBR #9 (“No deficit may be carried over to the next fiscal year {or biennium}”), which concerns seven states.

We also include data from the PEW (2017) report on each state’s Budget Stabilization Fund (aka rainy-day fund –RDF), which can be used as a way to smooth out the negative effects of recessions. Their presence has often been overlooked, but we believe that their presence may have an impact on policymakers’ reactions. Thus, we first include the fund’s 2019 amount (more precisely, we scale it by each state’s GDP).<sup>52</sup> However, the states that have a rainy-day fund (the exceptions being Colorado, Illinois and Montana – see PEW, 2017), are confronted with two types of rules in the use of funds. On the one hand, the rules we will call RDF Restrictive Rules, where the withdrawal of funds is allowed if the reason is explicitly “related to volatility” (of revenues and/or economic); on the other hand, the rules we will classify as RDF Soft Rules, where the reason is not linked to this definition of volatility (but to a forecast error or a budget variance, or even to no conditions). Table 3 shows, in particular, that only 16 states have rules explicitly linked to the restrictive criterion, including eight strictly. As several states hold different types of RDFs, we also include information on the differences between rules, if they diverge: the variable “RDF both kind of rules” reveals that this is the case for 16% of the states, for which one fund can have strict rules, while another fund has laxer ones.

Third, we include political variables, a dummy signaling a Republican governor in state  $i$ , the percentage of Trump voters in the 2016 presidential election, and a measure of opinion polarization

---

<sup>52</sup> Sources: NASBO Fiscal Survey of the States, Fall 2019 (<https://www.nasbo.org/reports-data/fiscal-survey-of-states>) and <https://gsfic.georgia.gov/revenue-shortfall-reserve-holdings-reports>.

in each state.<sup>53</sup> The latter is built from the American National Election Study (ANES), by considering a Herfindahl-Hirschman index of the shares of respondents declaring themselves Conservative, Liberal or Moderate.<sup>54</sup> This accounts for the possibility that Americans are more and more divided along moral or economic issues, as confirmed by, e.g., Baldassarri & Park (2020) and Barrios & Hochberg (2020).

Finally, we include GDP per capita (from the BEA) as a catch-all control variable. Given the disparities among US states, we take the log of this variable.<sup>55</sup> We also include three variables that could influence a governor’s behavior: the budget balance forecast, the revenue forecast, and the expenditure forecast (obviously, we do not include simultaneously expenditure and revenue forecasts, as they are correlated). These will control for the impact that the expected budget for the current year (that is, before the crisis started) could have, as states that have approved more balanced or prudent budgets should have more fiscal space to withstand the consequences of a lockdown or a temporary freezing of economic activities.

## 2.4 Results on the adoption of social distancing measures

Table 4 et 5 display the results of our analysis on the determinants of the number of social distancing measures announced by US states. The estimated equation is:

$$\begin{aligned} \text{Log\_Number\_of\_measures\_announced}_i \\ = \alpha + \beta_1 BBR_i + \beta_2 RDF_i + \beta_3 POLITICAL_i + \beta_4 X_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

---

<sup>53</sup> Sources: for Republican Governorship: The National Conference of State Legislators. State partisan composition, January 2020, <https://www.ncsl.org/research/about-state-legislatures/partisancomposition>, and for the percentage of Trump voters in the 2016 election: <https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/42MVDX>.

<sup>54</sup> More precisely, from the question “We hear a lot of talk these days about liberals and conservatives. When it comes to politics, do you usually think of yourself as extremely liberal, liberal, slightly liberal, moderate, slightly conservative, conservative, extremely conservative or haven’t you thought much about this?”. After aggregating the individual ANES data state wise, we calculate an HH polarization index for each state in 2016. (We disregard the option “don’t know” or “haven’t thought much about it”).

<sup>55</sup> The small number of observations forbids the addition of too many control variables, and GDP per capita in many ways summarizes an important number of differences among US states.

where  $i = 1, \dots, 50$  states,  $\alpha$  is a constant,  $\varepsilon$  an error term, BBR is a set of fiscal rule variables, RDF is a set of rainy-day fund variables, POLITICAL is a set of political variables and X is a set of control variables (namely: LogGDP, Region average number of measures, State  $i$  Covid cases, and State  $i$ 's Region Covid cases). The estimation technique we use is the Log-OLS. Given the count nature of the dependent variable, an expected option would have been to use Poisson or Negative Binomial models. However, the conditions for using a Poisson model are that the considered events should occur randomly over a fixed period of time, which is not met in our context. More importantly, the probability of occurrence should be very small while the number of incidences should be very large. This limiting condition of Poisson is not fulfilled in our context, and implementing a Poisson procedure would deliver unreliable estimates. Moreover, the Poisson regression is estimated by maximum likelihood estimation, and thus usually requires a large sample size (see Hutchinson & Holtman, 2005), another condition not met in our case. A Negative Binomial would run into the same issues, plus the fact that the distribution of our dependent variable is not over-dispersed. Finally, we have performed the  $sk$  (skewness-kurtosis) test on the original variable, and the distribution is close to a normal one. These reasons have led us to use the Log-OLS procedure. As we have no zeros in the dependent variable, we do not lose data due to undefined values, and we keep the benefits of simple OLS, while considering the specificities of the dependent variable. (Moreover, the normality test is even improved.)

Tables 4 and 5 display our results for this first regression. We find that the percentage of Trump voters in the 2016 presidential election tends to reduce the number of policy measures taken in US states to face the epidemic. However, neither this variable, nor the one indicating the presence of a Republican governor, nor their interaction, appear as robustly significant determinants. Also, the degree of political polarization in the state is not significant. Hence, contrary to what the literature suggests, partisan considerations do not appear as a strong determinant of the adoption of social distancing measures in the US states.

Much more significant are the results related to BBRs and RDFs. Although the ACIR index of stringency of budget rules is never significant (see Table 4), some rules definitely are, according to the Hou and Smith (2010) classification scheme. As shown in Table 5, the rules number 6 and, especially, 7 are decisive. Rule number 7, in particular, has led to a higher number of policy

measures being adopted. This rule is a technical one, and indicates that “Controls are in place on supplementary appropriations”. And supplementary appropriations are exactly what could have been needed to face the consequences of stay-at-home orders, as well as of business closures. Hence, it appears that, since the negative economic consequences of the lockdown measures were expected, as long as some legal controls were in place, governors have relied on policy measures, anticipating that the level of deficit would be reined in by the controls.<sup>56</sup> This interpretation is reinforced by the fact that, when we include the expected expenditure or the expected revenue, the rules lose their degree of significance, to the benefit of the fiscal variables. Higher expected revenues (or expenditures, as both are strongly correlated) have tended to increase the number of social-distancing measures the US states have announced.

The amount of funds in the RDF is also positive and significant, with a large coefficient, indicating that governors anticipated that rainy-day funds could be used to smooth out the consequences of social distancing and lockdown. Here again, the inclusion of variables related to the budget forecast tends to reduce the significance of the RDF, which indicates that these amounts may be considered when preparing the budget, and that this has been the case in the face of the epidemic.

Finally, wealthier states (in terms of GDP per capita) may have been more reluctant to adopt a higher number of policy measures against the epidemic. Although the coefficient is barely significant, this may be related to the fact that Democratic states are more usually urban and wealthier, as compared to Republican states. Besides, the number of measures adopted in the region to which the state belongs has a positive, though not significant, impact. Moreover, the number of declared Covid-19 cases in a state has a positive and significant impact on the adoption of a larger number of measures.

---

<sup>56</sup> To save on space, we only reproduce results for the significant rules. Other results are available upon request.

Table 2.4 – Determinants of the number of social distancing measures announced by US states (April 7, based on 8 possible measures)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
BBRs stringency (ACIR)	-0.0166 (-1.44)	-0.00431 (-0.35)	-0.00221 (-0.16)	-0.0104 (-0.82)	-0.0122 (-1.08)	-0.0145 (-1.23)	-0.0134 (-1.19)	-0.0157 (-1.33)	-0.0158 (-1.21)	-0.0168 (-1.26)
Trump voters (% , 2016)		-0.608 (-1.54)	-0.451 (-0.78)	-0.392 (-0.94)	-0.131 (-0.34)	-0.0625 (-0.16)	-0.0923 (-0.24)	-0.0251 (-0.06)	-0.0339 (-0.06)	-0.00748 (-0.01)
Republican governor		-0.0463 (-0.76)	0.0811 (0.24)	-0.0287 (-0.47)	-0.0262 (-0.48)	-0.0193 (-0.34)	-0.0260 (-0.47)	-0.0190 (-0.34)	-0.0265 (-0.08)	-0.0388 (-0.12)
Rep. Gov * Trump voters			-0.265 (-0.38)						0.0156 (0.02)	0.0438 (0.07)
Polarization index										-0.000093 (-0.89)
Polarization index squared										6.99e-09 (0.72)
Rainy Day Fund/GDP		9.795** (2.45)	9.952** (2.45)	8.740** (2.19)	4.387 (1.11)	4.275 (1.07)	4.176 (1.05)	4.065 (1.02)	4.050 (0.99)	4.148 (0.84)
RDF Restrictive rules		0.0175 (0.25)	0.0209 (0.29)	-0.00402 (-0.06)	-0.0244 (-0.38)	-0.0316 (-0.48)	-0.0289 (-0.45)	-0.0359 (-0.55)	-0.0362 (-0.54)	-0.0285 (-0.41)
RDF Soft rules		-0.0347 (-0.47)	-0.0339 (-0.46)	-0.0657 (-0.88)	-0.0554 (-0.84)	-0.0686 (-0.99)	-0.0578 (-0.87)	-0.0709 (-1.03)	-0.0710 (-1.02)	-0.0696 (-0.94)
Log (GDP per cap.)		-0.329 (-1.57)	-0.317 (-1.48)	-0.279 (-1.34)	-0.366* (-1.94)	-0.340* (-1.76)	-0.373* (-1.98)	-0.347* (-1.80)	-0.347* (-1.76)	-0.307 (-1.49)
Region average number of measures		0.0582 (0.95)	0.0634 (0.99)	0.0769 (1.24)	0.0786 (1.41)	0.0860 (1.51)	0.0795 (1.43)	0.0869 (1.53)	0.0866 (1.48)	0.0791 (1.28)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)		0.0412* (1.71)	0.0402 (1.65)	0.0464* (1.94)	0.0686*** (2.95)	0.0691*** (2.95)	0.0691*** (2.98)	0.0697*** (2.98)	0.0698*** (2.92)	0.0568** (2.03)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases)		0.0271 (1.05)	0.0252 (0.94)	0.0249 (0.98)	-0.000325 (-0.01)	0.000584 (0.02)	-0.00285 (-0.11)	-0.00182 (-0.07)	-0.00174 (-0.07)	0.00639 (0.23)
End Balance Forecast 2020/GDP				18.17 (1.51)		8.583 (0.74)		8.654 (0.75)	8.649 (0.74)	8.302 (0.68)
Revenue Forecast 2020/GDP					6.789*** (3.21)	6.305*** (2.83)				
Expenditure Forecast 2020/GDP							7.091*** (3.25)	6.597*** (2.88)	6.605*** (2.82)	6.384** (2.45)
Constant	1.728*** (17.67)	4.777* (1.88)	4.559* (1.73)	4.062 (1.60)	4.707** (2.06)	4.375* (1.87)	4.779** (2.10)	4.438* (1.90)	4.451* (1.84)	4.228* (1.69)
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50
R-squared	0.041	0.411	0.414	0.445	0.537	0.544	0.540	0.547	0.547	0.559
Adjusted R-squared	0.021	0.260	0.244	0.284	0.403	0.396	0.406	0.400	0.383	0.364

Note: t-statistics in parentheses, \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\*p<.01

Table 2.5 – Determinants of the number of social distancing measures announced by US states (April 7, based on 8 possible measures)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
BBR #6 (Hou & Smith)	-0.0227 (-0.15)	-0.180 (-1.19)	-0.180 (-1.17)	-0.189 (-1.25)	-0.282* (-1.99)	-0.281* (-1.96)	-0.277* (-1.97)	-0.277* (-1.94)	-0.279* (-1.93)	-0.286* (-1.92)
BBR #7 (Hou & Smith)	0.144** (2.39)	0.136** (2.32)	0.135** (2.22)	0.123** (2.03)	0.0896 (1.62)	0.0878 (1.55)	0.0930* (1.69)	0.0914 (1.62)	0.0875 (1.48)	0.0898 (1.49)
Trump voters (% , 2016)		-0.808** (-2.17)	-0.785 (-1.41)	-0.703* (-1.80)	-0.436 (-1.21)	-0.422 (-1.13)	-0.417 (-1.15)	-0.405 (-1.09)	-0.303 (-0.55)	-0.262 (-0.46)
Republican governor		-0.0376 (-0.65)	-0.0208 (-0.07)	-0.0249 (-0.42)	-0.00844 (-0.16)	-0.00646 (-0.12)	-0.00867 (-0.16)	-0.00691 (-0.13)	0.0644 (0.23)	0.0777 (0.26)
Rep. Gov * Trump voters			-0.0351 (-0.06)						-0.148 (-0.25)	-0.168 (-0.28)
Polarization index										-0.0000709 (-0.71)
Polarization index squared										4.28e-09 (0.46)
Rainy Day Fund/GDP		11.38*** (3.00)	11.39*** (2.96)	10.73*** (2.79)	6.146 (1.59)	6.120 (1.57)	6.123 (1.59)	6.102 (1.56)	6.096 (1.54)	7.139 (1.48)
RDF Restrictive rules		0.0431 (0.63)	0.0434 (0.63)	0.0333 (0.48)	0.0194 (0.31)	0.0179 (0.28)	0.0162 (0.26)	0.0149 (0.23)	0.0159 (0.25)	0.0271 (0.40)
RDF Soft rules		0.0200 (0.28)	0.0198 (0.27)	0.00204 (0.03)	0.00726 (0.11)	0.00390 (0.06)	0.00637 (0.10)	0.00338 (0.05)	0.00179 (0.03)	-0.00137 (-0.02)
Log(GDP per cap.)		-0.403* (-2.02)	-0.402* (-1.97)	-0.351* (-1.69)	-0.364* (-2.00)	-0.354* (-1.86)	-0.370** (-2.04)	-0.361* (-1.89)	-0.353* (-1.81)	-0.309 (-1.51)
Region average number of measures		0.0294 (0.50)	0.0301 (0.49)	0.0477 (0.77)	0.0716 (1.29)	0.0744 (1.28)	0.0717 (1.29)	0.0742 (1.28)	0.0779 (1.29)	0.0662 (1.04)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)		0.0621** (2.60)	0.0618** (2.51)	0.0645** (2.69)	0.0859*** (3.73)	0.0859*** (3.68)	0.0863*** (3.74)	0.0863*** (3.69)	0.0853*** (3.55)	0.0749** (2.68)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases)		0.00717 (0.28)	0.00703 (0.27)	0.00650 (0.26)	-0.0171 (-0.70)	-0.0168 (-0.68)	-0.0193 (-0.78)	-0.0189 (-0.76)	-0.0196 (-0.77)	-0.0104 (-0.38)
End Balance Forecast 2020/GDP				10.71 (0.95)		2.152 (0.20)		1.927 (0.18)	2.409 (0.22)	0.763 (0.06)
Revenue Forecast 2020/GDP					6.351*** (3.01)	6.224*** (2.79)				
Expenditure Forecast 2020/GDP							6.485*** (3.02)	6.368*** (2.80)	6.369*** (2.77)	6.473** (2.52)
Constant	1.540*** (41.22)	5.741** (2.38)	5.716** (2.30)	5.007* (1.98)	4.725** (2.13)	4.598* (1.97)	4.790** (2.17)	4.675* (2.01)	4.536* (1.87)	4.202 (1.69)
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50
R-squared	0.109	0.494	0.494	0.506	0.593	0.594	0.594	0.595	0.595	0.607
Adjusted R-squared	0.071	0.347	0.330	0.346	0.461	0.447	0.463	0.448	0.433	0.416

Note: t-statistics in parentheses, \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\*p<.01

## 2.5 Results on the timing of adoption of social distancing measures

In Tables 6 to 10, we look at the length of time (measured by the number of days between the first Covid-19 case declared in the state and the adoption of the policy by the same state) it took to adopt each type of social distancing policy measure.<sup>57</sup> We look separately at each policy measure, because each kind of policy under analysis may have a different effect on government finance. For instance, closing schools does not directly reduce revenues (though it might reduce expenditure), while closing restaurants or other business activities can have a more direct effect on government finance, if only in terms of lost tax revenues.

The equation, estimated by standard OLS, is:

$$TimeAfter1stCase\_policy\_p_i = \alpha + \beta_1 BBR_i + \beta_2 BSF_i + \beta_3 POLITICAL_i + \beta_4 X_i + \varepsilon_i$$

where  $p = 1, \dots, 5$  policy,  $i = 1, \dots, 50$  state,  $\alpha$  is a constant,  $\varepsilon$  an error term,  $BBR$  a set of fiscal rule variables,  $RDF$  is a set of rainy-day fund variables,  $POLITICAL$  is a set of political variables and  $X$  is a set of control variables (namely: LogGDP(per cap.), End Balance Forecast 2020, Revenue Forecast 2020, Expenditure Forecast 2020, State  $i$  Covid cases Policy  $p$ , State  $i$ 's Region Covid cases Policy  $p$ , and Share of states in Region of state  $i$  with Policy  $p$  announced).

We discard the ACIR stringency index, which was never significant in the previous analysis, and focus on BBRs. Here again, if the percentage of Trump voters negatively influences the adoption of any policy measure, the coefficient is large but rarely significant, whatever the type of policy concerned.<sup>58</sup> The number of declared cases in the state has a significant and strong influence on the length of adoption, with a positive coefficient. In other words, the more important the number of cases, the slower the adoption of social distancing measures.<sup>59</sup> This is not the case for the number

---

<sup>57</sup> Given the small number of observations for curfews and restrictions on travel, we neglect these two measures in the rest of the study.

<sup>58</sup> The small number of observations means one should be cautious about statistical significance.

<sup>59</sup> The question of reverse causality (i.e., states that took longer time to adopt policies have seen a higher increase in the number of cases) may be raised. To tackle this, we have estimated the same regressions with a 7, 10 and 14-days lag of the Covid-19 cases regressor. In this set of estimates, the instantaneous number of Covid-19 cases is no longer significant, while the lags are strongly significant. Yet, the sign associated with the respective coefficients is still

of cases in the surrounding states, in particular for the closure of schools (Table 7). The more important the number of cases in the region, the faster the adoption of school closures. This may be due to the fact that schools host children from surrounding states, in particular those close to the border of each state, and that governors wanted to reduce the number of infections coming from outside of their state.

The institutional and legal context has also played a major role. Whatever the policy measure, the softer the rules on getting funds out of the RDF, the fewer the number of days for adopting any type of policy. Hence, it clearly appears that the negative economic impacts of the fight against the epidemic have been considered, and that rainy-day funds have been considered as essential to smooth out their financial consequences: the more funds are easily available, the easier it is to offset the losses in revenues (resp. increases in expenditures) induced by the restrictions on economic activity.

A set of fiscal rules has played a major role in the adoption of policy measures. In particular, BBR number 2, which stipulates that “Own-source revenue must match expenditures”, tends to reduce the number of days necessary to implement school closures (see Table 7), and, less significantly, non-essential business closures and stay-at-home orders (see Tables 9 and 10). As this rule means that any policy with an impact on revenues must have an offsetting change in expenditures, it is not surprising that its impact has been strong on school closures (essentially, school closures tend to reduce expenditures, as furloughed teachers can benefit from federal support, while school buses no longer need to be fueled or maintained). In other words, this policy measure has allowed governors to save money, which they needed in order to deal with the consequences of other policy measures.

On the contrary, BBR number 6 has lengthened the period of adoption of many policy measures, school closures being the exception (see Tables 6, 8, 9 and 10). This rule stipulates that “The governor must sign a balanced budget”. As the epidemic has hit the US during the period of preparation of the next fiscal year’s budgets, it is not surprising that this recommendation has led

---

always positive. Hence, we think it can be safely interpreted that the number of cases has indeed slowed the decision process, as the delay between the increase in cases and the announcement is increasing in the (lagged) number of cases.



to some delays in the adoption of sanitary measures, as their impact on the budget could only be expected to increase it. This also points to the possibility that governors have considered a trade-off between health and the economic dimensions, induced by the presence of fiscal rules. In other words, the fear of an unbalanced budget, and of breaking the commitment stipulated by fiscal rules, may have prompted governors to be more reluctant in adopting sanitary measures. Remarkably, the fiscal requirements have more influence than the other variables related to budget preparation (forecasts of revenues, expenditures, or the end balance).

Table 2.6 – Determinants of length of announcement of gatherings restrictions (April 7)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Republican governor	3.994 (1.17)	3.474 (1.01)	3.483 (1.03)	3.545 (1.04)	3.327 (0.96)	-10.09 (-0.59)	-7.796 (-0.43)	-9.476 (-0.51)
Trump voters (% , 2016)	-24.16 (-1.30)	-27.04 (-1.44)	-30.86 (-1.63)	-31.14 (-1.63)	-31.65 (-1.64)	-49.65 (-1.67)	-44.76 (-1.41)	-45.32 (-1.41)
LogGDP (per cap.)	3.678 (0.36)	1.823 (0.17)	3.386 (0.33)	3.399 (0.33)	2.418 (0.23)	0.916 (0.09)	2.860 (0.25)	3.842 (0.32)
Rainy-day Fund/GDP	-117.7 (-0.60)	-79.07 (-0.40)	15.30 (0.07)	9.357 (0.04)	10.98 (0.05)	-15.64 (-0.07)	29.43 (0.12)	-4.286 (-0.02)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)	3.596*** (3.15)	3.590*** (3.14)	3.175*** (2.72)	3.186*** (2.72)	3.247*** (2.73)	3.231** (2.70)	3.065** (2.43)	2.773* (1.95)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases)	-0.535 (-0.41)	-0.612 (-0.47)	-0.123 (-0.09)	-0.116 (-0.09)	-0.223 (-0.16)	-0.546 (-0.38)	-0.241 (-0.15)	-0.0983 (-0.06)
Share of states in Region of state <i>i</i> with Policy <i>p</i> announced	-1.360 (-0.18)	-1.835 (-0.24)	-2.423 (-0.32)	-2.569 (-0.34)	-2.643 (-0.34)	-0.529 (-0.06)	-0.898 (-0.11)	-0.740 (-0.09)
BBR #6 (Hou & Smith)	23.63*** (2.82)	23.87*** (2.84)	26.23*** (3.09)	25.99*** (3.06)	25.75*** (3.00)	25.85*** (2.99)	25.48*** (2.91)	26.08*** (2.91)
RDF Restrictive rules	-1.648 (-0.44)	-1.463 (-0.39)	-1.646 (-0.45)	-1.585 (-0.43)	-1.492 (-0.40)	-1.533 (-0.41)	-1.396 (-0.37)	-1.427 (-0.37)
RDF Soft rules	-10.34** (-2.55)	-9.762** (-2.38)	-10.70** (-2.66)	-10.66** (-2.65)	-10.30** (-2.49)	-9.828** (-2.34)	-10.33** (-2.36)	-10.12** (-2.28)
End Balance Forecast 2020/GDP		-551.7 (-0.96)			-304.6 (-0.49)	-384.0 (-0.61)	-425.4 (-0.66)	-363.6 (-0.55)
Revenue Forecast 2020/GDP			-156.4 (-1.40)					
Expenditure Forecast 2020/GDP				-152.4 (-1.33)	-128.7 (-1.03)	-115.6 (-0.91)	-96.31 (-0.72)	-118.5 (-0.82)
Rep. Gov * Trump voters						27.48 (0.80)	23.26 (0.65)	26.60 (0.72)
Polarization index							-0.000895 (-0.47)	-0.00353 (-0.59)
Polarization index squared								0.00000254 (0.46)
Constant	-19.19 (-0.16)	3.849 (0.03)	-6.172 (-0.05)	-6.374 (-0.05)	4.357 (0.04)	29.44 (0.23)	6.138 (0.05)	1.135 (0.01)
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50
R-squared	0.582	0.592	0.602	0.600	0.603	0.610	0.612	0.615
Adjusted R-squared	0.474	0.473	0.487	0.485	0.474	0.469	0.457	0.445

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

Table 2.7 – Determinants of length of announcement of school closures (April 7)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Republican governor	7.702** (2.55)	8.386** (2.65)	7.888** (2.57)	7.928** (2.59)	8.374** (2.61)	-12.15 (-0.70)	-11.82 (-0.65)	-8.648 (-0.45)
Trump voters (% , 2016)	-40.23** (-2.18)	-37.77* (-2.01)	-36.03* (-1.78)	-34.96* (-1.72)	-35.11* (-1.71)	-66.55* (-2.00)	-65.78* (-1.88)	-62.31* (-1.74)
Log (GDP per cap.)	0.403 (0.04)	1.253 (0.13)	-0.170 (-0.02)	-0.293 (-0.03)	0.647 (0.06)	-1.180 (-0.12)	-0.847 (-0.08)	-2.410 (-0.21)
Rainy-day Fund/GDP	-3.846 (-0.02)	-21.56 (-0.11)	-48.75 (-0.23)	-58.15 (-0.28)	-50.63 (-0.24)	-72.79 (-0.35)	-65.33 (-0.28)	-26.79 (-0.11)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)	5.479*** (4.23)	5.699*** (4.27)	5.757*** (4.09)	5.814*** (4.14)	5.854*** (4.12)	5.973*** (4.22)	5.918*** (3.75)	6.285*** (3.68)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases)	-2.858** (-2.12)	-2.769** (-2.04)	-3.064** (-2.17)	-3.136** (-2.20)	-2.957* (-2.00)	-3.297** (-2.20)	-3.246* (-1.99)	-3.422** (-1.99)
Share of states in Region of state <i>i</i> with Policy <i>p</i> announced	2.599 (0.31)	1.585 (0.19)	1.994 (0.24)	1.964 (0.23)	1.420 (0.17)	-0.00565 (-0.00)	0.00716 (0.00)	-0.153 (-0.02)
BBR #2 (Hou & Smith)	-10.49*** (-3.08)	-11.47*** (-3.14)	-10.79*** (-3.10)	-10.86*** (-3.12)	-11.48*** (-3.10)	-12.12*** (-3.26)	-12.04*** (-3.10)	-12.43*** (-3.13)
RDF Restrictive rules	-1.084 (-0.33)	-1.452 (-0.44)	-1.328 (-0.40)	-1.410 (-0.42)	-1.570 (-0.47)	-1.695 (-0.51)	-1.658 (-0.48)	-1.676 (-0.48)
RDF Soft rules	-12.04*** (-3.24)	-13.03*** (-3.30)	-12.33*** (-3.26)	-12.41*** (-3.28)	-13.04*** (-3.26)	-12.83*** (-3.22)	-12.86*** (-3.17)	-13.52*** (-3.18)
End Balance Forecast 2020/GDP		461.4 (0.77)			361.4 (0.54)	305.3 (0.46)	292.8 (0.42)	251.0 (0.36)
Revenue Forecast 2020/GDP			61.42 (0.54)					
Expenditure Forecast 2020/GDP				75.76 (0.65)	45.92 (0.35)	45.77 (0.35)	48.34 (0.36)	77.11 (0.53)
Rep. Gov * Trump voters						43.62 (1.19)	42.94 (1.13)	36.68 (0.92)
Polarization index							-0.000155 (-0.09)	0.00312 (0.54)
Polarization index squared								-0.000000307 (-0.60)
Constant	31.71 (0.29)	20.11 (0.18)	34.01 (0.30)	34.50 (0.31)	24.32 (0.21)	60.56 (0.51)	56.68 (0.44)	65.47 (0.50)
Observations	48	48	48	48	48	48	48	48
R-squared	0.619	0.625	0.622	0.623	0.626	0.641	0.641	0.645
Adjusted R-squared	0.516	0.510	0.506	0.508	0.498	0.504	0.489	0.479

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\* $p < .01$

Table 2.8 – Determinants of length of announcement of restaurant restrictions (April 7)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Republican governor	4.383 (1.25)	3.924 (1.08)	3.766 (1.05)	3.831 (1.07)	3.652 (0.99)	-21.44 (-1.10)	-16.11 (-0.77)	-17.35 (-0.81)
Trump voters (% , 2016)	-20.03 (-0.98)	-21.58 (-1.03)	-25.11 (-1.17)	-25.05 (-1.16)	-25.20 (-1.15)	-59.29* (-1.75)	-51.31 (-1.44)	-51.64 (-1.43)
Log (GDP per cap.)	1.608 (0.14)	0.398 (0.03)	2.227 (0.19)	2.181 (0.19)	1.413 (0.12)	-3.761 (-0.30)	-0.486 (-0.04)	0.719 (0.05)
Rainy-day Fund /GDP	-83.59 (-0.39)	-66.09 (-0.30)	-10.80 (-0.05)	-16.67 (-0.07)	-16.54 (-0.07)	-52.83 (-0.22)	46.78 (0.17)	15.85 (0.06)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)	4.155*** (3.07)	4.002*** (2.87)	3.592** (2.38)	3.638** (2.41)	3.626** (2.37)	3.538** (2.33)	3.278** (2.09)	2.897 (1.62)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases)	0.333 (0.20)	0.260 (0.16)	0.573 (0.34)	0.583 (0.35)	0.505 (0.29)	0.0112 (0.01)	0.510 (0.27)	0.541 (0.28)
Share of states in Region of state <i>i</i> with Policy <i>p</i> announced	-3.362 (-0.37)	-3.814 (-0.42)	-2.723 (-0.30)	-2.869 (-0.32)	-3.197 (-0.34)	-7.412 (-0.76)	-6.676 (-0.68)	-6.022 (-0.60)
BBR #6 (Hou & Smith)	27.08*** (3.12)	27.35*** (3.12)	28.76*** (3.22)	28.53*** (3.20)	28.48*** (3.15)	28.82*** (3.22)	27.61*** (3.02)	27.86*** (3.00)
RDF Restrictive rules	-2.156 (-0.54)	-1.916 (-0.47)	-1.925 (-0.48)	-1.909 (-0.47)	-1.809 (-0.44)	-2.132 (-0.53)	-1.670 (-0.40)	-1.581 (-0.38)
RDF Soft rules	-12.44*** (-2.89)	-11.92** (-2.69)	-12.13*** (-2.80)	-12.13*** (-2.80)	-11.89** (-2.66)	-11.55** (-2.60)	-12.20** (-2.68)	-11.65** (-2.45)
End Balance Forecast 2020/GDP		-360.8 (-0.56)			-204.1 (-0.29)	-499.0 (-0.68)	-551.8 (-0.75)	-485.2 (-0.64)
Revenue Forecast 2020/GDP			-110.6 (-0.86)					
Expenditure Forecast 2020/GDP				-103.4 (-0.79)	-88.27 (-0.62)	-61.13 (-0.43)	-28.92 (-0.19)	-54.61 (-0.34)
Rep. Gov * Trump voters						52.85 (1.31)	42.45 (0.99)	44.37 (1.01)
Polarization index							-0.00164 (-0.75)	-0.00476 (-0.66)
Polarization index squared								0.000000289 (0.46)
Constant	-4.328 (-0.03)	11.24 (0.08)	-3.333 (-0.03)	-3.370 (-0.03)	5.296 (0.04)	80.89 (0.55)	41.27 (0.26)	35.70 (0.22)
Observations	47	47	47	47	47	47	47	47
R-squared	0.556	0.559	0.565	0.563	0.564	0.586	0.593	0.596
Adjusted R-squared	0.432	0.421	0.428	0.426	0.411	0.423	0.415	0.400

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\* $p < .01$

Table 2.9 – Determinants of length of announcement of non-essential business closures (April 7)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Republican governor	3.524 (1.03)	3.499 (1.00)	3.442 (0.98)	3.493 (1.00)	3.482 (0.98)	-8.965 (-0.51)	-5.558 (-0.31)	-7.569 (-0.40)
Trump voters (% , 2016)	-30.10 (-1.51)	-30.31 (-1.47)	-30.95 (-1.48)	-30.45 (-1.44)	-30.53 (-1.42)	-48.45 (-1.48)	-42.23 (-1.24)	-42.79 (-1.24)
Log (GDP per cap.)	-2.821 (-0.25)	-2.923 (-0.25)	-2.648 (-0.23)	-2.755 (-0.24)	-2.839 (-0.24)	-4.142 (-0.34)	-1.717 (-0.14)	-0.576 (-0.04)
Rainy-day Fund /GDP	21.90 (0.10)	23.13 (0.11)	33.28 (0.15)	26.24 (0.12)	26.26 (0.11)	-0.938 (-0.00)	97.39 (0.36)	61.91 (0.22)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)	4.501*** (3.67)	4.489*** (3.55)	4.388*** (3.05)	4.457*** (3.09)	4.458*** (3.04)	4.397*** (2.98)	4.110** (2.68)	3.700** (2.10)
Log(1+State <i>i</i> ' Region Covid cases)	-1.196 (-0.80)	-1.204 (-0.79)	-1.102 (-0.68)	-1.159 (-0.71)	-1.172 (-0.69)	-1.212 (-0.71)	-0.778 (-0.43)	-0.729 (-0.39)
Share of states in Region of state <i>i</i> with Policy <i>p</i> announced	9.267 (1.13)	9.265 (1.11)	9.038 (1.07)	9.175 (1.08)	9.191 (1.06)	8.483 (0.97)	7.800 (0.88)	8.281 (0.92)
BBR #2 (Hou & Smith)	-6.505* (-1.70)	-6.427 (-1.54)	-6.310 (-1.55)	-6.431 (-1.58)	-6.390 (-1.48)	-6.100 (-1.40)	-6.411 (-1.45)	-6.526 (-1.46)
BBR #6 (Hou & Smith)	22.61** (2.63)	22.65** (2.59)	23.05** (2.52)	22.77** (2.50)	22.77** (2.46)	23.47** (2.50)	22.38** (2.34)	22.78** (2.34)
RDF Restrictive rules	-1.252 (-0.34)	-1.234 (-0.33)	-1.239 (-0.33)	-1.243 (-0.33)	-1.233 (-0.32)	-1.445 (-0.37)	-0.962 (-0.24)	-0.977 (-0.25)
RDF Soft rules	-12.16*** (-3.01)	-12.11*** (-2.84)	-12.09*** (-2.92)	-12.13*** (-2.93)	-12.10*** (-2.80)	-11.89** (-2.72)	-12.53*** (-2.80)	-11.98** (-2.56)
End Balance Forecast 2020/GDP		-34.11 (-0.05)			-23.77 (-0.03)	-139.6 (-0.19)	-179.0 (-0.24)	-111.5 (-0.15)
Revenue Forecast 2020/GDP			-20.94 (-0.16)					
Expenditure Forecast 2020/GDP				-8.135 (-0.06)	-6.556 (-0.04)	-4.225 (-0.03)	28.42 (0.18)	1.531 (0.01)
Rep. Gov * Trump voters						26.32 (0.73)	19.59 (0.52)	22.85 (0.59)
Polarization index							-0.00161 (-0.75)	-0.00512 (-0.69)
Polarization index squared								0.000000322 (0.50)
Constant	55.24 (0.42)	56.58 (0.42)	54.53 (0.41)	54.98 (0.42)	55.96 (0.41)	79.01 (0.56)	50.29 (0.34)	46.51 (0.31)
Observations	46	46	46	46	46	46	46	46
R-squared	0.656	0.656	0.657	0.656	0.656	0.662	0.668	0.671
Adjusted R-squared	0.545	0.531	0.532	0.531	0.517	0.510	0.503	0.490

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\*p<.01

Table 2.10 – Determinants of length of announcement of stay-at-home orders (April 7)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Republican governor	4.091 (1.09)	4.045 (1.04)	4.016 (1.03)	4.098 (1.06)	4.058 (1.02)	-6.247 (-0.33)	-4.261 (-0.22)	-7.828 (-0.39)
Trump voters (% , 2016)	-36.14 (-1.50)	-36.30 (-1.47)	-36.41 (-1.48)	-36.10 (-1.46)	-36.24 (-1.44)	-48.55 (-1.43)	-41.93 (-1.15)	-57.42 (-1.43)
Log (GDP per cap.)	-5.101 (-0.38)	-5.180 (-0.38)	-4.742 (-0.34)	-5.134 (-0.36)	-5.257 (-0.36)	-5.218 (-0.36)	-1.772 (-0.11)	-6.902 (-0.40)
Rainy-day Fund /GDP	-336.0 (-1.03)	-334.3 (-1.01)	-315.8 (-0.82)	-337.9 (-0.88)	-338.4 (-0.87)	-340.4 (-0.86)	-70.38 (-0.11)	-681.0 (-0.75)
Log (1+State <i>i</i> Covid cases)	3.427** (2.36)	3.402** (2.23)	3.321* (1.84)	3.437* (1.91)	3.423* (1.86)	3.402* (1.82)	3.099 (1.57)	2.581 (1.26)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases)	-1.914 (-0.95)	-1.892 (-0.91)	-1.834 (-0.84)	-1.922 (-0.86)	-1.909 (-0.84)	-1.821 (-0.79)	-1.364 (-0.55)	-1.377 (-0.55)
Share of states in Region of state <i>i</i> with Policy <i>p</i> announced	3.870 (0.38)	3.726 (0.36)	3.698 (0.36)	3.888 (0.37)	3.759 (0.35)	4.202 (0.38)	3.911 (0.35)	2.378 (0.21)
BBR #2 (Hou & Smith)	-7.208* (-1.70)	-7.106 (-1.56)	-7.085 (-1.59)	-7.219 (-1.62)	-7.126 (-1.50)	-6.845 (-1.42)	-6.752 (-1.38)	-6.722 (-1.37)
BBR #6 (Hou & Smith)	26.04*** (2.80)	26.07*** (2.76)	26.29** (2.69)	26.02** (2.68)	26.03** (2.63)	26.63** (2.65)	25.91** (2.52)	25.79** (2.51)
RDF Restrictive rules	-0.979 (-0.23)	-0.952 (-0.22)	-0.996 (-0.23)	-0.979 (-0.22)	-0.950 (-0.21)	-1.219 (-0.27)	-1.183 (-0.26)	-0.428 (-0.09)
RDF Soft rules	-11.31** (-2.47)	-11.25** (-2.37)	-11.28** (-2.42)	-11.31** (-2.42)	-11.25** (-2.33)	-11.18** (-2.29)	-11.72** (-2.32)	-9.881* (-1.82)
End Balance Forecast 2020/GDP		-49.50 (-0.07)			-52.08 (-0.07)	-104.9 (-0.13)	-221.9 (-0.27)	95.46 (0.11)
Revenue Forecast 2020/GDP			-19.15 (-0.10)					
Expenditure Forecast 2020/GDP				1.841 (0.01)	4.026 (0.02)	1.824 (0.01)	-9.548 (-0.05)	-30.19 (-0.15)
Rep. Gov * Trump voters						21.49 (0.55)	17.11 (0.42)	24.42 (0.59)
Polarization index							-0.00173 (-0.53)	-0.00978 (-1.08)
Polarization index squared								0.000000949 (0.95)
Constant	98.48 (0.64)	99.49 (0.63)	95.49 (0.60)	98.75 (0.62)	100.1 (0.62)	104.6 (0.64)	66.01 (0.36)	147.1 (0.73)
Observations	44	44	44	44	44	44	44	44
R-squared	0.585	0.585	0.585	0.585	0.585	0.589	0.593	0.606
Adjusted R-squared	0.442	0.424	0.424	0.424	0.405	0.391	0.375	0.373

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

What prompts a state to act faster? We consider if each state has acted faster than the average state in its region, and we do this for each type of policy measure (see the five Policy p\_Yr variables in Table 1 for descriptive statistics). Tables 11 and 12 synthesize our results. We still find that the percentage of Trump voters is never significant. However, in this set of regressions only does the variable attached to a Republican governor become significant. More precisely, it is always negative, meaning that in states dominated by the Republicans, speed of adoption of social distancing measures has been inferior (in comparison with Democrat-governed states). This is especially true for restaurant restrictions, non-essential business closures, and stay-at-home orders, which are probably the measures with the largest consequences on the budget balance.

More important than partisan considerations are the (deterioration in) health conditions and the legally binding fiscal requirements. First, for all the policy measures, it appears that the number of Covid-19 cases has played an important role: the higher the number, the slower a governor announces a policy. The effect is even more significant for restrictions on gathering, restaurant restrictions and school closures (compared to stay-at-home orders and non-essential business closures). The health authorities' recommendations on limiting the spread of the pandemic by reducing the opportunities for reunions of people are followed tardily, and only in proportion to the number of cases – which may nevertheless have been too lately to stop the spread of the disease. Second, BBR number 1 (“Governor must submit a balanced budget”) has reduced the speed of adoption of school closures and stay-at-home orders (though the effect is barely significant for the latter). Given that these measures may have only second-order impact in a budget, this could be expected. The same interpretation applies to BBR number 4 (“Legislature must pass a balanced budget”), significant only for restrictions on restaurants.

BBR number 7 (“Controls are in place on supplementary appropriations”) tends to increase the probability of acting quickly: where adjustments to the budget are subject to audits or controls, governors have tended to act faster, knowing that any fiscal drift would be monitored.

Finally, BBR number 9 (“No deficits are allowed to be carried over into the next fiscal year or budget cycle”) increases the probability to act quickly. And this is true with regard to all the policy measures, whether on limiting gatherings of people or on closing economic activities in the face of

the spread of the disease, although with different degrees of significance. Theoretically, later adoption of containment measures could lead to harsher consequences for government finances, as later adoption might imply a longer period of economic freezing. In fact, from an epidemiological perspective, the earlier the containment measures are taken, the shorter those containment measures may need to last. Thus, even if governors and their administrations are only concerned about avoiding or reducing the length of the economic freeze, it makes less sense for them to adopt containment measures later, when the epidemic has already exploded.<sup>60</sup> This is exactly what our results reveal: governors seem to have acted under the combined pressure of the need for information in face of uncertainty, as confirmed by the importance of Covid-19 cases, and of the institutional constraints they have to deal with (as confirmed by the importance of BBRs - in particular, here, the no-deficit-carryover rule).

Rules on budget stabilization funds do not seem to have influenced the speed of decision-taking. However, the coefficient attached to the level of the RDF is significant and positive for restaurant restrictions and non-essential business closures. While these measures are typically those with a potentially large effect on the budget, acting fast in this case means a greater impact, and the rainy-day fund is then even more useful to cushion the shock. These funds would compensate for an unexpected deficit, and thus to face the fiscal consequences of the pandemic. This interpretation is reinforced by the fact that the amount in the RDF has a negative coefficient for school closures, which have reduced consequences for the budget balance (compared to, say, non-essential business closures). Here again, our results support the view that the institutional context (the fiscal rules and other financial regulations) have had a remarkable influence in face of the pandemic.

---

<sup>60</sup> We thank one of the referees for this interpretation.



Table 2.11 – Probability of a shorter time period before adoption of a policy (April 7)

	Gathering restrictions			School closures			Restaurant restrictions		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
BBR #1 (Hou & Smith)				-3.412*	-3.698**	-4.441**			
				(-1.78)	(-2.16)	(-2.14)			
BBR #4 (Hou & Smith)							-4.679	-2.803**	-2.949
							(-0.98)	(-2.03)	(-1.64)
BBR #9 (Hou & Smith)	2.189	2.638*	2.339*				6.756	3.409**	2.161**
	(1.63)	(1.96)	(1.84)				(1.60)	(2.05)	(2.03)
RDF Restrictive rules	1.626			1.912			4.286		
	(1.38)			(1.42)			(0.96)		
RDF Soft rules	1.542			2.662*			1.040		
	(1.26)			(1.81)			(0.45)		
Republican governor	-1.116	-0.668	-0.518	-1.289	-0.843	-0.945	-5.716*	-2.169**	-2.155*
	(-1.44)	(-0.93)	(-0.85)	(-1.34)	(-1.13)	(-1.24)	(-1.68)	(-1.97)	(-1.94)
Log (GDP per cap.)	1.289	1.070	0.212	0.711	2.037	0.0871	29.86	2.899	1.584
	(0.54)	(0.47)	(0.10)	(0.27)	(0.78)	(0.04)	(1.45)	(0.93)	(0.45)
Rainy-day Fund /GDP	-11.64	-6.500	-10.66	-122.9**	-130.1**	-146.0**	1214.5	618.0**	718.4*
	(-0.42)	(-0.21)	(-0.33)	(-2.18)	(-2.05)	(-2.04)	(1.23)	(2.13)	(1.86)
Trump voters (%2016)	5.679			-3.558			38.91		
	(1.54)			(-0.51)			(1.42)		
End Balance Forecast 2020/GDP		426.3			155.4			-407.7	
		(1.56)			(1.04)			(-1.50)	
Revenue Forecast 2020/GDP			21.17			39.00			-83.42*
			(1.04)			(1.30)			(-1.78)
Log(1+State <i>i</i> Covid cases policy <i>p</i> )	-1.262***	-1.227***	-1.040***	-1.996***	-1.616**	-1.588**	-5.834	-1.992***	-2.013***
	(-3.08)	(-3.08)	(-2.93)	(-2.67)	(-2.49)	(-2.26)	(-1.51)	(-2.96)	(-2.81)
Log(1+State <i>i</i> ' Region Covid cases policy <i>p</i> )	0.122	0.245	0.0144	0.270	0.336	0.160	-0.145	-0.328	-0.166
	(0.39)	(0.93)	(0.06)	(0.68)	(1.03)	(0.51)	(-0.10)	(-0.87)	(-0.41)
Share of states in Region of state <i>i</i> with policy <i>p</i> announced	0.188	0.0309	0.0757	1.073	0.119	-0.0828	10.68*	2.357	1.044
	(0.16)	(0.03)	(0.07)	(0.47)	(0.08)	(-0.05)	(1.74)	(1.22)	(0.52)
Constant	-14.41	-8.947	0.589	1.118	-14.07	7.631	-323.5	-20.10	-3.375
	(-0.54)	(-0.36)	(0.03)	(0.04)	(-0.49)	(0.27)	(-1.41)	(-0.60)	(-0.09)
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50	50
Pseudo R-squared	0.534	0.489	0.448	0.692	0.612	0.625	0.836	0.686	0.722

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

Table 2.12 – Probability of a shorter time period before adoption of a policy (April 7)

	Non-essential business closures			Stay-at-home orders		
	1	2	3	4	5	6
BBR #1 (Hou & Smith)				-1.444*	-1.438*	-1.276*
				(-1.65)	(-1.71)	(-1.66)
BBR #7 (Hou & Smith)	1.708*	2.287**	1.315*			
	(1.68)	(2.13)	(1.74)			
BBR #9 (Hou & Smith)	3.046*	3.841*	2.839*	1.421	1.585	1.813*
	(1.81)	(1.77)	(1.92)	(1.63)	(1.63)	(1.80)
RDF Restrictive rules	0.193			1.316**		
	(0.19)			(2.08)		
RDF Soft rules	1.275			0.594		
	(0.89)			(0.91)		
Republican governor	-1.802*	-2.384*	-1.512*	-1.376**	-1.637**	-1.469**
	(-1.69)	(-1.75)	(-1.82)	(-2.16)	(-2.38)	(-2.39)
Log (GDP per cap.)	1.292	1.477	1.309	-2.161	-1.743	-1.104
	(0.31)	(0.48)	(0.51)	(-0.95)	(-0.89)	(-0.56)
Rainy-day Fund /GDP	275.6	841.9**	362.1	-13.49	-0.650	-4.996
	(0.93)	(1.99)	(1.42)	(-0.32)	(-0.02)	(-0.14)
Trump voters (%2016)	2.988			-1.316		
	(0.47)			(-0.33)		
End Balance Forecast 2020/GDP		-619.7**			299.6	
		(-2.11)			(1.40)	
Revenue Forecast 2020/GDP			-12.94			-7.206
			(-0.43)			(-0.30)
Log(1+State <i>i</i> Covid cases policy <i>p</i> )	-1.443**	-1.726**	-1.346**	-0.696**	-0.580**	-0.647**
	(-2.23)	(-2.25)	(-2.54)	(-2.51)	(-2.07)	(-1.95)
Log(1+State <i>i</i> 's Region Covid cases policy <i>p</i> )	0.376	0.483	0.459	-0.0815	-0.109	-0.111
	(0.67)	(0.73)	(1.04)	(-0.27)	(-0.39)	(-0.38)
Share of states in Region of state <i>i</i> with policy <i>p</i> announced	-0.186	-0.944	-0.520	-1.018	-0.794	-1.144
	(-0.11)	(-0.42)	(-0.33)	(-0.96)	(-0.76)	(-1.07)
Constant	-13.26	-12.45	-11.40	30.60	25.38	19.37
	(-0.28)	(-0.36)	(-0.41)	(1.18)	(1.18)	(0.90)
Observations	50	50	50	50	50	50
Pseudo R-squared	0.659	0.723	0.633	0.479	0.441	0.406

Notes: Policy *p* where *p* refers to the same category of policy; t-statistics in parentheses, \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

## 2.6 Conclusion

Balanced-budget rules have played a decisive role: rules of a political nature – in particular that the governor balance the budget – increase the delay in decision-making, while those forbidding the carryover of a deficit prompt them to act faster. One explanation would be that rules of a political nature place a significant weight on the political responsibility of the governor, especially on the responsibility for the consequences of his actions in balancing the budget. This increases the time for reflection, and the probability of acting slowly, comparatively to neighboring states. Conversely, technical rules tend to increase the number of measures as well as the speed of announcement. Would technical rules would only indirectly engage the governor's responsibility to balance the budget, removing responsibility for policies in favor of painful future budgetary adjustments, at the price of generating more procyclicality?

Rainy-day funds allow for faster decision-making and their amount favors the implementation of more social distancing measures. The absence of a rainy-day fund creates more uncertainty. While the National Association of State Budget Officers has in recent years signaled that the states' problem was the management of surpluses (rather than budget cuts as in the 2008 crisis), we show that higher reserves made it easier to adapt in face of the pandemic shock. Moreover, while rules explicitly linked to economic and/or revenues volatility (i.e., more restrictive ones) favor the counter-cyclical role in front of an unanticipated economic shock, in the case of this health crisis, withdrawal rules not explicitly linked to this volatility (i.e., softer ones) have allowed for better reactivity (unlike in a classic recession, the measures announced to confront the sanitary crisis are likely to create the fiscal shock).

Our results indicate that, although politics can be an important determinant in the adoption of policy measures, in face of the pandemic, institutional economic rules or, more precisely, budgetary constraints have trumped politics.

# CHAPITRE 3 LES REGLES BUDGETAIRES LIMITENT-ELLES LES ERREURS DE PREVISION BUDGETAIRE ? L'EXPERIENCE DES ÉTATS AMERICAINS<sup>61</sup>

## Résumé

Cette étude analyse les déterminants institutionnels des erreurs de prévision budgétaire dans les États américains sur la période 1988-2017. Malgré des règles budgétaires réputées contraignantes, nous mettons en évidence que non seulement les erreurs de prévision budgétaire sont persistantes, mais que les gouverneurs ne font pas le meilleur usage des informations dont ils disposent. En distinguant le niveau de conception juridique des règles ainsi que leur positionnement dans les phases du processus budgétaire, nous montrons que, pour les États américains en cycle budgétaire annuel, seul le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre exerce une fonction limitative sur les erreurs de prévision budgétaire.

**Mots clés :** Prévisions budgétaires ; économie politique, effets économiques des constitutions; règles budgétaires ; Balanced Budget Requirements ; estimation FEVD ; estimation Hausman Taylor ; estimation SEQREG.

---

<sup>61</sup> Ce chapitre est coécrit avec Mamadou Boukari (Université de Kara). La contribution réelle de Nicolas OOGHE par rapport à celle de ces coauteurs est de 60%.

### 3.1 Introduction

Nous nous intéressons aux budgets prévisionnels et aux erreurs de prévision budgétaire dans les États américains. Étant donné l'importance des règles budgétaires aux États-Unis, la question se pose de savoir comment et dans quelle mesure les règles influencent les erreurs de prévision budgétaire. Les budgets sont-ils équilibrés ? Les règles budgétaires, et en particulier les exigences de budgets équilibrés (BBR), limitent-elles les erreurs de prévision budgétaire ?

Les prévisions budgétaires jouent un rôle décisif dans la politique économique. Les erreurs de prévisions, causées par la surestimation des revenus et/ou la sous-estimation des dépenses, peuvent entraîner des ajustements budgétaires coûteux (Auerbach, 1999), forçant les gouvernements à réduire l'aide sociale ou à retarder les projets d'infrastructure, ce qui entraîne finalement des pertes de bien-être ou d'efficacité. Les erreurs de prévision budgétaire relèvent certes de facteurs non anticipés (voir notamment Clemens et Veuger, 2020 dans le contexte de crise sanitaire) mais également de facteurs politiques tels que les biais partisans ou encore opportunistes (An et Jalles, 2020; Benito et al, 2015; Bischoff et Gohout, 2010; F. Bohn et Veiga, 2020; Boukari et Veiga, 2018; Buettner et Kauder, 2015; Chatagny, 2015; Giuriato et al, 2016). Dans le cas des États américains, Boylan (2008) observe des prévisions budgétaires particulièrement biaisées les années d'élections du gouverneur. En outre, les erreurs de prévision budgétaire contribuent à accroître les déficits structurels. Il en résulte une accumulation excessive de la dette publique (Battaglini et Coate, 2008), ce qui réduit la capacité d'investir dans les biens publics ainsi que la capacité de s'adapter à des chocs exogènes non anticipés via la dette dans l'esprit du lissage fiscal de la politique budgétaire de Barro (1979). Les erreurs de prévision budgétaire à court terme ont donc un impact sur l'avenir.

Dans cet esprit, les biais politiques en faveur de l'endettement ont nécessité la mise en œuvre de mécanismes contraignants telles que la mise en place des règles budgétaires (voir en particulier le modèle d'Azzimonti et al., 2016). Alors que les règles budgétaires ont vocation à assurer la viabilité des finances publiques en limitant le biais politique (Amick et al, 2019; Asatryan et al, 2018; Bergman et al, 2016; Grembi et al, 2016; Picchio et Santolini, 2020), elles sont suspectées en retour de conduire à de la procyclicité sur la croissance économique (Ardanaz et al, 2020; Atems, 2019;

Bergman et Hutchison, 2020; Clemens et Miran, 2012; Dynan et Elmendorf, 2020; Lim, 2020) voire d'inciter les décideurs politiques à de la comptabilité créative (Alt et al, 2012; Bohn et Inman, 1996; Costello et al, 2015, 2017; von Hagen, 1991). Milesi-Ferretti (2004) identifie trois effets possibles des règles budgétaires. (1) Elles peuvent conduire à de bons résultats, en incitant les gouvernements à adopter un comportement fiscal vertueux (*Good*). (2) Elles peuvent aussi conduire à de mauvais résultats en entravant l'utilisation d'une politique budgétaire contracyclique (*Bad*). Enfin, (3) elles peuvent mener à des résultats déplorables, à savoir beaucoup de comptabilité créative, mais peu d'effet global sur la politique budgétaire (*Ugly*).

L'examen des règles budgétaires dans la littérature empirique suit le mouvement d'introduction des règles survenu dans les années 1990 dans un contexte de croissance de l'endettement. Alors que les règles budgétaires dans les États américains sont pour la plupart issues du XIXe siècle, leur analyse permet de dégager des premiers enseignements (voir par exemple les travaux de Alt et Lowry, 1994; Bohn et Inman, 1996; Eichengreen et Bayoumi, 1994; Poterba, 1994; von Hagen, 1991). La littérature s'est ensuite enrichie des expériences européennes et internationales en évaluant cette fois-ci l'impact de l'introduction de ces nouvelles règles sur les finances publiques. Plus particulièrement, Heinemann et al. (2018) montrent dans le cadre d'une méta-analyse, que l'effet des règles budgétaires sur les finances publiques est amoindri si l'on tient compte correctement de l'endogénéité.

Au regard de la littérature, l'originalité de notre article sur les déterminants institutionnels des erreurs de prévision budgétaire dans les États américains repose sur les arguments suivants.

Premièrement, nous constatons que l'effet des règles budgétaires n'a pas été examiné sous l'angle des erreurs de prévision budgétaire dans le cas des États américains. Nous contribuons donc à cet examen.

Deuxièmement, alors que le problème de causalité inverse est souvent avancé dans la littérature empirique internationale, le cas infranational américain présente l'avantage d'avoir des règles issues du XIXe siècle, pour la plupart, et relativement fixes dans le temps, ce qui limite ce risque d'endogénéité. Ceci soulève néanmoins un défi empirique car l'effet de certaines règles risque d'être entièrement capté dans les effets fixes d'un modèle de régression standard.

Troisièmement, les règles présentes tout le long du processus budgétaire étant différentes d'un État à l'autre, le cas américain offre un laboratoire exceptionnel pour comprendre l'influence des règles budgétaires sur les erreurs de prévision budgétaire selon leur niveau de conception juridique (l'ordre constitutionnel des règles étant supérieur au niveau statutaire) et de leur position dans les phases du processus budgétaire (de la préparation à la mise en œuvre du budget). La nomenclature sur les règles budgétaires des États américains proposée par Hou et Smith (2006) permet justement de tester l'effet des règles selon ces deux dimensions. D'une part, le niveau de conception juridique des règles est bien connu de la littérature en distinguant les règles statutaires des règles constitutionnelles. D'autre part, la dimension relative au positionnement des règles dans les phases du processus budgétaire est moins étudiée. Elle permet pourtant d'identifier les différentes règles relatives aux exigences de budgets équilibrés présentes le long du processus budgétaire dont les effets sont susceptibles d'être aussi important que la conception juridique. Hou et Smith (2006) distinguent les règles de nature politique des règles de nature technique insérées dans un processus budgétaire en trois phases : préparation par l'exécutif, examen législatif et enfin mise en œuvre du budget.

Ainsi, nous analysons les déterminants institutionnels des erreurs de prévision budgétaire dans les États américains en cycle budgétaire annuel<sup>62</sup> sur une période de 30 ans (1988-2017) incluant en particulier la crise de 2008 et la période de croissance qui s'en est suivie. Malgré des règles budgétaires réputées contraignantes (ACIR, 1987; Clemens et Miran, 2012; Poterba, 1994), nous montrons que non seulement les erreurs de prévisions budgétaires sont persistantes, mais que les gouverneurs ne font pas le meilleur usage des informations dont ils disposent. Alors que le biais d'optimisme dans les prévisions budgétaires induit par les facteurs politiques se traduit généralement par une surestimation des revenus et/ou une sous-estimation des dépenses, nous observons ici une sous-estimation globalement favorable du budget avec une sous-estimation des revenus en moyenne beaucoup plus forte que celle observée sur les dépenses. De ce point de vue,

---

<sup>62</sup> La littérature s'intéressant à l'effet des règles budgétaires dans les États américains se concentre sur les États en cycle budgétaire annuel (voir Clemens et Miran, 2012; Poterba, 1994). De plus, en matière de prévision budgétaires, nous excluons les États ne débutant pas leur exercice fiscal au 1<sup>er</sup> de chaque année (voir Boylan, 2008). Ainsi, notre analyse porte sur 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année.

Benito et al. (2015) identifient deux stratégies de manipulation du budget à des fins opportunistes : (1) « les dirigeants politiques surestiment les recettes, ce qui leur permet de dépenser davantage en faisant correspondre les recettes budgétisées aux dépenses budgétisées » ; (2) : « les dépenses réelles dépassent les dépenses budgétisées dans la recherche d'une plus grande popularité et d'un soutien électoral ». En moyenne, le comportement observé semble donc relever de cette seconde stratégie, qui n'occasionne pas nécessairement de déficit si dans le même temps cette sous-estimation des dépenses est compensée par la sous-estimation des revenus permettant ainsi de tendre vers un équilibre budgétaire. Ainsi cette observation renforce l'intérêt de mieux comprendre le rôle joué par les règles de budget équilibré en matière d'erreur de prévision budgétaire.

Nous constatons que les exigences de budgets équilibrés sont belles et bien ancrées dans la culture budgétaire des États américains. Les règles budgétaires sur la période observée sont relativement stables dans le temps et leurs effets sont captés par les effets fixes de l'estimateur standard des moindres carrés ordinaires. La question peut donc se poser de savoir si les effets fixes du modèle standard ne capturent pas l'essentiel de l'influence des règles, auquel cas nos résultats ne reflèteraient au mieux que les changements dans les règles, voire un artefact statistique. Tout en gardant l'esprit des effets fixes du modèle standard, nous utilisons successivement les estimateurs d'Hausman et Taylor (1981) et de Kripfganz et Schwarz (2019) ainsi que le modèle de décomposition des effets fixes proposé par Plümper et Troeger (2007, 2011) pour estimer l'influence des règles issues du passé et invariantes dans le temps sur les erreurs de prévision budgétaire.

Nous montrons que les règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre réduisent fortement les erreurs de prévision budgétaire via une surestimation globale du budget. Tout d'abord, ce résultat est à la fois conforme aux travaux d'Asatryan et al. (2018) ou encore Dharmapala (2006) quant à la nature contraignante des règles constitutionnelles, ainsi que des résultats de Hou et Smith (2010) au regard de la nature contraignante des règles techniques présentes dans la phase de mise en œuvre du budget. De plus, il révèle la fonction limitative de telles règles issues du passé (voir Tóth, 2019). Plus particulièrement, cette réduction des erreurs de prévision budgétaire occasionnée par le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre du budget, suggère qu'elle se réalise concrètement en aval par des coupes dans



les dépenses (voir Poterba, 1994; Clemens et Miran, 2012) plutôt qu'en amont avec de meilleures prévisions (voir Chakraborty et Sinha, 2018). Enfin, nous n'observons pas de preuve incriminant les règles budgétaires dans une éventuelle manipulation budgétaire à des fins opportunistes. Au contraire, le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre réduisent significativement le comportement stratégique de type 2 au sens de Benito et al. (2015) discuté ci-dessus. Les variables de contrôle politique ne sont pas significatives, ce qui laisse penser que les règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre remplissent clairement leur fonction limitative des biais politiques.

Le présent article est divisé en cinq sections supplémentaires. Nous présentons la littérature et discutons des hypothèses de travail dans la section 2. La section 3 présente les données ainsi que la méthodologie utilisée. Les variables de contrôle y sont également présentées. La section 4 présente les résultats, et les tests de robustesse sont discutés dans la section 5. La section 6 conclut.

## **3.2 Revue de littérature et hypothèses**

Cet article se rattache à la littérature sur l'économie politique des erreurs de prévision budgétaire ainsi qu'à celle portant sur les règles de budgets équilibrés. Les déterminants des erreurs de prévision budgétaire relèvent de facteurs à la fois politiques et institutionnels. A la lumière de la littérature, nous présentons nos hypothèses de travail sur l'impact des exigences de budgets équilibrés sur les erreurs de prévision budgétaire.

### ***3.2.1 Les facteurs politiques : les biais politiques en faveur de la dette***

Pour faire face à des chocs non anticipés exogènes, Battaglini et Coate (2008) rappellent que la théorie du lissage fiscal de la politique budgétaire de Barro (1979) repose sur l'hypothèse que les gouvernements sont bienveillants. Or, la littérature met en avant deux principaux biais politiques en faveur des erreurs de prévision budgétaire, des déficits... et donc de la dette : le cycle partisan et le cycle opportuniste. Ces distorsions politiques encouragent des niveaux d'endettement largement supérieurs au niveau de dette optimal en matière de bien-être, limitant notamment les marges de manœuvre des États à réagir en cas de crise économique ainsi que leur capacité à réaliser

les investissements productifs à moyen long terme. Ces distorsions politiques nécessitent la mise en place de mécanismes contraignants pour favoriser des politiques budgétaires vertueuses.

Dans la théorie du cycle partisan, les erreurs de prévision budgétaire vont être influencées par les préférences idéologiques des gouvernants<sup>63</sup>. L'idéologie politique s'observe dans les écarts entre les budgets prévisionnels et les budgets réalisés. Autrement dit, un gouvernement par nature plus conservateur devrait réduire les erreurs de prévision budgétaire. Les résultats d'Ohlsson et Vredin (1996) vont dans ce sens en constatant, dans le cas de la Suède, que les gouvernements de droite produisent des prévisions plus conservatrices. De même, Cassidy et al. (1989) constatent que les prévisions de recettes sont plus prudentes dans les États américains dominés par des Républicains. Au contraire, Mocan et Azad (1995) ne trouvent aucun effet de l'idéologie sur le cas des États américains. Dans le cas des provinces canadiennes, Couture et Imbeau (2009) ne trouvent pas d'effet significatif et concluent que les recettes fiscales budgétées semblent être manipulées principalement pour des raisons électorales. Plus contre-intuitivement, Paleologou (2005) ainsi que Bischoff et Gohout (2010) constatent un effet positif de l'idéologie du gouvernement sur les erreurs de prévision des revenus, en ce sens que les gouvernements de droite produisent des prévisions moins conservatrices. Alors que Paleologou (2005) constate un effet positif significatif des gouvernements de droite sur les erreurs de prévision des revenus, Bischoff et Gohout (2010) également constatent un effet positif significatif, mais non robuste. Ces résultats mitigés montrent que des analyses empiriques n'appuient pas systématiquement l'argument partisan intuitif selon lequel on s'attend à ce que le gouvernement de droite produise des projections de recettes plus conservatrices. En fait, les données probantes semblent varier selon le contexte institutionnel dans lequel les projections de budget sont produites.

Selon la théorie du cycle opportuniste, les comportements des élus sont susceptibles de conduire à des écarts entre les prévisions budgétaires et les budgets réalisés à l'approche des élections<sup>64</sup>. En

---

<sup>63</sup> Le modèle fondateur de la théorie du cycle partisan est le modèle de Hibbs (1977).

<sup>64</sup> La théorie du cycle opportuniste formalise l'idée selon laquelle les décideurs politiques manipulent les instruments de politique économique à des fins électorales. Cette théorie connaît deux évolutions majeures : les modèles de première génération avec l'article de référence de Nordhaus (1975) et les modèles de deuxième génération qui reposent sur l'hypothèse des anticipations rationnelles en suivant Rogoff (1990), Rogoff & Sibert (1988). Alors que la première

effet, « les incitations du gouvernement sortant consistent à envoyer des signaux opportunistes aux électeurs, par exemple en augmentant les dépenses publiques ou en diminuant la pression fiscale à la veille des élections » (Farvaque et al, 2012). La littérature montre notamment que les gouvernements sortants sont incités à biaiser les prévisions budgétaires (Alesina et Paradisi, 2014; Couture et Imbeau, 2009; Rubin, 1987). Par exemple, le gouvernement peut surestimer les recettes pour avoir plus de marge de manœuvre avant une élection (Benito et al, 2013; Boukari et Veiga, 2020; Boylan, 2008) ou à l'inverse sous-estimer les recettes afin de démontrer sa compétence en étant capable de mener des politiques budgétaires expansionnistes imprévues (Benito et al., 2015; Brogan, 2012; Rodgers et Joyce, 1996). Au niveau global du budget et concernant l'incidence sur l'endettement, Paleologou (2005) constate de son côté un biais de dépenses et de revenus préélectoraux, mais pas un biais de déficit pour les prévisions budgétaires du Royaume-Uni de 1969 à 1995. Von Hagen (2010) constate des erreurs de solde budgétaire préélectoral dans les pays membres de l'UE pour la période 1998-2004. Ces erreurs dépendent de facteurs institutionnels, mais sont aussi le résultat d'un biais d'optimisme budgétaire avant les élections. De manière générale, An et Jalles (2020) évaluent la performance des prévisions budgétaires officielles américaines avec les prévisions privées. « Les données semblent (...) indiquer que les prévisions budgétaires officielles sont toujours fortement biaisées en faveur de l'optimisme ». Enfin, Boukari et Veiga (2018) montrent dans une analyse comparative entre la France et le Portugal que les erreurs de prévision budgétaire « sont essentiellement motivées par des visées électorales ».

Que devient le niveau d'endettement si les décisions politiques sont prises par des décideurs politiques, sujets à des biais pour l'endettement et les déficits ? Alors que dans le modèle de Barro (1979), le planificateur bienveillant prend les décisions et réalise des transferts équitables entre les citoyens, le modèle de Battaglini et Coate (2008) met en scène une assemblée législative ayant un biais pour le clientélisme et l'inflation des dépenses (tragédie des communs). Les auteurs montrent que le biais politique entraîne (1) des distorsions dans les impôts selon la marge gagnante des candidats, (2) des niveaux de biens publics inférieurs au niveau optimal ainsi que (3) un niveau

---

catégorie de modèles mettait l'accent sur les variables macroéconomiques (inflation, chômage), ceux de la deuxième catégorie tournent l'analyse vers les variables budgétaires ou fiscales (taxes et dépenses).

d'endettement élevé comparativement aux niveaux optimaux<sup>65</sup>. Or, les problèmes de finance publique découlant d'une dette élevée sont essentiellement de deux ordres (Joanis et Montmarquette, 2004) : (1) La hausse du risque de défaut de paiement et les difficultés de financement qui en découlent ; et (2) la réduction de la marge de manœuvre du gouvernement associée à la taille du service de la dette.

Dans cet esprit, les biais politiques en faveur de l'endettement ont nécessité la mise en œuvre de mécanismes contraignants telles que les règles budgétaires. Elles ont été mises en place à partir des années 1980-90 dans de nombreux pays, tant sur le plan national qu'infranational. Les règles budgétaires vont certes encadrer la dette mais aussi imposer des contraintes sur les composantes du budget. Fernández et Parro (2019) indiquent particulièrement que « les règles budgétaires sont des accords législatifs qui visent à promouvoir la discipline budgétaire en limitant les décisions concernant les programmes de dépenses et de recettes ou tout autre agrégat budgétaire pertinent ».

Dans le cas infranational américain, où les règles sont souvent plus anciennes, Hou et Smith (2006) proposent une synthèse des règles budgétaires présentes dans le processus budgétaire. Cependant, nous remarquons qu'un second mécanisme original et complémentaire a été mis en place dans les États afin de maîtriser l'endettement. Il s'agit d'un mécanisme de lissage des chocs en complément, voire en lieu et place, du lissage fiscal de Barro (1979) : le budget *stabilization funds* (voir Randall et Rueben, 2017). Plus connu sous le nom de *rainy day funds*, sa vocation est clairement contracyclique et de ce point de vue son utilisation serait susceptible de réduire les éventuels effets procycliques générés par des exigences de budgets équilibrés (BBR) jugées parfois trop contraignantes.

### ***3.2.2 Les facteurs institutionnels : le rôle des règles budgétaires***

En théorie, les règles d'équilibre budgétaire peuvent imposer une discipline budgétaire en éliminant les déficits persistants induits par les distorsions politiques ou par l'opportunisme et le court-termisme politique (Alesina et Bayoumi, 1996). Cependant, la présence de règles strictes peut aussi

---

<sup>65</sup> Voir notamment les modèles d'Aiyagari et McGrattan (1998), Ball et al. (1998), Angeletos et al. (2016) sur les niveaux d'endettement. Voir également Blanchard (2019) pour une discussion sur la dette.

favoriser la comptabilité créative et le recours à des astuces (Koen et Van den Noord, 2005). Nous proposons un état des lieux de la littérature empirique quant à la mise en œuvre des règles budgétaires. Sans prétendre à l'exhaustivité, un consensus se dégage : les règles budgétaires permettent d'atteindre les objectifs en termes d'endettement et de discipline budgétaire. La littérature montre notamment que la conception et les conditions d'application de ces règles sont importantes. Cependant, les résultats de la littérature empirique sur la stabilité macroéconomique et les prévisions budgétaires sont beaucoup plus ambigus.

*(1) Les règles budgétaires permettent d'atteindre les objectifs en termes d'endettement et de discipline budgétaire*

Tout d'abord, la littérature sur les règles budgétaires s'intéresse à l'impact des règles sur le niveau de la dette. En ce sens, il s'agit de mesurer l'efficacité ultime des règles budgétaires. Von Hagen (1991) avait déjà constaté, dans le cas des États américains, que les règles budgétaires conduisent à des finances publiques plus solvables. En effet, le nombre de règles dans le processus budgétaire permet d'améliorer la viabilité des finances publiques (Bergman et al., 2016) en favorisant la discipline budgétaire (Grembi et al., 2016; Marneffe et al, 2011; Tóth, 2019). Les résultats de la littérature vont dans ce sens en étudiant l'effet des règles budgétaires tant sous l'angle du niveau de la dette (Grembi et al, 2016; Salvi et al, 2020) que de son coût (voir Bayoumi et al, 1995, pour le cas infranational américain, et Iara et Wolff, 2010, pour le cas européen).

Un consensus se dégage également sur le rôle de la conception des règles dans l'atteinte de ces résultats en matière d'endettement et de discipline budgétaire. Tout d'abord les règles visant le solde budgétaire ainsi que le niveau de dette sont plus efficaces que les règles visant les dépenses et les recettes (Bergman et al., 2016; Salvi et al., 2020; Tapp, 2013). La conception peut être également appréhendée selon la nature de la règle. Par exemple, sur le plan international, Caselli et Reynaud (2020) constatent que les règles bien conçues ont une incidence favorable et statistiquement significative sur les soldes budgétaires nominaux. La nature constitutionnelle des règles est notamment mise en avant dans les travaux d'Asatryan et al, (2018) ou encore Alesina et Perotti (1996). La conception des règles a un impact significatif sur le coût de financement : plus les règles sont « contraignantes » au regard de leur conception, plus le risque de défaut évalué par les agences de notation diminue (Fernández et Parro, 2019a). La « base juridique s'avère être la

dimension la plus importante pour l'efficacité perçue des règles » (Iara et Wolff, 2010). Toutefois, alors que les règles budgétaires pourraient restreindre efficacement la politique budgétaire, « le laxisme dans l'application des règles budgétaires est l'une des raisons pour lesquelles celle-ci pourraient ne pas fonctionner » notent Grembi et al. (2016).

En étudiant l'impact de l'interaction des règles avec l'efficacité gouvernementale sur les soldes budgétaires dans le cas européen, Bergman et al. (2016) constatent que les conditions opérationnelles de mise en œuvre du budget sont déterminantes. Les résultats de Hou et Smith (2010) appuient ces conclusions en distinguant les règles présentes dans le processus budgétaire. Les auteurs utilisent une nomenclature distinguant les règles politiques des règles techniques tout au long du processus budgétaire, de la proposition de budget par l'exécutif, en passant par le vote par la législature jusqu'à la phase de mise en œuvre (Hou et Smith, 2006). Ils montrent que les règles de nature technique ont des effets plus importants sur les soldes budgétaires que les règles de nature politique. De plus les auteurs soulignent que cette distinction des règles dans le processus budgétaire offre un pouvoir explicatif beaucoup plus fort que la distinction entre règles constitutionnelles et statutaires. Enfin, dans le cas européen sur la période 1995-2015, Reuter (2019) analyse la conformité de 51 règles budgétaires par rapport à leurs cibles respectives. L'auteur montre que « le taux de conformité moyen pour l'ensemble des règles et des pays est de 50% ». Les taux de conformité sont meilleurs si les limites sont relatives aux stocks plutôt qu'aux flux et que l'objet de la règle couvrent une grande partie du budget (ce second résultat est lié à la couverture médiatique). L'auteur note que « les organismes indépendants de contrôle et d'application qui alertent en temps réel s'avèrent associés à une probabilité plus élevée de conformité ». Ce dernier résultat va dans le sens des travaux de Bergman et al. (2016) pour l'efficacité gouvernementale, de Fernández et Parro (2019), Iara et Wolff (2010) concernant le rôle des marchés financiers, et de Debrun et Jonung (2019) quant au rôle crucial joué par l'information.

*(2) Si la littérature examinant l'effet des règles sur la discipline budgétaire et le niveau d'endettement offre un assez large consensus à l'égard des résultats, la littérature étudiant ses effets sur la stabilité macroéconomique et les erreurs de prévision budgétaire rapporte des effets plus ambigus.*

La littérature expose que les règles budgétaires participent à la stabilisation macroéconomique et limitent le comportement procyclique inopportun des décideurs politiques (Alesina et Bayoumi, 1996; Asatryan et al., 2018; Gootjes et al, 2020; Sacchi et Salotti, 2015). Cependant, la littérature laisse aussi apparaître que les règles seraient susceptibles de limiter les instruments discrétionnaires pour mener des politiques contracycliques et ainsi permettre d'atténuer les fluctuations du cycle macroéconomique (Combes et al, 2017; Debrun et al, 2008; Guerguil et al, 2017; Lim, 2020; Reuter et al, 2018). Alors que les règles semblent remplir leurs objectifs en matière d'endettement dans le cas des États américains (Stone, 2016), les règles sont aussi susceptibles d'être procycliques. En effet, Clemens et Miran (2012) analysent les ajustements budgétaires en cas de chocs inattendus sur le budget de l'État et constatent que les ajustements seraient susceptibles de générer de la procyclicité bien que la minimisation de cet effet est discutée. Dynan et Elmendorf (2020) indiquent notamment que « les règles budgétaires des États limitent la capacité de ces derniers à mettre en place leurs propres politiques anticycliques ». Au fil de ces divers travaux, nous constatons que les aspects contraignants des règles budgétaires, favorisant la discipline budgétaire et la viabilité des finances publiques, semblent s'opposer à la souplesse nécessaire et indispensable selon les niveaux de gouvernement pour mener des politiques discrétionnaires contracycliques en cas de choc négatifs inattendus sur le budget.

Ce qui nous mène à la question de l'impact des règles sur les erreurs de prévision budgétaire. En premier lieu, la littérature montre que les règles permettent de réduire les erreurs de prévision budgétaire en limitant les erreurs liées au pouvoir discrétionnaire des décideurs politiques. Chakraborty et Sinha (2018) montrent dans le cas de l'Inde que l'introduction de la règle ne semble pas avoir donné lieu à de meilleures prévisions des chocs. En revanche, les auteurs montrent que « les erreurs dues à la partialité des décideurs politiques sont relativement réduites ». Picchio et Santolini (2020) suivent l'expérience quasi-naturelle déjà mise en avant par Grembi et al. (2016) dans le cas des municipalités italiennes en examinant cette fois-ci les erreurs de prévision budgétaire. Sans surprise, leurs résultats confirment et approfondissent les résultats de Grembi et al. (2016) en mettant en évidence que l'assouplissement des règles a fortement favorisé les erreurs de prévisions. Néanmoins, l'effet des règles peut-être plus ou moins fort : elles limitent le biais

d'optimiste (voir Frankel et Schreger, 2013 pour le cas Européen), voire encouragent un biais de pessimisme dans les prévisions (voir Luechinger et Schaltegger, 2013 dans le cas Suisse).

Alors que les règles visant l'équilibre budgétaire sont répertoriées comme efficaces dans la littérature sur le respect de la règle, Bohn et Inman (1996) rappellent que les règles incitent les politiciens à utiliser d'autres instruments pour atténuer l'effet de la règle. Alt et al. (2012) examinent l'impact de la transparence du processus budgétaire sur les règles fiscales et la comptabilité créative dans les États membres de l'Union européenne entre les années 1990-2007. Leur analyse révèle que la présence d'une règle stricte de déficit budgétaire comme dans le Pacte de stabilité et de croissance pousse la gestion des finances publiques vers des pratiques comptables créatives.

La recherche sur la comptabilité créative caractérise les erreurs de prévision budgétaire et les relie à l'interaction entre les déterminants politiques et institutionnels. Les résultats obtenus lors de recherches antérieures confirment sans aucun doute l'importance des règles dans ces pratiques.

### ***3.2.3 Les hypothèses relatives aux déterminants institutionnels des erreurs de prévision dans les États américains***

Notre objectif est de déterminer l'impact des règles de budget équilibré dans les États américains sur les erreurs de prévision budgétaire. La littérature laisse apparaître deux principales dimensions dans l'analyse des règles budgétaires : la conception et les conditions d'application. A cet égard, nous identifions les hypothèses suivantes.

Tout d'abord, la littérature met en évidence que les règles budgétaires favorisent des finances publiques plus solvables (voir Bergman et al., 2016) et réduisent les erreurs de prévision budgétaire (voir Picchio et Santolini, 2020). Dans cette perspective, nous testons l'hypothèse que le nombre de règles dans le processus budgétaire favorise la réduction des erreurs de prévision budgétaire dans les États américains (Hypothèse n°1).

Ensuite, la littérature montre que la conception des règles est importante. En particulier, les règles constitutionnelles sont plus contraignantes que celles non-constitutionnelles (Asatryan et al., 2018). Si la hiérarchie des normes est respectée dans le cas des États américains, nous testons l'hypothèse



que les règles constitutionnelles conduisent à une réduction des erreurs de prévision budgétaire plus forte que les règles statutaires (Hypothèse n°2). Cependant, si les règles constitutionnelles sont les plus contraignantes, elles seraient aussi susceptibles de conduire à des stratégies de manipulation budgétaires à des fins opportunistes (voir le modèle d'Azzimonti et al., 2016) (Hypothèse n°3).

Au-delà de la conception juridique de la règle, nous constatons que les conditions d'application sont déterminantes.

Ainsi, en distinguant les phases de préparation du budget de la phase de mise en œuvre, nous faisons l'hypothèse que les règles présentes dans les phases de préparation du budget, et conformément à notre hypothèse n°1, favorise la réduction des erreurs de prévision budgétaire quel que soit le niveau de conception juridique (Hypothèse n°4). De plus, en cohérence avec notre hypothèse n°2, nous considérons que les erreurs de prévision budgétaire dans cette phase du cycle seront plus fortement réduites avec des règles constitutionnelles (hypothèse n°5). Cependant, en cohérence avec l'hypothèse n°3, le nombre de règles constitutionnelles présentes dans les phases d'élaboration du budget est susceptible de favoriser un biais de pessimisme en sous-estimant trop fortement le budget (hypothèse n°6). Cette dernière hypothèse va particulièrement dans le sens de Luechinger et Schaltegger (2013).

Enfin, concernant les règles présentes dans la phase de mise en œuvre, l'intuition théorique va dans le sens de la réduction des erreurs de prévision budgétaire si et seulement si elles sont inscrites dans la constitution des États (Hypothèse n°7). En effet, c'est justement dans cette phase du cycle budgétaire que les gouverneurs sont contraints de réaliser les ajustements nécessaires au respect du budget prévisionnel en cas de chocs budgétaires non anticipés. Conformément à notre hypothèse n°2, il est fort probable que les règles de nature non-constitutionnelles dans cette phase du cycle ne soient pas suffisamment contraignantes pour inciter un gouverneur à opérer des ajustements difficiles. Dans les États américains, ces ajustements sont justement favorisés par des règles contraignantes via des coupes dans les dépenses (voir Clemens et Miran, 2012; Poterba, 1994)<sup>66</sup>.

---

<sup>66</sup> Les auteurs utilisent le « *degree of stringency* » de l'ACIR (1987) qui répertorie les exigences de budgets équilibrés des États américains et « attribue une note globale de 1 à 10 à la rigueur des dispositions budgétaires équilibrées de

### 3.3 Données et stratégie empirique

Dans cette section nous présentons tout d'abord la méthode de calcul de l'erreur de prévision budgétaire et montrons que les prévisions budgétaires sont biaisées et inefficaces (3.1). Ensuite, l'analyse des statistiques descriptives des exigences de budgets équilibrés (3.2), nous permet de structurer notre stratégie empirique (3.3). Enfin, nous présentons l'ensemble de nos variables de contrôle (3.4).

Nous définissons notre échantillon de référence avec 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année. En effet, dans l'exercice du budget, les États américains se répartissent en cycle budgétaire annuel ou en cycle biennal. Dans le cadre spécifique de l'analyse des règles budgétaires, Poterba (1994) et Clemens et Miran (2012) recentrent l'analyse sur les États en cycle budgétaire annuel. Nous suivons cette voie à l'exclusion de trois États ayant changé de cycle budgétaire sur la période 1988-2017 (Arizona, Connecticut et Floride)<sup>67</sup>. De plus, nous excluons de l'échantillon l'Alaska (Clemens et Miran, 2012) en raison de la volatilité de ses finances publiques alors que le secteur des minerais et des hydrocarbures y tient une place particulière. Enfin, dans le cadre de l'analyse des erreurs de prévision budgétaire, nous suivons Boylan (2008) en recentrant l'analyse sur les États débutant leur exercice budgétaire au 1er juillet de chaque année. Nous excluons ainsi trois États supplémentaires, l'Alabama, le Michigan et New York pour constituer notre échantillon de référence à 24 États. Nous élargissons aux 27 États hors Alaska à des fins de robustesse.

---

l'Etat » (Poterba, 1994). Il est important de noter que les États observant les règles associées à la « sévérité » la plus forte, disposent notamment de règles telles que le non report des déficits (*no-deficit-carryover*) et sont le plus souvent de conception constitutionnelle. Par construction, un score élevé favorise donc des règles constitutionnelles ainsi que des règles techniques justement présentes dans la phase de mise en œuvre du budget.

<sup>67</sup> En effet, l'Arizona est en cycle budgétaire annuel mais a opté pour un cycle budgétaire biennal durant les années 2000. Le Connecticut a abandonné son cycle budgétaire annuel au début des années 1990 au profit d'un cycle biennal. À l'inverse, la Floride est passée en cycle budgétaire annuel à la même époque. Étant donné ces changements, l'Arizona, le Connecticut et la Floride ne sont pas inclus dans notre échantillon de référence.

### 3.3.1 Variables dépendantes : l'erreur de prévision budgétaire

Comme variable dépendante, nous utilisons le pourcentage d'erreur de prévision (*PFE*) défini comme suit :

$$PFE_{x,t} = \frac{A_{x,t} - F_{x,t}}{A_{x,t}}$$

Où *A* est le montant réel (*Actual*) et *F* la prévision (*Forecast*) des revenus (*PFE Total Revenues*) ou des dépenses (*PFE Total Expenditure*) en cohérence avec la définition de Poterba (1994). Un choc économique est de nature à créer un déficit ou un excédent budgétaire, non anticipé. En cas de choc défavorable sur le budget, le gouvernement réalise les ajustements budgétaires nécessaires en cours d'exercice afin d'équilibrer son budget (Poterba, 1994). Au final, la différence entre le solde budgétaire réalisé et le solde budgétaire prévisionnel constitue l'erreur de prévision budgétaire. Définir l'erreur de prévision de cette manière implique intuitivement qu'un chiffre positif équivaut à une prévision positive, soit une sous-estimation. À l'inverse, un chiffre négatif équivaut à une prévision négative soit une surestimation. Pour construire les variables *PFE Total Revenues* et *PFE Total Expenditure*, nous collectons les données en provenance des rapports *Fiscal Survey of States « Spring »* NASBO (National Association of State Budget Officers) sur la période 1988 – 2017.

Les prévisions budgétaires sont-elles biaisées ou efficaces ? D'abord, nous nous concentrons sur l'erreur moyenne de prévision des revenus et des dépenses comme test de précision (« *Accuracy test* »). Sur la période 1988-2017, l'erreur moyenne de prévision est une sous-estimation globale du budget dans les États américains : sous-estimation des recettes et sous-estimation des dépenses. En effet, l'erreur moyenne de prévision est de 1.93 % et 1.12% du budget réalisé, respectivement, pour les revenus et les dépenses totales. En moyenne, l'erreur de prévision est importante (voir tableau 1).

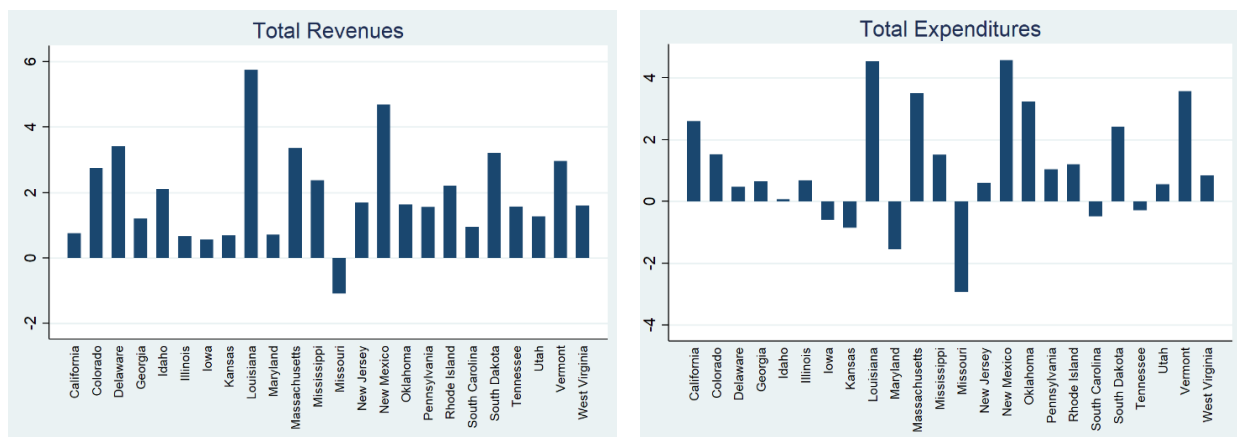
Tableau 3.1 – Pourcentage d'erreur de prévision (PFE) – statistiques descriptives (1988-2017)

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>PFE Total Revenues</i>	718	1,93	7,18	-55,61	35,43
<i>PFE Total Expenditures</i>	718	1,12	6,21	-45,61	35,52

Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

Alors que le biais d'optimisme dans les prévisions budgétaires induits par les facteurs politiques se traduit généralement par une surestimation des revenus et/ou une sous-estimation des dépenses, nous observons ici une sous-estimation globalement favorable du budget avec une sous-estimation des revenus en moyenne plus forte que celle sur les dépenses. Ainsi, le comportement moyen observé semble relever d'une stratégie de manipulation du budget à des fins opportunistes (voir Benito et al., 2015) selon laquelle les dépenses réelles dépassent les dépenses budgétisées dans la recherche d'une plus grande popularité et d'un soutien électoral de la part des dirigeants politiques. En outre, la sous-estimation des dépenses n'occasionne pas nécessairement de déficit si dans le même temps cette sous-estimation est compensée par une sous-estimation des revenus permettant d'équilibrer le budget.

Dans le détail, les comportements des gouverneurs pourraient être différents, comme le suggère la figure 1. Alors que tous les États sauf 1 ont sous-estimé leurs revenus, la direction et l'ampleur du biais varient d'un État à l'autre en ce qui concerne les dépenses totales.



Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

Figure 3.1 – Erreurs de prévision moyennes (1988-2017)

En plus de ce test de précision, nous estimons ensuite l'équation de Mincer et Zarnowitz (1969)<sup>68</sup> qui nous permet de tester l'hypothèse d'efficience faible (« *Efficiency test* »). Cette hypothèse permet à la fois de juger du caractère biaisé des prévisions budgétaires ainsi que de l'usage efficient des informations dont disposent les gouverneurs et leurs staffs pour élaborer le budget. Autrement dit, l'erreur est-elle persistante ? Les gouverneurs font-ils bon usage de l'information à leur disposition ? Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation de cette équation.

Nous constatons que le coefficient attaché à l'erreur de prévision du premier retard est significativement positif et que celui de la valeur prévue est négatif. Non seulement l'erreur est persistante, mais en outre les gouverneurs ne font pas une utilisation efficace des informations dont ils disposent pour préparer le budget. Par ailleurs, nous remarquons un coefficient attaché à l'erreur de prévision de second retard négatif et significatif bien qu'il reste insuffisant pour compenser le coefficient attaché au premier retard. De plus, la constante est statistiquement significative, ce qui confirme la présence d'un biais systématique. Notre premier résultat est donc que les prévisions budgétaires sont biaisées et inefficaces.

Tableau 3.2 – « *Efficiency test* » (1988-2017)

	1 PFE Rev	2 PFE Exp
PFE Rev lag1	0.364*** (10.58)	
PFE Exp lag1		0.283*** (8.18)
PFE Rev lag2	-0.234*** (-6.96)	
PFE Exp lag2		-0.221*** (-6.50)
Rev Forecast log	-9.271*** (-6.83)	
Exp Forecast log		-8.366*** (-7.11)
Constant	82.49*** (6.96)	74.03*** (7.21)
Observations	668	668
R-squared	0.229	0.189
Adjusted R-squared	0.198	0.156
State FE	Yes	Yes
States	24	24

t statistics in parentheses \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

<sup>68</sup> Voir par exemple Behrens et al. (2020).

### ***3.3.2 Variables d'intérêt : Les règles budgétaires, données et alternatives empiriques***

Les règles budgétaires le long du processus budgétaire sont répertoriées dans la nomenclature de Hou et Smith (2006). Cette nomenclature classe jusqu'à 9 règles de budgets équilibrés selon leur niveau de conception juridique et selon leur positionnement dans les phases du cycle budgétaire en distinguant les règles de nature technique des règles de nature politique. Nous reproduisons la classification de Hou et Smith (2006) dans la figure 2 et l'adaptions à nos hypothèses. Nous constatons que les trois règles de nature politique sont toutes présentes dans les phases de préparation budgétaire alors que les règles associées à la phase de mise en œuvre sont toutes de nature technique.

Ensuite, nous construisons nos variables d'intérêt afin de tester au mieux nos hypothèses. Nous utilisons donc cette nomenclature en allant du général vers le particulier en construisant des indicateurs de nombre de règles budgétaires à partir des 4 critères que nous présentons ci-après et que nous utilisons successivement dans notre stratégie empirique.

- Critère 1 : « *Le nombre de règles dans le processus budgétaire* ». Nous commençons par étudier l'impact du nombre de règles présentes dans le processus budgétaire en suivant Bergman et al. (2016). Nous constituons ainsi l'indice « Nbr\_BBR » prenant les valeurs de 0 à 9.
- Critère 2 : « *Le nombre de règles selon le niveau de conception juridique* ». Nous nous concentrons ici sur le niveau de conception juridique des règles en créant deux nouveaux indices du nombre de règles présentes dans le processus budgétaire selon qu'elles soient constitutionnelles, soient uniquement statutaires. Il s'agit respectivement des variables « *Nbr\_BBR\_C* », « *Nbr\_BBR\_S* ». Cette dimension rejoint notamment les travaux d'Asatryan et al. (2018).
- Critère 3 : « *Le nombre de règles selon les conditions d'application dans les phases du processus budgétaire* ». Nous distinguons deux indices : « *Nbr\_BBR\_Prep* » et « *Nbr\_BBR Imp* ». Le premier totalise pour chaque État, le nombre de règles uniquement présentes dans

les phases de préparation budgétaire (voir les règles n°1 à 5 de la nomenclature présentée en figure 2). Le second constitue le nombre de règles présentes dans la phase de mise en œuvre (il s'agit des règles n°6 à 9).

- Critère 4 : « *Le nombre de règles selon les conditions d'application dans les phases du processus budgétaire, et selon le niveau de conception juridique* ». Nous décomposons les deux précédents indices selon leur niveau de conception juridique. Autrement dit, nous obtenons respectivement un total de 4 nouveaux indices : « Nbr\_BBR\_Prep\_C » « Nbr\_BBR\_Prep\_S » et « Nbr\_BBR Imp\_C » « Nbr\_BBR Imp\_S ».

A partir de la nomenclature initiale, nous collectons les données afin d'identifier les années de mise en place ou de retrait des règles, après avoir vérifié chaque référence juridique pour chaque État<sup>69</sup>. Les changements dans la mise en place ou la suppression de règles budgétaires concernent sept États sur les 24 États continentaux en cycle budgétaire annuel sur la période d'observation 1988-2017 (29,16%). Ces changements sont au nombre de 13 sur la période (69% de niveau statutaire, et 38% dans la phase de mise en œuvre budgétaire) sur un total de 100 règles répertoriées.

---

<sup>69</sup> Nous collectons les données de cette nomenclature à partir de la table 2 « *State BBR Systems* » de Hou & Smith (2006) et nous les développons sous forme de données de panel de 1988 à 2017 à l'aide de la table 1 « *State BBR Provisions* » de Hou et Smith (2006). Ces tables répertorient très précisément les sources de droit pour chacune des règles. Le travail de fonds de Hou et Smith (2006) nous permet à notre tour d'identifier les années de mise en place ou de retrait des règles après avoir vérifié chaque référence pour chaque Etat. Dans l'implémentation des données sous forme de panel, nous collectons les données en considérant l'année fiscale. Ainsi, la mise en place d'une règle durant l'année civile  $t$  va concerner l'exercice fiscal  $t+1$ .

BBRs		Phases du cycle budgétaire			Dimensions	
No de la règle	Nature de la règle	Processus de <b>Préparation</b> du budget		<b>Implémentation</b> (Mise en œuvre)	<b>Conditions d'application</b>	<b>Niveau de conception juridique</b>
		Préparation par l'exécutif	Examen législatif			
1	P	<b>Le gouverneur doit présenter un budget équilibré</b>			<b>BBR « Prep »</b> <i>Règles présentes uniquement dans la phase de préparation du budget</i>	C "constitutionnel"
2	T	Les recettes propres doivent correspondre (atteindre ou dépasser) aux dépenses.				
3	T	Les recettes propres et la dette d'obligation générale (ou non spécifiée) (ou la dette en prévision des recettes) doivent correspondre (atteindre ou dépasser) aux dépenses.				
4	P		<b>La législature doit adopter un budget équilibré</b>			
5	P		<b>Le gouverneur doit signer un budget équilibré</b>			
6	T	Une limite est en place sur le montant de la dette qui peut être émise dans le but de réduire le déficit.			<b>BBR « Imp »</b> <i>Règles présentes dans la phase d'implémentation (mise en œuvre) du budget</i>	CS "constitutionnel et statutaire"
7	T		Des contrôles sont en place sur les dotations supplémentaires			
8	T		Dans le cadre de l'exercice budgétaire, des contrôles sont mis en place pour éviter le déficit			
9	T		Aucun déficit ne peut être reporté sur l'exercice fiscal (annuel ou biennale) suivante			

Modifications apportées à la présentation de la figure originale de Hou et Smith (2006) pour les besoins de notre analyse :

- Nous modifions la numérotation originale de Hou et Smith (2006) : les règles 5 et 6 sont interverties afin de laisser apparaître notre critère de discrimination des règles selon leur positionnement dans les phases du processus budgétaire (conditions d'application).
- Nous distinguons deux phases dans le processus budgétaire, « Processus de Préparation du budget » et « Implémentation » là où Hou et Smith (2006) en distinguent trois « Executive Preparation », « Legislature Review » and « Implementation »
- Dans "niveau de conception juridique", "C" signifie "constitutionnel", "S" "statutaire" et "CS" "constitutionnel et statutaire".
- BBRs, signifie « Balanced Budget Requirements »

Pour le reste, le tableau est conforme à la présentation de Hou et Smith (2006), en particulier avec :

- Sous "nature de la règle", "P" signifie "politique" et "T" signifie "technique".
- Dans les coordonnées des phases du cycle budgétaire, les règles politiques sont en caractères gras ; les règles techniques sont en caractères normaux.
- L'application de chaque règle est indiquée par la ou les phases du cycle budgétaire dans lesquelles elle s'inscrit.

Source : "Analytical Framework for State BBR Systems" (Hou et Smith, 2006) avec modifications des auteurs aux fins de l'analyse.

Figure 3.2 – Dimensions d'analyse des règles budgétaires à la lumière de la nomenclature de Hou et Smith (2006).



Tableau 3.3 – Règles budgétaires – statistiques descriptives (1988-2017)

<i>Variable</i>		<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Nbr_BBR	overall	4,08	1,47	0,00	6,00
	between		1,47	0,80	6,00
	within		0,28	1,28	4,65
Nbr_BBR_C	overall	2,32	1,10	0,00	4,00
	between		1,10	0,00	4,00
	within		0,21	1,42	3,46
Nbr_BBR_S	overall	1,76	1,48	0,00	5,00
	between		1,49	0,00	5,00
	within		0,26	-0,14	2,86
Nbr_BBR_Prep	overall	2,57	0,99	0,00	4,00
	between		0,99	0,80	4,00
	within		0,21	0,70	3,13
Nbr_BBR_Imp	overall	1,52	0,83	0,00	3,00
	between		0,83	0,00	3,00
	within		0,17	-0,25	1,78
Nbr_BBR_Prep_C	overall	1,62	0,93	0,00	3,00
	between		0,92	0,00	3,00
	within		0,21	0,72	2,75
Nbr_BBR_Prep_S	overall	0,95	0,82	0,00	3,00
	between		0,82	0,00	3,00
	within		0,19	-0,01	1,99
Nbr_BBR_Imp_C	overall	0,71	0,61	0,00	2,00
	between		0,62	0,00	2,00
	within		<b>0,00</b>	0,71	0,71
Nbr_BBR_Imp_S	overall	0,81	0,90	0,00	3,00
	between		0,90	0,00	3,00
	within		0,17	-0,96	1,08
Observations		N	=		720
		n	=		24
		T	=		30

Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1998-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

### 3.3.3 Stratégie empirique

#### 3.3.3.1 Le modèle à effets fixes et sa limite

Est-ce que l'existence d'une règle budgétaire a un effet sur les erreurs de prévision budgétaire ?

Pour apporter des réponses à notre problématique, nous estimons l'équation suivante :

$$Y_{it} = \alpha + \beta BBR_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

Avec :

- $Y$ , notre variable dépendante, qui peut être le *PFE* du total des recettes ou des dépenses.
- $BBR$ , signifie « *Balanced Budget Requirements* ». Il s'agit de notre ensemble de variables institutionnelles correspondant aux exigences de budgets équilibrés.

- $X$ , notre ensemble de variables de contrôle,
- Et enfin,  $\delta_i$ ,  $\lambda_t$  les effets fixes (respectivement, États et années).

Naturellement, la question de l'endogénéité de notre ensemble de règles budgétaires doit-être discutée. En effet, dans l'analyse de la plupart des pays dans le monde ayant mis en place des règles budgétaires, des années 1990 jusqu'aux années 2010 après la grande récession, le problème de « *commitment* » des politiciens au pouvoir pose la question de l'endogénéité des règles (Caselli et Reynaud, 2019; Eklou et Joanis, 2019; Heinemann et al., 2018; Tóth, 2019). Notamment, la littérature empirique sur les règles met en évidence que l'effet contraignant des règles tend à disparaître une fois l'endogénéité correctement traitée. Cependant, les règles budgétaires dans les États américains trouvent leurs origines pour la plupart au XIXe siècle, et sont globalement stables dans le temps, même sur une période de 30 ans. En effet, dans notre échantillon de 24 États, seuls 13 changements sur un total de 100 règles sont observés. L'endogénéité des règles est donc très faible dans ce cadre.

L'inclusion d'un effet fixe État reste toutefois indispensable pour limiter le risque de variable omise<sup>70</sup>. Or, si ces règles héritées du passé ont l'avantage de réduire le risque d'endogénéité, elles présentent ici l'inconvénient d'être entièrement captées par l'effet fixe « État » de notre modèle. La question peut donc se poser de savoir si les effets fixes du modèle standard ne capturent pas l'essentiel de l'influence des règles, auquel cas nos résultats ne reflèteraient au mieux que les changements dans les règles, voire un artefact statistique.

Ainsi, le véritable enjeu n'est pas tant d'instrumenter les règles évoluant marginalement dans le temps pour traiter la question de la causalité inverse relatif à ces dernières, mais plutôt d'évaluer directement l'effet des règles invariantes, voire quasi-invariantes, tout en gardant l'esprit des effets fixes États de l'estimateur à effets fixes. La stratégie empirique développée ci-dessous a donc

---

<sup>70</sup> Dans le cas des Etats américains, nous considérons que le modèle MCO « Poolé » (sans effets fixes) n'est pas du tout adapté car nous soupçonnons des déterminants géographiques de la dette et des règles. Nous renvoyons le lecteur vers Joanis (2014) pour une analyse de la dette en Amérique du Nord. Concernant les règles budgétaires, si l'on regarde le *Degree of Stringency* de l'ACIR (1987) au niveau de l'ensemble des Etats américains nous constatons que sur les treize Etats ayant un indice de rigueur inférieur à 8/10, neuf d'entre eux se trouvent justement dans le nord-est des Etats-Unis.

vocation de faire apparaître l'effet des règles issues du passé (fonction limitative) alors que le modèle standard mettrait en relief l'effet des règles mises en place dans la période d'observation (fonction de signalisation)<sup>71</sup>.

Cette méthodologie concerne tout particulièrement notre critère n°4, discriminant les règles présentes dans la phase de mise en œuvre de celles qui ne le sont pas. En effet, les règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre du budget sont invariantes sur toute la période d'observation 1988-2017.

### 3.3.3.2 Estimations alternatives

La solution généralement retenue dans la littérature pour estimer les variables invariantes dans le temps est le recours à des modèles sans effets fixes tel que le *Random Effect model*. Dans ce modèle, les variables omises sont approximées par la structure des résidus. Cependant, « lorsque le test d'Hausman rejette une spécification des effets aléatoires, la procédure est incohérente et très susceptible d'être biaisée » (Plümper et Troeger, 2004). Ainsi, Hausman et Taylor (1981) préconisent « l'utilisation d'instruments pour les variables qui sont susceptibles d'être corrélées avec les effets aléatoires » c'est-à-dire en corrélation avec l'effet pays (modèle HTAYLOR). « *Malheureusement, cette corrélation n'est pas observable et il faut (...) de l'imagination pour spécifier correctement le modèle Hausman-Taylor. C'est rarement un problème banal. Les coefficients estimés varient grandement selon que les chercheurs décident quelles variables sont endogènes ou exogènes aux effets aléatoires. Par conséquent, la procédure Hausman-Taylor laisse aux chercheurs un choix discrétionnaire qui influence largement les résultats* » (Pluemper et Troeger, 2004). Cependant, des procédures existent pour limiter ce choix discrétionnaire. Notamment, Szirmai et Verspagen (2015) suivent une procédure inspirée de Baltagi et al. (2003) et également appliquée dans Jacob et Osang (2007) » que nous proposons de mettre en œuvre. Concrètement, cette procédure consiste à réaliser un test d'Hausman pour chaque variable indépendante afin de départager les variables exogènes des variables endogènes.

---

<sup>71</sup> Les concepts de fonction de signalisation et fonction limitative sont empruntées à Tóth (2019).

Une seconde alternative pour résoudre cette difficulté est la procédure de décomposition vectorielle des effets fixes proposée par Plümper et Troeger (2007). Ce modèle permet d'estimer des variables invariantes ou rarement changeantes dans le temps selon une approche à effets fixes augmentés. Il s'agit du modèle « *Fixed Effects Vector Decomposition* » (modèle FEVD) se décomposant en trois étapes :

- Étape 1 : modèle à effets fixes : « estimation des effets fixes unitaires à l'aide du modèle à effets fixes du panel de référence, en excluant les variables du côté droit invariables dans le temps ».
- Étape 2 : « Le vecteur d'effets unitaires est décomposé en une partie expliquée par les variables invariantes dans le temps et un terme d'erreur » ; « régression du vecteur à effets fixes sur les variables explicatives invariantes dans le temps du modèle original (par MCO) ».
- Étape 3 : « Réestimation de la première étape incluant les variables invariantes dans le temps et le terme d'erreur obtenu dans la deuxième étape par un MCO poolé ».

Le modèle de Plümper et Troeger (2007) a toutefois soulevé un vif débat dans la communauté scientifique (voir notamment Breusch et al, 2011; Greene, 2011a, 2011b; Plümper et Troeger, 2011). Pour résumer, « l'estimateur de variance proposé pour l'estimateur FEVD (...) pourrait conduire à des inférences trompeuses » (Pesaran et Zhou, 2018). Dans la continuité de ce débat, Kripfganz et Schwarz (2019) proposent une solution alternative dans le cadre d'une approche séquentielle ramenée à deux étapes « de l'estimation d'un modèle dynamique de Hausman-Taylor ». Cette solution permet d'estimer d'abord les coefficients des déterminants variant dans le temps, puis régresse les résidus de la première étape sur les déterminants invariants dans le temps (modèle SEQREG). Notamment, « par rapport à l'estimation simultanée de tous les coefficients, cette procédure en deux étapes est plus robuste contre la mauvaise spécification du modèle » (Kripfganz et Schwarz, 2019).

Dans cette perspective, nous proposons une mise en œuvre empirique à travers les 4 estimations suivantes relatives à notre critère d'indice de règle n°4. Tout d'abord, nous utilisons le modèle standard à effet fixes (modèle MCO) (1). Ensuite, nous utilisons le modèle HTAYLOR (2) en appliquant la procédure de Szirmai et Verspagen (2015), que nous complétons avec le modèle SEQREG (3) en ne considérant que les règles invariantes dans le temps. Enfin, nous élargissons

l'analyse en considérant les variables invariantes ou rarement changeantes à l'aide du modèle FEVD (4).

### 3.3.4 Les variables de contrôle

Les statistiques descriptives de nos variables de contrôle sont présentées dans le tableau 4.

Tableau 3.4 – Variables de contrôle – statistiques descriptives (1988-2017)

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Election year -1	720	0,26	0,44	0,00	1,00
Election year +0	720	0,26	0,44	0,00	1,00
Party control	720	0,53	0,50	0,00	1,00
Legiscontrol divided	720	0,15	0,36	0,00	1,00
Republican governor	720	0,56	0,50	0,00	1,00
Substitute governor	720	0,03	0,16	0,00	1,00
Lame duck governor	720	0,28	0,45	0,00	1,00
Fed. Grants growth	716	4,78	19,17	-83,17	295,31
Alignment "Governor President"	720	0,46	0,50	0,00	1,00
Fed. Grants growth x Alignment	716	2,67	17,50	-83,17	295,31
Ending Balanced Real Percap.(t-1)	717	72,10	105,70	-317,33	687,50
RDF Real Percap.(t-1)	717	66,19	75,08	-146,63	426,60
State Income growth	720	1,41	2,16	-10,48	11,26
Unemployment growth	720	0,14	17,53	-37,50	102,78

Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1998-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

Tout d'abord, nous collectons les données politiques de 1987 à 2017 à partir des sources suivantes : Geoff Pallay (May 2013), rapport « *Who Runs the States?* »<sup>72</sup> ; *National Conference of States Legislatures*<sup>73</sup> ; et le *Council of state governments*<sup>74</sup>. Nous contrôlons ainsi l'idéologie politique (cycle partisan) avec la variable « *Republican governor* », prenant la valeur 1 si le gouverneur est républicain, 0 sinon. Nous contrôlons aussi le cycle opportuniste par deux variables dichotomiques relatives à l'année d'élections du gouverneur. La plupart des États débutent leur exercice fiscal au premier juillet alors que l'élection a lieu en fin d'année. D'une part, nous utilisons la variable « *Election year +0* » prenant la valeur 1 l'année fiscale débutant durant l'année civile de l'élection,

<sup>72</sup> [https://cdn.ballotpedia.org/images/c/ca/WhoRuntheStates\\_Part1\\_Partisanship.pdf](https://cdn.ballotpedia.org/images/c/ca/WhoRuntheStates_Part1_Partisanship.pdf)

<sup>73</sup> <http://www.ncsl.org/research/about-state-legislatures/partisan-composition.aspx>

<sup>74</sup> <http://knowledgecenter.csg.org/kc/category/content-type/content-type/book-states>

0 sinon ; d'autre part, nous utilisons la variable « *Election year -1* » prenant la valeur 1 l'année fiscale se terminant durant l'année civile de l'élection, 0 sinon.

Nous complétons l'analyse par quatre autres variables politiques. La variable « *Party control* » prend la valeur 1 quand le gouverneur contrôle les deux chambres, 0 sinon. La variable « *Legiscontrol divided* », prenant la valeur 1 si la législature est divisée, 0 sinon. Nous intégrons à notre analyse la question du gouverneur *lame duck*. La variable « *Lame duck governor* », prend la valeur 1 les années où le gouverneur est dans son dernier mandat consécutif, 0 sinon. De plus, nous intégrons dans nos régressions la variable « *Substitute governor* ». Cette variable prend la valeur 1 pour chaque année d'exercice en cas de remplacement du gouverneur élu à la précédente élection par un gouverneur désigné (bien souvent le lieutenant-gouverneur) dans l'attente des prochaines élections, quelle que soit sa couleur politique, 0 sinon. Alors que le *lame duck*, n'a rien à perdre car il ne peut pas se représenter à la prochaine élection, le *substitute governor* est de ce point de vue très intéressant car lui a tout à gagner pour se faire élire à la prochaine élection. En ce sens, le *substitute governor* est susceptible d'être l'archétype inverse du *lame duck*.

Nous contrôlons ensuite la dimension fédérale. Nous collectons le montant des subventions fédérales dans les rapports NASBO<sup>75</sup> et calculons leur taux de croissance annuel. Nous cherchons notamment à comprendre l'effet de l'alignement politique (Bracco et al, 2015). Ainsi, nous intégrons le taux de croissance de la subvention fédérale réalisé durant l'exercice (« *Fed. Grants growth* »), en interaction avec l'alignement politique du Gouverneur de l'État et du Président des États-Unis (« *Alignment "Governor President"* »). Nous examinons l'hypothèse que l'influence des subventions fédérales sur le niveau des erreurs de prévision budgétaire sera plus favorable en cas d'alignement politique (Solé-Ollé et Sorribas-Navarro, 2008).

Nous incluons également dans nos contrôles la situation financière de l'État<sup>76</sup> avec deux variables:

---

<sup>75</sup> Il s'agit des rapports *State Expenditure Report* : <https://www.nasbo.org/reports-data/state-expenditure-report/state-expenditure-archives>

<sup>76</sup> Les données proviennent des rapports *Fiscal Survey of States* « *Spring* » NASBO (National Association of State Budget Officers) sur la période 1987 – 2017.

- *Solde du fonds général de l'État* : Le contrôle porte sur le solde des fonds généraux de l'État. Les décideurs politiques pouvant utiliser ce solde pour couvrir les déficits budgétaires (Poterba, 1994), le niveau de la trésorerie disponible sur ce fonds est susceptible d'influer sur les erreurs de prévision. Nous utilisons la variable retardée du *Ending balance* per capita en \$ de 2005 (« *Ending Balanced Real Percap.(t-1)* »). Ainsi, il s'agit donc de la trésorerie théoriquement disponible en début d'exercice.
- *Rainy day fund* : Dans le même esprit, nous proposons d'aller plus loin en intégrant dans nos contrôles les fonds disponibles dans le *rainy day fund*. Nous utilisons la variable retardée du *rainy day fund* per capita en \$ de 2005 dans le même esprit que précédemment (« *RDF Real Percap.(t-1)* »). Il s'agit donc des fonds théoriquement disponibles en début d'exercice.

Nous contrôlons enfin la dimension des variables économiques par le *Personal Income* (« *State Income growth* ») ainsi que le taux de croissance du taux de chômage (« *Unemployment growth* »). Plus généralement, nous collectons, les données sur l'indice des prix (CPI), le *Personal Income* et le taux de chômage, sur la période 1987-2017 comme suit :

- CPI : l'indice des prix est collecté sur le site du BLS. Il s'agit de l'indice des prix à la consommation de tous les articles pour tous les consommateurs urbains, indice 2005=100<sup>77</sup>
- *Personal Income* : Nous récupérons les données sur le *Personal Income* sur la période 1986-2017 sur le site du BEA<sup>78</sup>. Nous utilisons des données trimestrielles par État afin d'utiliser la méthodologie proposée par Clemens et Miran (2012) pour ajuster la valeur civile du *Personal Income* au calendrier fiscal de chaque État avant de calculer son taux de croissance. Ainsi, par exemple, la variable "*Personal Income per capita Growth*" mesure le taux de variation du *Personal Income per capita* en dollar de 2005 correspondant à l'exercice fiscal.

---

<sup>77</sup> CPI for All Urban Consumers: <https://data.bls.gov/cgi-bin/surveymost?bls>

<sup>78</sup> <https://www.bea.gov/>

- Le taux de chômage est collecté pour chaque État sur la période 1986-2017 sur le site du BLS<sup>79</sup>. La variable « *Growth Unemployment Rate* » est obtenue en calculant le taux de croissance du taux de chômage.

### 3.4 Résultats

L'analyse des résultats avec l'estimateur standard à effets fixes est proposée dans le tableau 5 pour l'ensemble de nos 4 critères d'indices de règles. Tout d'abord, nous constatons que le nombre de règles dans le processus budgétaire conduit à une réduction des erreurs de prévision via la surestimation des dépenses (critère 1) bien que le niveau de significativité reste faible et inférieur à 10% (colonnes 1 et 2). Cependant, ce résultat se confirme en tenant compte du niveau de conception juridique des règles budgétaires (critère 2) en observant que le nombre de règles constitutionnelles réduisent significativement (seuil de significativité inférieur à 5%) les erreurs de prévision budgétaire via une surestimation des dépenses (colonnes 3 et 4). En discriminant le nombre de règles selon leur positionnement dans les phases du processus budgétaire (critère 3), nous constatons que le nombre de règles dans la phase d'implémentation participent à ce phénomène (colonne 5 et 6) notamment si elles sont de conception constitutionnelle (critère 4, voir colonnes 7 et 8). En outre, à ce stade de l'analyse nous n'observons pas d'effet des règles sur les erreurs de prévision sur les revenus. Les règles budgétaires constitutionnelles dans la phase de préparation du budget semblent contraindre les gouverneurs à réduire les erreurs de prévision budgétaire via la surestimation des dépenses. Toutefois, le nombre de règles budgétaires dans la phase de mise en œuvre du budget est entièrement capté par l'effet fixe de notre estimateur.

Aussi, nous présentons dans le tableau 6 les résultats des estimations nous permettant de sortir des effets fixes l'effet de ces règles issues du passé. Tout d'abord, le résultat observé précédemment sur le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de préparation du budget n'est plus significatif. En effet, les résultats montrent clairement que le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre du budget limite fortement les erreurs de prévision budgétaire via une surestimation globale du budget. Nous observons notamment une réduction des erreurs sur les

---

<sup>79</sup> <https://www.bls.gov/>



dépenses via une surestimation des dépenses (seuil de significativité inférieur à 1%). Néanmoins, bien que plus faible, nous observons dans le même temps une tendance à la surestimation des revenus quel que soit le modèle retenu (HTAYLOR, SEQREG ou FEVD) qui conduit notamment à augmenter les erreurs de prévision en la matière. Cependant, au regard des statiques descriptives du PFE sur les revenus, ce résultat doit surtout s'interpréter comme un effet limitatif de la sous-estimation des revenus générale observée en moyenne au niveau de notre échantillon (voir tableau 1 et figure 1). De plus, l'effet observé sur les dépenses étant plus fort que celui observé sur les revenus, nous concluons que les règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre réduisent globalement les erreurs de prévision budgétaire.

Plus particulièrement, nos variables de contrôle politique ne sont pas significatives, ce qui suggère que les règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre remplissent clairement leur fonction limitative des biais politiques. En effet, nous observons dans le tableau 1, une sous-estimation moyenne globalement favorable du budget avec une sous-estimation des revenus en moyenne plus forte que celle sur les dépenses. Or, ce phénomène est susceptible de s'apparenter à la seconde stratégie de manipulation budgétaire à des fins opportunistes au sens de Benito et al. (2015) dans laquelle « les dépenses réelles dépassent les dépenses budgétisées dans la recherche d'une plus grande popularité et d'un soutien électoral ». En effet, nous constatons notamment que l'année de l'élection favorise ce type de stratégie en observant des erreurs de prévision budgétaire allant dans le sens d'une sous-estimation des dépenses. Nous sommes dans ce cas face à l'illustration de l'aléa moral d'un gouverneur qui cherche à influencer l'électeur avant les élections en sous-estimant globalement le budget. En ce sens, la variable « Election year +0 » favorise les erreurs de prévision sur les dépenses bien que le niveau de significativité observé reste relativement faible (seuil de significativité inférieur à 10%)<sup>80</sup>. Ainsi, les résultats obtenus quant au nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre du budget participent à réduire l'utilisation de telles stratégies.

---

<sup>80</sup> Par exemple, Jong-A-Pin, Sturm, & Haan (2012) constatent que les gouvernements dépensent plus que prévu avant les élections, une façon de montrer qu'ils sont compétents.

Enfin, l'analyse des variables de contrôle laisse apparaître que le taux de croissance du taux de chômage provoque des erreurs de prévision budgétaire avec une surestimation du budget via les revenus. Ce qui pouvait être attendu à l'inverse, le taux de croissance du *Personal Income* permet logiquement de réduire les erreurs de prévision budgétaire via les revenus (sous-estimation du budget). Nos résultats sur ce point sont conformes aux résultats obtenus notamment par Boylan (2008) avec un niveau de significativité inférieur à 1%.

Ainsi, le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre jouent un rôle décisif pour réduire les erreurs de prévision budgétaire. Ce résultat va dans le sens des hypothèses n°1, 2 et 7. Alors que nous montrons à l'aide du modèle standard que le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de préparation budgétaire conduit à réduire les erreurs de prévision budgétaire via les dépenses (voir hypothèse n°5), cet effet disparaît en sortant des effets fixes l'effet des règles issues du passé. Ainsi, ce résultat s'apparente tout au plus à une fonction de signalisation des règles mise en œuvre sur la période l'observation. Enfin, à ce stade de l'analyse, nous n'observons pas de preuves incriminant les règles budgétaires en faveur d'une manipulation budgétaires à des fins opportunistes ainsi que toute autre forme de comptabilité créative. Ce résultat va à l'encontre des hypothèses n°3, 4 et 6. Au contraire, nos résultats suggèrent que le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre conduit à la réduction de tels comportements.

Tableau 3.5 – Résultats PFE (Estimation MCO – 1988-2017)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	PFE Rev.	PFE Exp	PFE Rev	PFE Exp	PFE Rev	PFE Exp	PFE Rev	PFE Exp
Nbr_BBR	-2.334	-1.842*						
	(-1.36)	(-1.79)						
Nbr_BBR_C			-2.532	-2.039**				
			(-1.62)	(-2.54)				
Nbr_BBR_S			-2.223	-1.731				
			(-1.17)	(-1.46)				
Nbr_BBR_Prep					-1.835	-1.639*		
					(-0.94)	(-1.73)		
Nbr_BBR_Imp					-3.001	-2.114		
					(-1.16)	(-1.06)		
Nbr_BBR_Prep_C							-2.110	-1.834**
							(-1.19)	(-2.27)
Nbr_BBR_Prep_S							-1.414	-1.339
							(-0.60)	(-1.17)
Nbr_BBR_Imp_C							0	0
							(.)	(.)
Nbr_BBR_Imp_S							-2.978	-2.098
							(-1.15)	(-1.05)
Election year -1	-0.163	0.199	-0.159	0.203	-0.168	0.197	-0.161	0.202
	(-0.29)	(0.34)	(-0.28)	(0.35)	(-0.30)	(0.34)	(-0.29)	(0.35)
Election year +0	0.528	1.043	0.528	1.043	0.529	1.044	0.530	1.044*
	(0.76)	(1.71)	(0.76)	(1.71)	(0.76)	(1.71)	(0.76)	(1.71)
Party control	0.498	0.302	0.497	0.301	0.502	0.304	0.502	0.304
	(0.60)	(0.39)	(0.59)	(0.39)	(0.61)	(0.39)	(0.60)	(0.39)
Legiscontrol divided	0.295	0.0880	0.291	0.0847	0.319	0.0978	0.320	0.0985
	(0.27)	(0.10)	(0.27)	(0.10)	(0.30)	(0.11)	(0.30)	(0.11)
Republican governor	0.0448	0.0983	0.0392	0.0927	0.0586	0.104	0.0507	0.0983
	(0.08)	(0.24)	(0.07)	(0.23)	(0.10)	(0.25)	(0.09)	(0.24)
Substitute governor	1.325	1.149	1.330	1.154	1.353	1.160	1.374	1.175
	(1.17)	(1.29)	(1.18)	(1.30)	(1.20)	(1.31)	(1.23)	(1.33)
Lame duck governor	-0.197	0.0522	-0.187	0.0627	-0.216	0.0447	-0.198	0.0570
	(-0.41)	(0.10)	(-0.38)	(0.12)	(-0.45)	(0.08)	(-0.40)	(0.11)
Ending Balanced Real Percap.( <i>t-1</i> )	-0.00163	0.00293	-0.00160	0.00296	-0.00182	0.00285	-0.00181	0.00286
	(-0.33)	(0.57)	(-0.32)	(0.57)	(-0.37)	(0.55)	(-0.37)	(0.55)
RDF Real Percap.( <i>t-1</i> )	0.00472	0.00566	0.00464	0.00558	0.00485	0.00572	0.00472	0.00562
	(1.33)	(1.44)	(1.30)	(1.41)	(1.34)	(1.45)	(1.30)	(1.43)
Fed. Grants growth	-0.0251	-0.0195	-0.0248	-0.0193	-0.0266	-0.0201	-0.0265	-0.0201
	(-0.82)	(-0.80)	(-0.81)	(-0.80)	(-0.85)	(-0.83)	(-0.85)	(-0.83)
Alignment "Governor President"	0.950	0.436	0.957	0.442	0.934	0.429	0.944	0.436
	(1.63)	(0.90)	(1.68)	(0.92)	(1.62)	(0.90)	(1.65)	(0.91)
Fed. Grants growth x Alignment	0.0507	0.0425	0.0504	0.0423	0.0523	0.0432	0.0522	0.0431
	(1.50)	(1.64)	(1.49)	(1.63)	(1.52)	(1.66)	(1.52)	(1.65)
State Income growth	0.623**	0.448**	0.626**	0.450**	0.620**	0.446**	0.624**	0.449**
	(2.78)	(2.79)	(2.76)	(2.78)	(2.77)	(2.78)	(2.76)	(2.79)
Unemployment growth	-0.120***	-0.0683**	-0.120***	-0.0677**	-0.122***	-0.0689**	-0.121***	-0.0683**
	(-4.41)	(-2.75)	(-4.34)	(-2.72)	(-4.50)	(-2.79)	(-4.42)	(-2.75)
Constant	10.47	7.444	10.76	7.729	10.15	7.313	8.075	5.851
	(1.40)	(1.50)	(1.51)	(1.70)	(1.34)	(1.53)	(1.28)	(1.58)
Observations	711	711	711	711	711	711	711	711
R-squared	0.358	0.268	0.358	0.268	0.359	0.268	0.359	0.268
Adjusted R-squared	0.316	0.220	0.315	0.219	0.315	0.219	0.314	0.218
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
State FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses, \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

Tableau 3.6 – Résultats PFE (Estimations alternatives, Critère 4 – 1988-2017)

	MCO		HTAYLOR		SEQREG		FEVD	
	(1) PFE Rev	(2) PFE Exp	(3) PFE Rev	(4) PFE Exp	(5) PFE Rev	(6) PFE Exp	(7) PFE Rev	(8) PFE Exp
_second								
Nbr_BBR_Imp_C					-0.966*** (-3.21)	-1.361*** (-4.15)		
Constant					-1.563 (-1.04)	-0.740 (-0.54)		
main								
Nbr_BBR_Prep_C	-2.110 (-1.19)	-1.834** (-2.27)	-0.738 (-1.14)	-0.685* (-1.79)	-0.264 (-0.84)	-0.408 (-1.27)	-0.344 (-0.96)	-0.399 (-1.13)
Nbr_BBR_Prep_S	-1.414 (-0.60)	-1.339 (-1.17)	0.272 (0.40)	0.410 (1.13)	0.451 (1.19)	0.626 (1.43)	0.536 (1.11)	0.848* (1.75)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)	0 (.)	-1.666** (-2.13)	-2.119*** (-3.91)			-1.228** (-2.06)	-2.007*** (-3.36)
Nbr_BBR_Imp_S	-2.978 (-1.15)	-2.098 (-1.05)	-1.108* (-1.69)	-0.965* (-1.80)	-0.0261 (-0.08)	-0.161 (-0.40)	-0.498 (-1.05)	-0.761 (-1.60)
Election year -1	-0.161 (-0.29)	0.202 (0.35)	-0.167 (-0.30)	0.207 (0.36)	0.276 (0.45)	0.605 (0.97)	-0.161 (-0.24)	0.202 (0.33)
Election year +0	0.530 (0.76)	1.044* (1.71)	0.490 (0.71)	1.021* (1.70)	0.514 (0.69)	1.126* (1.75)	0.530 (0.79)	1.044* (1.74)
Party control	0.502 (0.60)	0.304 (0.39)	0.506 (0.62)	0.282 (0.37)	0.181 (0.21)	-0.0375 (-0.05)	0.502 (0.83)	0.304 (0.55)
Legiscontrol divided	0.320 (0.30)	0.0985 (0.11)	0.243 (0.24)	-0.00432 (-0.01)	0.390 (0.34)	0.0674 (0.07)	0.320 (0.38)	0.0985 (0.13)
Republican governor	0.0507 (0.09)	0.0983 (0.24)	0.133 (0.24)	0.186 (0.47)	0.154 (0.29)	0.372 (0.88)	0.0507 (0.09)	0.0983 (0.19)
Substitute governor	1.374 (1.23)	1.175 (1.33)	1.429 (1.29)	1.280 (1.45)	1.119 (0.89)	1.055 (0.95)	1.374 (0.95)	1.175 (0.90)
Lame duck governor	-0.198 (-0.40)	0.0570 (0.11)	-0.0523 (-0.12)	0.137 (0.27)	-0.657 (-1.57)	-0.545 (-1.20)	-0.198 (-0.33)	0.0570 (0.10)
Ending Balanced Real Percap.(t-1)	-0.00181 (-0.37)	0.00286 (0.55)	-0.00168 (-0.37)	0.00152 (0.33)	0.00277 (1.17)	-0.000143 (-0.06)	-0.00181 (-0.52)	0.00286 (0.90)
RDF Real Percap.(t-1)	0.00472 (1.30)	0.00562 (1.43)	0.00580 (1.62)	0.00620* (1.71)	0.00414 (0.99)	0.00488 (1.20)	0.00472 (1.03)	0.00562 (1.34)
Fed. Grants growth	-0.0265 (-0.85)	-0.0201 (-0.83)	-0.0299 (-1.04)	-0.0221 (-0.92)	-0.0715** (-2.11)	-0.0547* (-1.88)	-0.0265 (-0.89)	-0.0201 (-0.75)
Alignment "Governor President"	0.944 (1.65)	0.436 (0.91)	0.802 (1.43)	0.315 (0.66)	0.505 (1.31)	-0.0247 (-0.06)	0.944* (1.75)	0.436 (0.90)
Fed. Grants growth x Alignment	0.0522 (1.52)	0.0431 (1.65)	0.0564* (1.79)	0.0465* (1.85)	0.0764* (1.89)	0.0620* (1.82)	0.0522* (1.66)	0.0431 (1.51)
State Income growth	0.624** (2.76)	0.449** (2.79)	0.616*** (2.67)	0.457*** (2.81)	0.756*** (5.38)	0.641*** (6.07)	0.624*** (3.63)	0.449*** (2.89)
Unemployment growth	-0.121*** (-4.42)	-0.0683** (-2.75)	-0.115*** (-4.46)	-0.0637*** (-2.62)	-0.151*** (-8.73)	-0.0875*** (-5.77)	-0.121*** (-4.79)	-0.0683*** (-2.97)
Residuals							1.000 (.)	1.000 (.)
Constant	8.075 (1.28)	5.851 (1.58)	-0.930 (-0.31)	-2.365 (-1.03)	0.0742 (0.05)	-0.302 (-0.22)	-2.445 (-1.24)	-3.472* (-1.89)
Observations	711	711	711	711	711	711	711	711
R-squared	0.359	0.268					0.385	0.334
Adjusted R-squared	0.314	0.218					0.318	0.261
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
State FE	Yes	Yes					Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses, \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

### 3.5 Robustesse

Nous présentons ici deux types de tests de robustesse, permettant à la fois de mieux comparer nos résultats à la littérature existante, et de vérifier leur stabilité.

Premièrement, l'analyse ci-dessus porte sur les États débutant leur exercice budgétaire au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année. Un premier test de robustesse consiste à inclure dans l'échantillon trois États supplémentaires (Alabama, Michigan et New York) dont le cycle budgétaire est annuel mais ayant des dates de début d'année fiscale et budgétaire différentes. Ceci élargit à 27 États notre analyse. Malgré le décalage entre la date de début d'année fiscale (voir-ci-dessus), les résultats présentés précédemment restent qualitativement identiques (Tableau 7).

Deuxièmement, nous utilisons une seconde nomenclature des règles budgétaires, celle issue du rapport de l'ACIR (1987)<sup>81</sup>, qui est beaucoup utilisée dans la littérature. L'ACIR n'a pas mis à jour sa nomenclature depuis cette date, et elle fonde sa construction comme calculant un indice de contrainte (« *Degree of stringency* ») des exigences de budgets équilibrés. Les études l'utilisant, partent du principe que les règles évoluent peu dans le cas des États américains (voir par exemple les travaux de Clemens et Miran, 2012; Stone, 2016). L'indice varie de 1 à 10, 1 étant le moins contraignant et 10 étant le plus strict (tableau 8).

---

<sup>81</sup> ACIR 1987, *Advisory Commission on Intergovernmental Relations « Fiscal Discipline in the Federal System: National Reform and the Experience of States »* issues du tableau 3 « *Balanced Budget Requirements, 1984* » en page 40.

Tableau 3.7 – Résultats PFE (Robustesse critère 4, 27 US States – 1988-2017)

	MCO		HTAYLOR		SEQREG		FEVD	
	(1) PFE Rev	(2) PFE Exp	(3) PFE Rev	(4) PFE Exp	(5) PFE Rev	(6) PFE Exp	(7) PFE Rev	(8) PFE Exp
_second								
Nbr_BBR_Imp_C					-0.409*	-0.641**		
Constant					1.009 (0.62)	1.086 (0.74)		
main								
Nbr_BBR_Prep_C	-1.799 (-1.11)	-1.550** (-2.10)	-0.637 (-1.12)	-0.602 (-1.63)	-0.295 (-0.98)	-0.421 (-1.35)	-0.336 (-1.06)	-0.344 (-1.07)
Nbr_BBR_Prep_S	-0.789 (-0.44)	-0.982 (-1.11)	0.247 (0.43)	0.266 (0.71)	0.339 (1.21)	0.463 (1.44)	0.345 (0.85)	0.560 (1.32)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)	0 (.)	-0.801* (-1.82)	-0.996** (-2.28)			-0.557 (-1.47)	-0.874** (-2.20)
Nbr_BBR_Imp_S	-2.865 (-1.09)	-2.042 (-1.03)	-0.788 (-1.52)	-0.658 (-1.47)	0.0485 (0.18)	-0.0301 (-0.09)	-0.216 (-0.52)	-0.340 (-0.78)
Election year -1	-0.302 (-0.57)	0.145 (0.27)	-0.298 (-0.57)	0.162 (0.31)	0.182 (0.32)	0.609 (1.09)	-0.302 (-0.47)	0.145 (0.25)
Election year +0	0.481 (0.78)	0.951* (1.75)	0.445 (0.72)	0.932* (1.74)	0.471 (0.70)	0.980* (1.68)	0.481 (0.76)	0.951* (1.67)
Party control	0.387 (0.49)	0.296 (0.41)	0.393 (0.51)	0.275 (0.39)	-0.0320 (-0.04)	-0.120 (-0.16)	0.387 (0.68)	0.296 (0.57)
Legiscontrol divided	-0.0172 (-0.02)	0.0623 (0.08)	-0.102 (-0.11)	-0.0319 (-0.04)	0.0261 (0.03)	-0.0140 (-0.02)	-0.0172 (-0.02)	0.0623 (0.09)
Republican governor	0.00500 (0.01)	0.0361 (0.09)	0.107 (0.23)	0.153 (0.41)	0.108 (0.22)	0.272 (0.66)	0.00500 (0.01)	0.0361 (0.08)
Substitute governor	1.573 (1.58)	1.312 (1.69)	1.587* (1.65)	1.381* (1.82)	0.772 (0.73)	0.596 (0.61)	1.573 (1.25)	1.312 (1.15)
Lame duck governor	-0.123 (-0.25)	0.0454 (0.09)	0.0183 (0.04)	0.121 (0.24)	-0.667* (-1.65)	-0.604 (-1.39)	-0.123 (-0.22)	0.0454 (0.09)
Ending Balanced Real Percap.(t-1)	-0.00127 (-0.28)	0.00215 (0.45)	-0.00135 (-0.34)	0.000467 (0.11)	0.00297 (1.36)	-0.000245 (-0.11)	-0.00127 (-0.39)	0.00215 (0.71)
RDF Real Percap.(t-1)	0.00549 (1.56)	0.00652* (1.74)	0.00653* (1.94)	0.00713** (2.17)	0.00492 (1.20)	0.00594 (1.50)	0.00549 (1.27)	0.00652 (1.61)
Fed. Grants growth	-0.0309 (-1.03)	-0.0260 (-1.11)	-0.0332 (-1.19)	-0.0271 (-1.19)	-0.0738** (-2.26)	-0.0611** (-2.15)	-0.0309 (-1.11)	-0.0260 (-1.03)
Alignment "Governor President"	0.965* (1.85)	0.402 (0.89)	0.793 (1.61)	0.242 (0.56)	0.519 (1.33)	-0.0710 (-0.17)	0.965* (1.92)	0.402 (0.87)
Fed. Grants growth x Alignment	0.0539 (1.59)	0.0465* (1.81)	0.0573* (1.84)	0.0495** (2.00)	0.0754* (1.87)	0.0653* (1.91)	0.0539* (1.82)	0.0465* (1.74)
State Income growth	0.580** (2.77)	0.414** (2.77)	0.573*** (2.67)	0.424*** (2.80)	0.752*** (5.83)	0.621*** (6.39)	0.580*** (3.64)	0.414*** (2.85)
Unemployment growth	-0.112*** (-4.36)	-0.0636** (-2.77)	-0.106*** (-4.43)	-0.0589*** (-2.62)	-0.146*** (-9.37)	-0.0862*** (-6.46)	-0.112*** (-4.84)	-0.0636*** (-3.02)
Residuals							1.000 (.)	1.000 (.)
Constant	7.114 (1.25)	5.309 (1.58)	-3.841 (-1.02)	-3.755 (-1.20)	0.322 (0.24)	-0.0889 (-0.07)	-4.652** (-2.09)	-4.590** (-2.19)
Observations	797	797	797	797	797	797	797	797
R-squared	0.365	0.279					0.391	0.341
Adjusted R-squared	0.326	0.235					0.330	0.274
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
State FE	Yes	Yes					Yes	Yes
States	27	27	27	27	27	27	27	27

t statistics in parentheses, \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

Tableau 3.8 – *Degree of stringency* – ACIR (1987) – Statistiques descriptives

<i>Variable</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Degree of Stringency – ACIR (1987)	8,25	2,86	0,00	10,00

Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1998-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

Un indice élevé donne par construction un poids plus important aux règles constitutionnelles ainsi qu'aux règles techniques présentes dans la phase de mise en œuvre du budget. Ainsi, de par sa construction, l'indice de l'ACIR peut être comparé à l'indice du nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre (Nbr\_BBR\_Imp\_C). Ce test de robustesse comparant deux sources de données différentes est de ce point de vue d'autant plus intéressant. En effet, ce test de robustesse (tableau 9) confirme nos précédents résultats en observant qu'un *degree of stringency* élevé favorise la réduction des erreurs de prévision budgétaire via les dépenses. L'influence de cet indicateur n'est pas significative en matière d'erreur de prévisions budgétaires sur les revenus. Cependant, l'indice de l'ACIR (1987) ne nous permettant pas d'aller plus loin dans l'analyse du détail de l'influence de chaque règle. L'utiliser réduit donc la pertinence de l'analyse. En effet, bien que « les recherches antérieures aient généralement utilisé un indice de " rigueur budgétaire " » tel que celui de l'ACIR (1987), Bohn et Inman (1996) recommandent pour l'analyse de la politique budgétaire, « de connaître l'influence de chaque règle sur les déficits puisque les règles - et non un indice - sont les véritables instruments du contrôle fiscal ».

Tableau 3.9 – Résultats PFE (Robustesse ACIR – 1988-2017)

	MCO		HTAYLOR		SEQREG		FEVD	
	(1) PFE Rev	(2) PFE Exp	(3) PFE Rev	(4) PFE Exp	(5) PFE Rev	(6) PFE Exp	(7) PFE Rev	(8) PFE Exp
_second								
Degree of Stringency (ACIR)					-0.105 (-1.18)	-0.237** (-2.52)		
Constant					-1.418 (-0.89)	0.193 (0.12)		
main								
Degree of Stringency (ACIR)	0 (.)	0 (.)	-0.105 (-1.02)	-0.265** (-2.49)			-0.0779 (-0.66)	-0.277** (-2.23)
Election year -1	-0.157 (-0.28)	0.203 (0.35)	-0.0870 (-0.16)	0.246 (0.43)	0.357 (0.58)	0.724 (1.18)	-0.157 (-0.23)	0.203 (0.33)
Election year +0	0.503 (0.72)	1.024 (1.68)	0.498 (0.73)	1.015* (1.71)	0.587 (0.80)	1.235* (1.93)	0.503 (0.75)	1.024* (1.70)
Party control	0.514 (0.63)	0.315 (0.41)	0.440 (0.58)	0.248 (0.35)	0.0951 (0.11)	-0.156 (-0.20)	0.514 (0.85)	0.315 (0.57)
Legiscontrol divided	0.313 (0.30)	0.102 (0.12)	0.204 (0.21)	-0.0629 (-0.08)	0.364 (0.32)	0.0782 (0.08)	0.313 (0.37)	0.102 (0.13)
Republican governor	0.127 (0.22)	0.163 (0.40)	0.240 (0.48)	0.360 (1.02)	0.230 (0.40)	0.423 (0.90)	0.127 (0.22)	0.163 (0.32)
Substitute governor	1.428 (1.27)	1.229 (1.40)	1.193 (1.13)	1.154 (1.33)	0.944 (0.73)	0.784 (0.67)	1.428 (0.98)	1.229 (0.93)
Lame duck governor	-0.0843 (-0.18)	0.141 (0.27)	0.210 (0.53)	0.254 (0.53)	-0.626 (-1.54)	-0.497 (-1.16)	-0.0843 (-0.14)	0.141 (0.25)
Ending Balanced Real Percap.( <i>t-1</i> )	-0.00209 (-0.42)	0.00256 (0.50)	-0.000705 (-0.23)	0.000242 (0.06)	0.00276 (1.22)	-0.0000822 (-0.03)	-0.00209 (-0.60)	0.00256 (0.81)
RDF Real Percap.( <i>t-1</i> )	0.00569 (1.56)	0.00643 (1.68)	0.00936*** (2.81)	0.00838** (2.44)	0.00532 (1.20)	0.00662 (1.54)	0.00569 (1.24)	0.00643 (1.52)
Fed. Grants growth	-0.0313 (-1.11)	-0.0244 (-1.03)	-0.0296 (-1.07)	-0.0206 (-0.86)	-0.0702** (-2.09)	-0.0532* (-1.84)	-0.0313 (-1.05)	-0.0244 (-0.91)
Alignment "Governor President"	0.796 (1.43)	0.315 (0.65)	0.484 (0.90)	0.0884 (0.20)	0.447 (1.06)	-0.0933 (-0.21)	0.796 (1.47)	0.315 (0.64)
Fed. Grants growth x Alignment	0.0579* (1.88)	0.0482* (1.95)	0.0562* (1.87)	0.0458* (1.83)	0.0756* (1.88)	0.0608* (1.80)	0.0579* (1.83)	0.0482* (1.69)
State Income growth	0.608** (2.61)	0.436** (2.67)	0.622*** (2.64)	0.476*** (2.91)	0.755*** (5.33)	0.636*** (6.00)	0.608*** (3.52)	0.436*** (2.79)
Unemployment growth	-0.113*** (-4.53)	-0.0623** (-2.63)	-0.113*** (-4.45)	-0.0626*** (-2.62)	-0.151*** (-8.58)	-0.0876*** (-5.67)	-0.113*** (-4.44)	-0.0623*** (-2.68)
Residuals							1.000 (.)	1.000 (.)
Constant	1.512 (0.69)	0.372 (0.20)	-5.240* (-1.83)	-3.568 (-1.35)	-0.0375 (-0.03)	-0.619 (-0.56)	-3.334* (-1.71)	-3.240* (-1.75)
Observations	711	711	711	711	711	711	711	711
R-squared	0.352	0.262					0.378	0.328
Adjusted R-squared	0.310	0.215					0.313	0.258
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
State FE	Yes	Yes					Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses, \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01



### 3.6 Conclusion

Dans le but de promouvoir une gestion saine des finances publiques, les gouvernements de différents pays ont mis en place des règles budgétaires. Dans le cas des États américains ces règles datent même du XIXe siècle. Ce papier a pour but d'analyser l'impact des règles de budget équilibré sur les erreurs de prévision budgétaire compte tenu des coûts liés à telles erreurs.

Contrairement à beaucoup de travaux existants sur les effets des règles budgétaires, notre analyse enrichit la littérature en mobilisant d'une part, les stratégies d'identification permettant de décomposer les effets fixes, et d'autre part, en prenant en compte le niveau de conception juridique des règles ainsi que leur positionnement dans les phases du processus budgétaire. En effet, la stabilité des règles budgétaires des États américains pose le problème d'estimation des paramètres des variables invariantes dans le temps.

L'analyse est conduite sur un échantillon de 24 États américains sur la période de 1988-2017. Alors que le niveau de conception constitutionnelle des règles est important, nous montrons que le positionnement des règles dans les phases du processus budgétaire l'est tout autant. Si le niveau de conception constitutionnelle limite clairement le laxisme dans l'application des règles budgétaires dans la phase de mise en œuvre du budget, nous montrons qu'il réduit également la manipulation du budget à des fins opportunistes. Les autres règles présentes dans la phase de préparation budgétaire ou encore les règles de conception statutaire sont sans effet limitatif ou amplificateur sur les erreurs de prévision budgétaire et relèvent tout au plus de la signalisation d'une volonté politique.

Nous relativisons les enseignements de nos résultats par le fait que le cas infranational américain s'intègre pleinement dans la dimension fédérale dont les politiques budgétaires nationales et infranationales poursuivent des ambitions différentes voire complémentaires. Ainsi, la voie ouverte par Hou et Smith (2006) en considérant les règles selon les différentes phases du processus budgétaire devrait aussi inspirer la recherche future bien au-delà du cas infranational US.

## CHAPITRE 4 FAUT-IL BRULER LES REGLES BUDGETAIRES ? LEÇONS DE L'EXPERIENCE AMERICAINE (1988–2017)<sup>82</sup>

### Résumé

L'étude des règles budgétaires en vigueur dans les États américains, pour la plupart depuis très longtemps, permet de juger si leur effet est pro- ou contra-cyclique face à un choc. Nous analysons les ajustements budgétaires mis en œuvre, non seulement en étudiant les variations des dépenses et des impôts, mais nous intégrons aussi la volatilité de l'emploi public. Nous utilisons une classification des règles budgétaires plus détaillée que celle couramment utilisée dans la littérature et intégrons également les fonds de stabilisation (*rainy day funds*), qui offrent un instrument de lissage de la conjoncture, pour les États en possédant. Nous montrons que, pour les États américains en cycle budgétaire annuel, les règles budgétaires ne sont pas neutres : le nombre de règles budgétaire dans la phase de mise en œuvre du budget exerce une fonction limitative sur le budget, notamment si elles sont de nature constitutionnelle. Ce sont ces règles qui contraignent les gouverneurs à opérer des ajustements budgétaires, et ce avec un effet amplifié en fonction de la force d'un choc non anticipé (générant donc un comportement procyclique).

**Mots clés :** Ajustements budgétaires ; emploi public ; économie politique, effets économiques des constitutions ; règles budgétaires ; Balanced Budget Requirements

---

<sup>82</sup> Ce chapitre est coécrit avec Etienne Farvaque (Université de Lille) et Marcelin Joanis (Polytechnique Montréal). La contribution réelle de Nicolas OOGHE par rapport à celle de ces coauteurs est de 66%.

## 4.1 Introduction

Tant en 2008 qu'en 2020, les médias se sont fait l'écho de décisions pouvant sembler absurdes, prises par des États ou comtés américains, pris sous la contrainte de règles budgétaires les conduisant à licencier des forces de police ou de sécurité (pompiers, services sociaux, etc. - cf. Farvaque et al., 2014), et à revoir drastiquement l'offre de services publics, avec des coûts induits en termes de volatilité des revenus et de bien-être probablement importants.

Faut-il dès lors renoncer aux règles budgétaires, les reformuler ou changer leur interprétation à chaque crise, comme l'ont fait, par exemple, le Québec en 2009 ou la zone euro en 2020 ? Ou, au contraire, faut-il les maintenir contre vents et marées, comme le font les États américains, ce qui assure leur crédibilité, mais au risque que leur application génère des effets contracycliques coûteux ?

L'expérience des États américains nous semble riche de leçons potentielles. Premièrement, parce que les règles y sont anciennes, et parce qu'elles ont relativement peu évolué dans le temps. Deuxièmement, parce qu'elles n'ont pas fait l'objet de remise en cause en 2020, malgré la crise, et alors même (ou du fait même) que cette année était une année électorale. C'est donc l'objectif de cette contribution que d'analyser l'expérience américaine, sur une période de 30 ans entre 1988 et 2017, au cours de laquelle plusieurs crises ont été affrontées dont la grande récession de 2008, forçant à chaque fois les États américains à des ajustements budgétaires conséquents.

Troisièmement, alors que de récents travaux montrent que les plans d'austérité basés sur les taxes ont des effets plus récessifs que ceux basés sur les dépenses (Alesina et al., 2019), les ajustements budgétaires dans les États américains s'opèrent davantage sur les dépenses que sur les taxes en cas de choc non anticipé sur le budget des États (Clemens et Miran, 2012; Fisher, 1988; Poterba, 1994). Dans le cas des États américains, les ajustements sur les dépenses sont en outre fortement influencés par des règles de budgets équilibrés contraignantes (Clemens et Miran, 2012 ; Poterba, 1994).

Les règles budgétaires sont régulièrement suspectées d'être procycliques (Combes et al., 2017). Cependant, si les règles budgétaires orientent les ajustements sur les dépenses dans les États américains, nous ne connaissons pas précisément les caractéristiques des règles qui, au sein même

du processus budgétaire, favorisent de tels ajustements. Notamment, bien que « les recherches antérieures aient généralement utilisé un indice de " rigueur budgétaire " » tel que celui de l'ACIR (1987), Bohn et Inman (1996) recommandent pour l'analyse de la politique budgétaire, « de connaître l'influence de chaque règle sur les déficits puisque les règles - et non un indice - sont les véritables instruments du contrôle budgétaires ». La recherche empirique sur les règles budgétaires montre certes que la conception juridique des règles est importante (Asatryan et al., 2018; Dharmapala, 2006). Mais il ressort également que les conditions d'application des règles le sont tout autant (Hou et Smith, 2010). La manière dont s'opère la dynamique de l'ajustement budgétaire selon les différentes règles budgétaires relatives aux exigences de budgets équilibrés présentes le long du processus budgétaire mérite donc une analyse approfondie.

Notre analyse apporte les contributions suivantes :

- Nous analysons les ajustements budgétaires mis en œuvre, non seulement en étudiant les variations des dépenses et des recettes (à la Poterba, 1994, Clemens et Miran, 2012, ou Clemens et Veuger, 2020), mais nous intégrons aussi la volatilité de l'emploi public dans l'analyse. Si les règles induisent des ajustements coûteux, les variations de l'emploi figurent certainement parmi les coûts induits les plus élevés pour les personnels qui en sont affectés.
- Nous utilisons une classification des règles budgétaires plus détaillée (celle de Hou et Smith, 2006, 2010) que celle couramment utilisée dans la littérature (celle de ACIR, qui date de 1987 et non mise à jour depuis).
- Nous intégrons également dans l'analyse le montant des fonds de stabilisation (*rainy day funds*). La littérature omet souvent sa présence, alors même qu'ils offrent un instrument important de lissage de la conjoncture, pour les États en possédant (Pew Charitable Trusts, 2017).

Effectivement, en utilisant la méthodologie développée par Poterba (1994) ainsi que la nomenclature détaillée en suivant Hou et Smith (2006) sur la période 1988-2017 – intégrant notamment la grande récession –, nous montrons que, pour les États américains en cycle budgétaire annuel, les règles budgétaires ne sont pas neutres.

Ainsi, le nombre de règles budgétaire dans la phase de mise en œuvre du budget exerce une fonction limitative sur le budget notamment si elles sont de nature constitutionnelle. En effet, le niveau constitutionnel de ces règles dans la phase de mise en œuvre est décisif sur la période 1988-2017 pour contraindre les gouverneurs à opérer des coupes dans les dépenses, et ce avec un effet amplifié en fonction de la force d'un choc non anticipé (générant donc un comportement procyclique). Toutefois, nous ne retrouvons pas cet effet sur la sous-période 2008-2017, contrairement aux règles de niveau inférieur (statutaire) présentes dans la phase de mise en œuvre, dont l'effet procyclique persiste.

De surcroît, nous constatons que les règles de type constitutionnel participent à réduire les ajustements par des hausses de taxes en cas de choc non anticipé sur la période d'observation, bien que cet effet se dissipe une fois de plus sur la sous-période 2008-2017 dans laquelle sont circonscrits les effets de la grande récession. Enfin, nous mettons en lumière que le nombre de règles présentes dans la phase de préparation du budget est sans effet contraignant sur les ajustements budgétaires et exerce tout au plus une fonction de signalisation sur l'ensemble de la période considérée (1988-2017).

De manière complémentaire, nous remarquons que, si le *rainy day fund* n'exerce pas d'influence significative sur le montant des coupes budgétaires, il joue clairement un rôle contracyclique en réduisant les ajustements à la hausse des impôts.

En intégrant l'analyse de l'influence des règles sur l'évolution de l'emploi public dans les États américains sur une période de 20 ans entre 1998 et 2017, nous montrons que les règles de niveau constitutionnel influencent négativement la croissance des effectifs publics. De plus, le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre du budget renforce le phénomène. Ce résultat à caractère procyclique est cohérent avec les résultats déjà observés sur les coupes budgétaires. L'effet obtenu concerne plus particulièrement les effectifs d'emploi public affectés aux routes sur la période 2008-2017. En effet, les dépenses de fonctionnement et d'entretien dans les infrastructures de transport figurent parmi les premiers postes à être coupés en cas de surchauffe budgétaire (Adam et Bevan, 2014). Il n'est donc pas surprenant que la croissance des effectifs évolue défavorablement dans un tel contexte.

La section 2 de l'article présente la littérature associée à notre problématique. La section 3 présente les données, les classifications des règles utilisées ainsi que la méthodologie économétrique. La section 4 présente les résultats et la section 5 les tests de robustesse. Enfin, la section 6 conclut en ouvrant une discussion sur le type de règles susceptibles de permettre une fonction stabilisatrice, tout en maintenant une forme de contrainte budgétaire crédible.

## 4.2 Revue de littérature

Un objectif commun à la plupart des études existant dans la littérature (parmi lesquelles Poterba, 1994 et Bohn et Inman, 1996) est de déterminer si les règles budgétaires (*Balanced Budget Requirements*, ou BBR) ont un effet sur les déficits budgétaires des États<sup>83</sup>. La principale conclusion que l'on peut tirer de ces études est que les règles budgétaires font effectivement une différence. En particulier, on a constaté que les ajustements budgétaires sous forme d'augmentations d'impôts et/ou de réductions de dépenses étaient plus importants ou plus rapides, et que les dettes étaient moins élevées dans les États dotés de règles anti-déficit relativement strictes, en particulier les règles de non-report du déficit lorsqu'elles étaient accompagnées de limites de la dette. Une telle évolution n'a pas été démentie durant la crise liée à la pandémie de Covid (López-Santana et Rocco, 2021).

Dans son étude souvent citée, Poterba (1994) examine comment les institutions fiscales sont susceptibles d'affecter la viabilité des finances publiques locales. En utilisant les flux financiers des États américains fourni par NASBO (*National Association of State Budget Officers*), il montre que les États dotés d'institutions fiscales strictes sont plus enclins à réagir à des déficits inattendus. Ces résultats sont confirmés lorsque l'on contrôle la structure du gouvernement (divisé ou non). L'argument principal repose sur l'idée que dans les États où la règle de l'équilibre budgétaire s'applique, les législateurs sont contraints d'agir en cours d'année pour assurer l'équilibre en fin d'année. Une question ultérieure consiste toutefois à déterminer quels éléments de l'ensemble des

---

<sup>83</sup> Il faut signaler que la littérature s'est également penchée sur les déterminants de l'adoption des BBR. Voir, par exemple, Alt et Lowry (1994). Cette question sort toutefois du cadre de notre analyse, étant donnée l'ancienneté des règles étudiées ici.

règles fiscales qui existent dans l'arsenal juridique d'un État sont contraignants et obligent les autorités de l'État à réagir. Primo (2006) démontre que la présence d'un veto exécutif est un élément important du processus budgétaire, lorsqu'il conduit à la constitution de coalitions suffisamment larges pour mettre en œuvre un budget et, dans notre perspective, des ajustements. Les dispositions politiques des règles budgétaires sont donc fondamentalement impliquées dans la mise en œuvre des ajustements.

Jusqu'à présent, les analyses portant sur les règles budgétaires tendent à montrer qu'elles peuvent être fortement contraignantes, et provoquer des effets procycliques (Biolsi et Kim, 2021) mais aussi qu'elles peuvent être quasiment inefficaces, dès lors qu'un consensus politique se dégage pour les renier (comme le montre Auerbach, 2009, pour les États-Unis, au niveau fédéral, et Arawatari et Ono, 2021, sur un plan théorique). Dharmapala (2006) propose en quelque sorte une réconciliation entre les deux scénarios, en montrant que l'éviction d'une règle est d'autant plus facile que les règles budgétaires sont purement statutaires, c'est-à-dire qu'elles peuvent être révisées ou annulées par un vote à la majorité simple. Les règles constitutionnelles auraient donc une portée différente des règles relevant d'un niveau inférieur dans l'ordre juridique.

Reste que les effets potentiellement négatifs sont également parfois relevés. Ainsi, Ardanaz et Izquierdo (2021) montre que les ajustements budgétaires peuvent être sous-optimaux, en particulier lorsque les règles et institutions politiques sont faibles. Ardanaz et al. (2021) montrent par ailleurs que, dans les pays sans règle budgétaire ou avec une règle budgétaire rigide, un ajustement budgétaire d'au moins 2 % du PIB est associé à une réduction moyenne de 10 % de l'investissement public. Inversement, lorsque les règles budgétaires sont flexibles, l'effet négatif des ajustements budgétaires sur l'investissement public disparaît, ce qui implique que les règles flexibles protègent l'investissement public pendant les épisodes de consolidation, réduisant la volatilité macroéconomique. Le corollaire, selon Ardanaz et al. (2021), est que la conception des règles budgétaires devrait intégrer, outre l'objectif de viabilité budgétaire, une dimension favorable à la croissance. Gootjes et al. (2021) montrent un effet important des règles budgétaires sur les cycles politico-économiques, et que cet effet est renforcé après la crise de 2008. Leur analyse porte sur un panel de pays, avec une grande hétérogénéité de contextes et de règles. Par rapport à cela, le cas

américain peut s'avérer porteur de leçons différentes, l'hétérogénéité étant de fait moins grande et les règles plus stables dans le temps.

### 4.3 Données et stratégie empirique

Nous présentons dans cette section les éléments de définitions et les données relatives aux ajustements budgétaires (3.1), que nous complétons avec les données sur l'évolution de l'emploi public dans les États américains (3.2). Après avoir exposé nos variables d'intérêts ainsi que leurs hypothèses associées (3.3), nous présentons la stratégie empirique (3.4). Enfin, nous présentons les variables de contrôles (3.5).

Nous définissons notre échantillon de référence avec 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année. En effet, dans l'exercice du budget, les États américains se répartissent en cycle budgétaire annuel ou en cycle biennal. Dans le cadre spécifique de l'analyse des règles budgétaires, Poterba (1994) et Clemens et Miran (2012) recentrent l'analyse sur les États en cycle budgétaire annuel<sup>84</sup>. Nous suivons cette voie à l'exclusion de trois États ayant changé de cycle budgétaire sur la période 1988-2017 (Arizona, Connecticut et Floride)<sup>85</sup>. De plus, nous excluons de l'échantillon l'Alaska en raison de la forte volatilité de son *DEFSHOCK* (Clemens et Miran, 2012). Enfin, nous suivons Boylan (2008) en recentrant l'analyse sur les États débutant leur exercice budgétaire au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année. Ce choix empirique permet notamment de synchroniser les données relatives à l'emploi public que nous présentons dans les sections suivantes. Nous excluons ainsi trois états supplémentaires, l'Alabama, le Michigan et New York pour constituer notre échantillon

---

<sup>84</sup> Les États américains disposent en effet de la possibilité de voter leur budget sur un an, ou sur deux ans. On parle de cycle biennal dans le dernier cas. Dans ce cas, l'intégration des variables budgétaires se feraient alors de deux manières possibles : soit on considère que les masses sont votées de façon « agrégées » pour deux années, et l'on se retrouve avec des données manquantes une année sur deux, soit on divise simplement les masses agrégées, et chaque année se retrouve de façon arbitraire avec la moitié des sommes affectées. Dans l'optique d'étudier l'impact des cycles sur les variations budgétaires, cette solution n'est pas plus valide que la première.

<sup>85</sup> En effet, l'Arizona est en cycle budgétaire annuel mais a opté pour un cycle budgétaire biennal durant les années 2000. Le Connecticut a abandonné son cycle budgétaire annuel au début des années 1990 au profit d'un cycle biennal. A l'inverse, la Floride est passé en cycle budgétaire annuel à la même époque. Étant donnés ces changements, l'Arizona, le Connecticut et la Floride ne sont pas inclus dans notre échantillon de référence.



de référence à 24 États. Nous élargissons aux 27 États hors Alaska à des fins de robustesse (voir section 5 ci-dessous).

### 4.3.1 *Chocs inattendus sur le budget des États et ajustements budgétaires*

Mesurer les ajustements budgétaires effectués en cours d'année fiscale dans les États américains est rendu difficile par la présence, dans la plupart des constitutions des États, de règles budgétaires les obligeant à satisfaire aux exigences de budgets équilibrés. Le calcul du choc budgétaire suivra la méthode mise en œuvre par Poterba (1994), et reprise par Clemens et Miran (2012). Poterba (1994) définit le choc budgétaire par la variable *DEFSHOCK*, qui est une mesure du déficit ou de l'excédent budgétaire non prévu et se calcule comme suit :

$$EXPSHOCK_{it} = actual\ outlays_{it} - \Delta SPEND_{it} - forecast\ outlays_{it} \quad (1)$$

$$REVSHOCK_{it} = actual\ revenues_{it} - \Delta TAX_{it} - forecast\ revenues_{it} \quad (2)$$

$$DEFSHOCK_{it} = EXPSHOCK_{it} - REVSHOCK_{it} \quad (3)$$

Ainsi, la variable *DEFSHOCK* représente le solde budgétaire que l'État aurait enregistré si les décideurs publics n'avaient pas agi. En ce sens, il s'agit d'un choc non anticipé sur le budget de l'État. Cette définition nous permet notamment d'isoler par État *i* les ajustements budgétaires réalisés au cours d'un exercice fiscal *t*, sur les dépenses et les recettes fiscales (respectivement,  $\Delta SPEND_{it}$  et  $\Delta TAX_{it}$ ) destinés à contenir le choc budgétaire global (*DEFSHOCK<sub>it</sub>*).

Nous présentons ainsi successivement les données utilisées pour le calcul du choc et des ajustements tant sur les dépenses et les revenus avant d'en présenter les statistiques descriptives. Premièrement, nous présentons le calcul du choc budgétaire sur les dépenses (*EXPSHOCK*) et des ajustements associés ( $\Delta SPEND$ ) :

$$EXPSHOCK_{it} = actual\ outlays_{it} - \Delta SPEND_{it} - forecast\ outlays_{it} \quad (1)$$

La variable *actual outlays<sub>it</sub>* représente les dépenses réalisées par un État *i*, à la date *t*. Cette variable est identifiée dans les données NASBO (*National Association of State Budget Officers*), dans les rapports *Fiscal Survey of States « Spring »* sur la période 1987–2017. Ensuite, la variable  $\Delta SPEND_{it}$  « mesure toute réduction des dépenses adoptée après le budget initial, au cours de

l'exercice  $t$  » (Poterba, 1994). Nous identifions cette variable dans les données NASBO en suivant Clemens et Miran (2012). Ces derniers la calculent de la manière suivante :  $\Delta SPEND_{it} = 0 - BudgetCutsFiscal$ . La variable « *BudgetCutsFiscal* » est référencée dans les rapports NASBO « *Fall* », à partir des tableaux « *Budget Cuts Made after the fiscal year Budget Passed* ». Nous collectons sans difficulté ces données jusque 2011. Cependant, de 2012 à 2014, NASBO a arrêté de collecter les données définitives dans les rapports "Fall". Il est néanmoins possible d'utiliser des données provisoires (« *on going* »), disponibles dans les rapports « *Spring* ». Les exercices de 2015 à 2017 recueillent à nouveau des données similaires aux rapports antérieurs à 2011 (inclus)<sup>86</sup>. La variable  $forecast\ outlays_{it}$  représente les dépenses prévisionnelles d'un État  $i$ , pour l'exercice fiscal  $t$ . Nous collectons les recommandations du gouverneur publiées dans les rapports NASBO « *Spring* » dans les tableaux « *State General Fund* ».

Deuxièmement, nous présentons le choc et les ajustements sur les revenus,  $REVSHOCK$  et  $\Delta TAX$ . Les données nécessaires au calcul du  $\Delta TAX_{it}$  ne sont toutefois disponibles dans les rapports NASBO qu'à partir de 1988, qui est donc le point de départ de notre étude.

$$REVSHOCK_{it} = actual\ revenues_{it} - \Delta TAX_{it} - forecast\ revenues_{it} \quad (2)$$

La variable  $actual\ revenues_{it}$  représente les revenus réalisés pour un État  $i$ , à la date  $t$ . Cette variable est identifiée dans les données NASBO dans les rapports *Fiscal Survey of States* « *Spring* » sur la période 1987 – 2017. Ensuite, la variable  $\Delta TAX_{it}$  représente « la variation des revenus au cours de l'exercice  $t$  découlant des changements fiscaux adoptés au cours de cet exercice » (Poterba, 1994). Cette variable, elle, n'est pas observée directement dans les rapports NASBO. En effet, « alors que NASBO recueille des informations sur les changements de dépenses en cours d'année, elle ne recueille pas d'informations comparables sur les révisions de taxes. NASBO pose des questions sur le changement dans les taxes de l'année fiscale suivante ( $\Delta TAX_{NEXT}$ ) qui est attribuable à la législation fiscale adoptée au cours de l'exercice. L'enquête indique également la

---

<sup>86</sup> Pour les exercices 2018 et suivants, les données changent de nature. NASBO (communication personnelle) nous indique que l'enquête « a demandé aux États de préciser si les réductions budgétaires de milieu d'année déclarées étaient dues à un manque de revenus ». « Seuls les États ayant effectué des coupes en raison d'un manque de revenus apparaissent dans les chiffres. (Les États qui ont effectué des coupes en milieu d'année en raison d'une réduction du nombre de dossiers, d'un changement de priorités en matière de dépenses, etc. ont été exclus) ».

date à laquelle la nouvelle législation fiscale prend effet. La variable  $\Delta TAX$  est mesurée comme le produit de  $\Delta TAXNEXT$  et la fraction de l'exercice en cours qui reste après la date d'entrée en vigueur de la taxe » (Poterba, 1994, notre traduction). La variable  $\Delta TAXNEXT$  est disponible par État et par année en suivant les rapport NASBO « *Fall* » dans les tableaux annexés et intitulés « *Enacted Revenue Changes by type of Revenue, Fiscal t+1* ». Ces données sont réparties en 8 sous catégories : *sales taxes, personal income taxes, corporate income taxes, cigarette and tobacco taxes, motor fuel taxes, alcoholic beverages, other taxes, et fees*. Nous avons donc :

$$\begin{aligned} \Delta TAXNEXT_{it} = & \Delta TAXNEXT\_Sales_{it} + \Delta TAXNEXT\_PersInc_{it} + \Delta TAXNEXT\_CorpInc_{it} + \\ & \Delta TAXNEXT\_Tobac_{it} + \Delta TAXNEXT\_Fuels_{it} + \Delta TAXNEXT\_Alco_{it} + \\ & \Delta TAXNEXT\_Other_{it} + \Delta TAXNEXT\_Fees_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Pour obtenir la variable ( $\Delta TAX_{it}$ ), le *prorata temporis* s'applique sur le détail de  $\Delta TAXNEXT_{it}$  car le nombre de mois  $m$  restant sur l'exercice en cours peut différer d'une mesure fiscale  $j$  à l'autre<sup>87</sup>. Nous pouvons ainsi le définir comme suit avec des lettres minuscules pour bien faire la différence avec les variables agrégées :  $\Delta tax_{it} = \Delta taxnext_{it} * \frac{m}{12}$  ;  $\Rightarrow \forall m \in [0, 12]$ .

Au niveau agrégé, nous obtenons alors :

$$\begin{aligned} \Delta TAX_{it} = & \sum_j \Delta tax_{itj} = \sum_j \Delta tax\_Sales_{itj} + \sum_j \Delta tax\_PersInc_{itj} + \sum_j \Delta tax\_CorpInc_{itj} + \\ & \sum_j \Delta tax\_Tobac_{itj} + \sum_j \Delta tax\_Fuels_{itj} + \sum_j \Delta tax\_Alco_{itj} + \sum_j \Delta tax\_Other_{itj} + \\ & \sum_j \Delta tax\_Fees_{itj} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\Leftrightarrow \Delta TAX_{it} = \Delta TAX\_Sales_{it} + \Delta TAX\_PersInc_{it} + \Delta TAX\_CorpInc_{it} + \Delta TAX\_Tobac_{it} + \Delta TAX\_Fuels_{it} + \Delta TAX\_Alco_{it} + \Delta TAX\_Other_{it} + \Delta TAX\_Fees_{it} \quad (6)$$

Enfin, la variable *forecast revenues<sub>it</sub>* représente les revenus prévisionnels d'un État  $i$ , pour l'exercice fiscal  $t$ . Nous utilisons les recommandations du gouverneur publiées dans les rapports NASBO « *Spring* », tableaux « *State General Fund* ».

---

<sup>87</sup> Remarque importante : la variable  $\Delta TAXNEXT$  n'a pas été collectée. Seul la variable  $\Delta TAX$  a été collectée « manuellement » et directement à partir des rapports papiers en suivant cette définition.

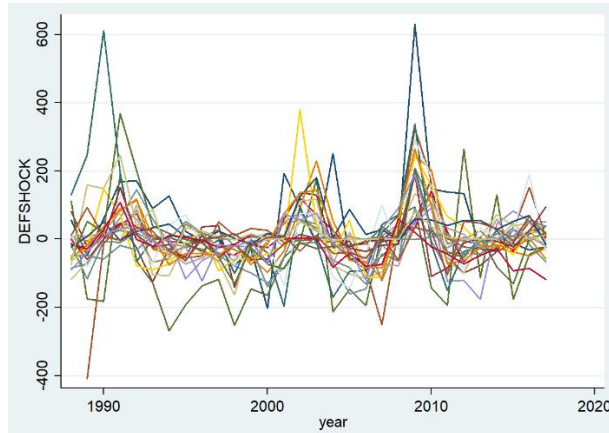
Les statistiques descriptives pour les variables  $DEFSHOCK$ ,  $\Delta SPEND_{it}$  et  $\Delta TAX_{it}$  sont présentées dans le tableau 1. L'analyse montre que l'ampleur moyenne du  $DEFSHOCK$  varie fortement depuis 1988, laissant clairement apparaître les effets des crises du début des années 1990 et 2000 ainsi que la grande récession de 2008-2009 (voir figure 1). La période de référence s'étalant de 1988 à 2017 est de ce point vue pertinente pour évaluer l'impact des règles budgétaires sur les ajustements budgétaires en cas de choc inattendu.

Tableau 4.1 – Statistiques descriptives :  $\Delta Tax$ ,  $\Delta Spend$  et  $DEFSHOCK$  (1988-2017)

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
DEFSHOCK	715	0,68	88,12	-408,85	629,37
$\Delta Spend.$	717	-16,31	38,23	-262,41	0,00
$\Delta Tax.$	720	1,18	12,21	-62,85	92,06

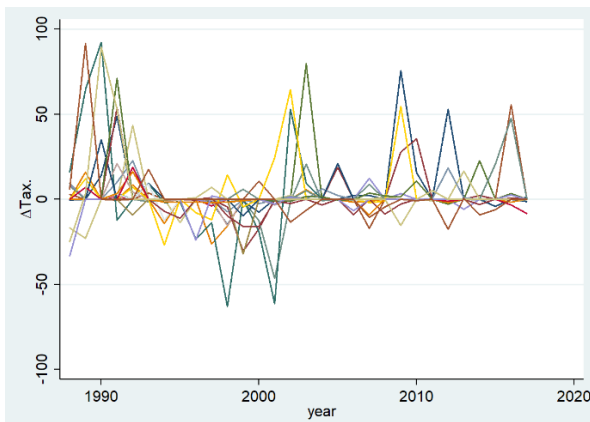
Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année. L'ensemble des variables sont ramenées en dollars de 2005 par habitants.

Il est à noter que, selon la nature du choc économique (favorable ou défavorable), le gouvernement réalise les ajustements budgétaires nécessaires en cours d'exercice afin d'équilibrer son budget (Poterba, 1994). Les ajustements budgétaires s'opèrent cependant davantage sur les dépenses que sur les taxes en cas de choc non anticipé (voir Clemens et Miran, 2012; Fisher, 1988; Poterba, 1994). De plus, nous remarquons que pour les données nécessaires au calcul du  $\Delta SPEND_{it}$ , nous n'avons que des coupes dans les dépenses (voir la Figure 2). Pour cette raison, la variable  $\Delta SPEND_{it}$  est censurée à gauche. Cependant, Rueben (1993) étudie les effets de la correction économétrique standard pour les données censurées, et trouve que ces corrections ont peu d'impact sur les estimations des réponses des États aux chocs budgétaires.



Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année. L'ensemble des variables sont ramenées en dollars de 2005 par habitants.

Figure 4.1 – Amplitude du choc budgétaire non anticipé (*DEFSHOCK*) (1988-2017)



Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1988-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année. L'ensemble des variables sont ramenées en dollars de 2005 par habitants.

Figure 4.2 – Ajustements en recettes ( $\Delta Tax$ ) et dépenses ( $\Delta Spend$ ) (1988-2017)

### 4.3.2 Les effectifs d'emploi public dans les États américains

Les données relatives à l'emploi public dans les États américains sont disponibles sur le site du *Bureau of Census* à partir de l'enquête ASPEP (*Annual Survey of Public Employment and Payroll*). Bien que ces données soient disponibles à compter de 1992, il est impossible de remonter jusque l'année 1988, et des changements de méthodologie rendent les données d'avant 1997 non comparables<sup>88</sup>. Nous utilisons donc le taux de croissance des effectifs en équivalent temps plein, sur la période 1997-2017.

Nous allons plus loin en développant l'analyse sur l'évolution de l'effectif des cinq premières fonctions gouvernementales, représentant plus de 70% de l'emploi public aux États-Unis, à savoir: l'éducation, les prisons, les hôpitaux, l'aide sociale (*Public Welfare*) et les autoroutes (*highways*)<sup>89</sup>.

Tableau 4.2 – Taux de croissance annuel moyen de l'emploi public, équivalent temps plein (ETP), total et par catégorie (1998-2017)

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
All	480	0,49	2,89	-9,76	13
Education	480	1,17	5,13	-18,7	43,81
Corrections	480	0,8	8,79	-43,66	120,65
Hospitals	480	-0,87	13,1	-60,02	192,72
PublicWelfare	480	8,81	177,18	-26,74	3879,49
Highways	480	-0,82	4,47	-33,13	30,58

Calculs des auteurs ; Source : <https://www.census.gov/programs-surveys/apes/data/datasetstables.2017.html> Sont repris les 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1998-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

### 4.3.3 Variables d'intérêt : Les règles budgétaires

Nous analysons les déterminants institutionnels des ajustements budgétaires en cas de choc inattendu sur le budget de l'État à partir de la classification des règles proposée par Hou et Smith (2006). Les règles budgétaires le long du processus budgétaire sont répertoriées dans une nomenclature qui classe jusqu'à neuf catégories de règles de budgets équilibrés. Les règles sont répertoriées selon leur niveau dans l'ordre juridique (statutaire ou constitutionnel), et selon leurs

<sup>88</sup> <https://www.census.gov/programs-surveys/apes/data/datasetstables.All.html>

<sup>89</sup> Les cinq plus importants postes d'emploi sont les mêmes en 1997 et 2017.

conditions d'application dans les phases du cycle budgétaire (définition du budget vs. mise en œuvre).

Nous définissons alors quatre critères nous permettant d'envisager l'analyse de l'impact des règles en allant du général vers le particulier :

- *Critère 1 : Nombre de règles dans le processus budgétaire.* Nous commençons par étudier l'impact du nombre de règles présentes dans le processus budgétaire en suivant Berman et al. (2016) ou encore Farvaque et al. (2017). L'indice correspondant « *Nbr\_BBR* » prend donc des valeurs allant de 0 à 9.
- *Critère 2 : Nombre de règles selon le niveau de conception juridique.* Plus précisément, nous distinguons deux indices selon le type de loi. Le premier totalise, pour chaque État, le nombre de règles constitutionnelles parmi les neuf types de règles présentes dans le processus budgétaire (« *Nbr\_BBR\_C* »). Le second totalise le nombre de règles uniquement statutaires (« *Nbr\_BBR\_S* »).
- *Critère 3 : Nombre de règles selon les phases du processus budgétaire.* Nous distinguons deux indices. Le premier totalise, pour chaque État, le nombre de règles uniquement présentes dans les phases de préparation budgétaire (« *Nbr\_BBR\_Prep* »). Le second constitue le nombre de règles présentes dans la phase de mise en œuvre (« *Nbr\_BBR\_Imp* »).
- *Critère 4 : Nombre de règles selon les conditions d'application dans les phases du processus budgétaire, et selon le niveau de conception juridique.* Nous combinons les deux précédents indices selon leur niveau de conception juridique. Nous obtenons ainsi quatre nouveaux indices : « *Nbr\_BBR\_Prep\_C* », « *Nbr\_BBR\_Imp\_C* », « *Nbr\_BBR\_Prep\_S* », « *Nbr\_BBR\_Imp\_S* ».

Ces indices nous permettent d'examiner les hypothèses suivantes. Tout d'abord, nous nous attendons à ce que le nombre de règles budgétaires dans le processus budgétaires de États américains favorise les ajustements en cas de choc non anticipé (Bergman et al., 2016 ; Farvaque et al., 2017). Ensuite, nous nous attendons à ce que le nombre de règles constitutionnelles soient plus contraignant en matière d'ajustements budgétaires que les règles statutaires (cf. Asatryan et al., 2018). De même, le nombre de règles présentes dans la phase de mise en œuvre budgétaire

devrait être théoriquement plus contraignant que le nombre de règles présentes dans la phase de préparation. Cette hypothèse va dans le sens des résultats de Hou et Smith (2010). Enfin, nous examinons l’hypothèse que le nombre de règles présentes dans la phase de mise en œuvre inscrites dans la constitution des États soit le plus contraignant en matière d’ajustement budgétaires. En effet, les résultats de Poterba (1994) et Clemens et Miran (2012) appuient cette hypothèse car les États dotés d’un indice de « sévérité » élevé au sens de l’ACIR (1987) disposent de règles telles que le non report des déficits (*no-deficit-carryover*) correspondant précisément à la phase de mise en œuvre de la classification de Hou et Smith (2006).

Tableau 4.3 – Règles budgétaires – statistiques descriptives (1988-2017)

<i>Variable</i>		<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Nbr_BBR	overall	4,08	1,47	0,00	6,00
	between		1,47	0,80	6,00
	within		0,28	1,28	4,65
Nbr_BBR_C	overall	2,32	1,10	0,00	4,00
	between		1,10	0,00	4,00
	within		0,21	1,42	3,46
Nbr_BBR_S	overall	1,76	1,48	0,00	5,00
	between		1,49	0,00	5,00
	within		0,26	-0,14	2,86
Nbr_BBR_Prep	overall	2,57	0,99	0,00	4,00
	between		0,99	0,80	4,00
	within		0,21	0,70	3,13
Nbr_BBR_Imp	overall	1,52	0,83	0,00	3,00
	between		0,83	0,00	3,00
	within		0,17	-0,25	1,78
Nbr_BBR_Prep_C	overall	1,62	0,93	0,00	3,00
	between		0,92	0,00	3,00
	within		0,21	0,72	2,75
Nbr_BBR_Prep_S	overall	0,95	0,82	0,00	3,00
	between		0,82	0,00	3,00
	within		0,19	-0,01	1,99
Nbr_BBR_Imp_C	overall	0,71	0,61	0,00	2,00
	between		0,62	0,00	2,00
	within		<b>0,00</b>	0,71	0,71
Nbr_BBR_Imp_S	overall	0,81	0,90	0,00	3,00
	between		0,90	0,00	3,00
	within		0,17	-0,96	1,08
Observations		N	=		720
		n	=		24
		T	=		30

Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1998-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.



A partir de la nomenclature initiale, nous collectons les données afin d'identifier les années de mise en place ou de retrait des règles, après avoir vérifié chaque référence juridique pour chaque État<sup>90</sup>. Les changements dans la mise en place ou la suppression de règles budgétaires concernent sept États sur les 24 États continentaux en cycle budgétaire annuel sur la période d'observation 1988-2017 (29,16%). Ces changements sont au nombre de 13 sur la période (69% de niveau statutaire, et 38% dans la phase de mise en œuvre budgétaire). Les statistiques descriptives relatives à ces indices sont exposées dans le tableau 3.

#### 4.3.4 Stratégie empirique

La spécification économétrique de notre modèle de base reprend le modèle à effets fixes de Poterba (1994) et Clemens et Miran (2012) :

$$\Delta SPEND_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEFSHOCK_{it} + \alpha^T BBR + \tilde{\alpha}^T (BBR * DEFSHOCK_{it}) + \psi^T X + \sigma^T (X * DEFSHOCK_{it}) + \tau^T Z + \delta_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$\Delta TAX_{it} = \beta_0 + \beta_1 DEFSHOCK_{it} + \beta^T BBR + \tilde{\beta}^T (BBR * DEFSHOCK_{it}) + \mu^T X + \zeta^T (X * DEFSHOCK_{it}) + \theta^T Z + \sigma_i + \varphi_t + v_{it} \quad (8)$$

$$\Delta Employment_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DEFSHOCK_{it} + \gamma^T BBR + \tilde{\gamma}^T (BBR * DEFSHOCK_{it}) + \eta^T X + \kappa^T (X * DEFSHOCK_{it}) + \varpi^T Z + \rho_i + \xi_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Avec :

- $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$ , les vecteurs des paramètres associés au vecteur des variables relatives aux règles budgétaires ( $BBR$ ) selon les critères 1 à 4 définis ci-dessus ( $BBR$  signifie *Balanced Budget Requirements*).
- $\tilde{\alpha}$ ,  $\tilde{\beta}$  et  $\tilde{\gamma}$ , les vecteurs des paramètres associés au vecteur ( $BBR * DEFSHOCK_{it}$ ) relatif à l'interaction de ces variables ( $BBR$ ) avec le  $DEFSHOCK_{it}$ .

---

<sup>90</sup> Dans l'implémentation des données sous forme de panel, nous collectons les données en considérant l'année fiscale. Ainsi, la mise en place d'une règle durant l'année civile  $t$  est susceptible de concerner l'exercice fiscal  $t+1$ .

- $X$  est notre vecteur de variables de contrôle que nous utilisons en interaction avec le  $DEFSHOCK$  (dont le *rainy day fund* décrit ci-après) et  $Z$  notre vecteur des variables de contrôle sans interaction avec  $DEFSHOCK$ .
- Enfin,  $\delta_i$ ,  $\sigma_i$ ,  $\rho_i$  sont les effets fixes États, et  $\lambda_t$ ,  $\varphi_t$ ,  $\xi_t$ , les effets fixes années.

Ces modèles souffrent en apparence d'un problème de simultanéité. En effet, les variables dépendantes  $\Delta SPEND_{it}$  et  $\Delta TAX_{it}$  sont incluses dans la définition de  $DEFSHOCK_{it}$ , comme on l'a vu ci-dessus. Dès lors, c'est le fait de ne pas soustraire ces variables dans les définitions des variables  $REVSHOCK_{it}$ ,  $EXPSHOCK_{it}$ , et  $DEFSHOCK_{it}$  qui induirait un problème de simultanéité, alors que les soustraire le résout (Poterba, 1994).

Ensuite, la question de l'endogénéité de notre ensemble de règles budgétaires peut être posée. Cependant, il convient de rappeler que les règles budgétaires dans les États américains trouvent leurs origines pour la plupart au 19<sup>ème</sup> siècle, et sont globalement stables dans le temps dans notre période d'analyse, comme on l'a vu ci-dessus. L'endogénéité des règles est donc douteuse dans ce cadre. L'inclusion d'un effet fixe État reste toutefois indispensable pour limiter le risque de variable omise (cf. Joanis, 2014).

### 4.3.5 *Les variables de contrôle*

Tout d'abord, nous incluons dans nos contrôles la situation financière de l'État<sup>91</sup>. Tout d'abord, le contrôle porte sur le solde des fonds généraux de l'État. Les décideurs politiques pouvant utiliser ce solde pour couvrir les déficits budgétaires, nous en tenons compte dans l'estimation. Nous utilisons la variable retardée du *Ending balance* par habitant en dollars de 2005 (« *lag EndBal.\$ RPerCap* »). Ainsi, il s'agit donc de la trésorerie théoriquement disponible en début d'exercice. Dans le même esprit, nous proposons d'aller plus loin en intégrant dans nos contrôles les fonds disponibles dans le *rainy day fund*. Nous utilisons la variable retardée du *rainy day fund* per capita en dollars de 2005 (« *lag RDF.\$ RPerCap* »). Le *rainy day fund* ayant une vocation contracyclique de par sa conception, nous nous attendons à ce que cette variable, en interaction avec un choc non

---

<sup>91</sup> Les données proviennent des rapports *Fiscal Survey of States* « Spring » NASBO sur la période 1987 – 2017.

anticipé, réduise significativement le besoin d'effectuer des ajustements budgétaires (« *RDF\*DEFSHOCK* »).

Nous collectons ensuite les données politiques de 1987 à 2017 à partir des sources suivantes : Geoff Pallay (May 2013), rapport « *Who Runs the States?* »<sup>92</sup>; *National Conference of States Legislatures*<sup>93</sup>; and the *Council of state governments*<sup>94</sup>. Nous contrôlons pour l'idéologie politique avec la variable « *Republican governor* », prenant la valeur 1 si le gouverneur est républicain, 0 sinon. Nous contrôlons le cycle opportuniste par deux variables dichotomiques relatives à l'année d'élections du gouverneur. La plupart des États débutent leur exercice fiscal au premier juillet alors que l'élection a lieu en fin d'année. D'une part, nous utilisons la variable « *Election year +0* » prenant la valeur 1 l'année fiscale débutant durant l'année civile de l'élection, 0 sinon ; d'autre part, nous utilisons la variable « *Election year -1* » prenant la valeur 1 l'année fiscale se terminant durant l'année civile de l'élection, 0 sinon.

Nous complétons l'analyse par quatre autres variables politiques. La variable « *Party control* » prend la valeur 1 quand le gouverneur contrôle les deux chambres, 0 sinon. La variable « *Legiscontrol divided* », prenant la valeur 1 si la législature est divisée, 0 sinon. Nous contrôlons également la question des « canards boiteux » (*lame ducks*) par deux variables. La variable « *Lameduck governor* », prend la valeur 1 les années où le gouverneur est dans son dernier mandat consécutif, 0 sinon. De plus, nous intégrons dans nos régressions la variable « *Substitute governor* ». Cette variable prend la valeur 1 pour chaque année d'exercice en cas de remplacement du gouverneur élu à la précédente élection par un gouverneur désigné (bien souvent le lieutenant-gouverneur) dans l'attente des prochaines élections, quelle que soit sa couleur politique, 0 sinon. Alors que le *lame duck*, n'a rien à perdre car il ne peut pas se représenter à la prochaine élection, le substitut est de ce point de vue très intéressant car lui a tout à œuvrer pour se faire élire à la prochaine élection. En ce sens, le substitut est susceptible d'être l'archétype inverse du *lame duck*.

---

<sup>92</sup> [https://cdn.ballotpedia.org/images/c/ca/WhoRuntheStates\\_Part1\\_Partisanship.pdf](https://cdn.ballotpedia.org/images/c/ca/WhoRuntheStates_Part1_Partisanship.pdf)

<sup>93</sup> <http://www.ncsl.org/research/about-state-legislatures/partisan-composition.aspx>

<sup>94</sup> <http://knowledgecenter.csg.org/kc/category/content-type/content-type/book-states>

Nous contrôlons ensuite la dimension fédérale. Nous collectons le montant des subventions fédérales dans les rapports NASBO<sup>95</sup> et calculons leur taux de croissance annuel (« *Fed.Grants growth* »). Nous cherchons notamment à comprendre l'effet de l'alignement politique (Bracco et al, 2015). La variable « *Alignment gov.pres* » prend la valeur 1 en cas d'alignement politique entre le gouverneur et le président des États-Unis, 0 sinon. Ainsi, nous intégrons le taux de croissance de la subvention fédérale réalisé durant l'exercice, en interaction avec l'alignement politique du Gouverneur de l'État et du Président des États-Unis (« *FedFunds.gr\*gov.pres* »). Nous examinons l'hypothèse que l'influence des subventions fédérales sur le niveau des erreurs de prévision budgétaires sera plus favorable en cas d'alignement politique (Solé-Ollé et Sorribas-Navarro, 2008).

Tableau 4.4 – Variables de contrôle – statistiques descriptives (1988-2017)

<i>Variable</i>	<i>Obs</i>	<i>Moyenne</i>	<i>Ecart-Type</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Election year -1	720	0,26	0,44	0,00	1,00
Election year +0	720	0,26	0,44	0,00	1,00
Party control	720	0,53	0,50	0,00	1,00
Legiscontrol divided	720	0,15	0,36	0,00	1,00
Republican governor	720	0,56	0,50	0,00	1,00
Substitute governor	720	0,03	0,16	0,00	1,00
Lameduck governor	720	0,28	0,45	0,00	1,00
Fed.Grants growth	716	4,78	19,17	-83,17	295,31
Alignment gov.pres	720	0,46	0,50	0,00	1,00
FedFunds.gr*gov.pres	716	2,67	17,50	-83,17	295,31
lag EndBal.\$ RPercep	717	72,10	105,70	-317,33	687,50
lag RDF.\$ RPercep	717	66,19	75,08	-146,63	426,60
State Income growth	720	1,41	2,16	-10,48	11,26
Unemployment growth	720	0,14	17,53	-37,50	102,78

Notes : 24 États américains continentaux en cycle budgétaire annuel sur toute la période 1998-2017 et débutant leur exercice fiscal au 1er juillet de chaque année.

Nous contrôlons enfin la dimension des variables économiques par le revenu individuel (« *State Income growth* ») ainsi que par la croissance du chômage (« *Unemployment growth* »)<sup>96</sup>. Les statistiques descriptives des variables de contrôle sont présentées dans le tableau 4.

<sup>95</sup> Il s'agit des rapports *State Expenditure Report* : <https://www.nasbo.org/reports-data/state-expenditure-report/state-expenditure-archives>

<sup>96</sup> Plus précisément, nous collectons, les données sur l'indice des prix (CPI), le *Personal Income* et le taux de chômage, sur la période 1987-2017 comme suit : chômage et indice des prix sont collectés sur le site du *Bureau of Labor Statistics*

## 4.4 Résultats

Nous présentons successivement les résultats relatifs aux déterminants des ajustements budgétaires sur les dépenses, les taxes et la croissance des effectifs d'emploi public. Nous distinguons systématiquement la période de référence (1988-2017, réduite à 1998-2017 pour les emplois publics en raison de la non disponibilité de données comparables avant 1998), de deux sous-périodes. La première sous-période est la période pré-crise (1988-2007), et la seconde sous-période contient les années de crise et d'après crise (2008-2017). Cette subdivision nous permet de vérifier si les règles budgétaires sont plus contraignantes face à un choc majeur.

### 4.4.1 Coupes budgétaires sur les dépenses

Les résultats relatifs aux ajustements budgétaires par des coupes sur les dépenses (équation 7) sont présentés dans le tableau 5. Précisons que, la variable d'ajustement par les dépenses étant systématiquement négative, un coefficient négatif signifiera une augmentation des coupes, et donc un ajustement supplémentaire des dépenses.

Tout d'abord, nous montrons que si le nombre de règles budgétaires (critère 1) n'influence pas directement les ajustements budgétaires, l'interaction entre le choc budgétaire et le nombre de règles est significative et négative, révélant un effet procyclique des règles budgétaires (colonne 1). La comparaison des coefficients entre les sous-périodes (colonnes 5 et 9) montre un effet plus important dans la dernière sous-période, et donc un effet procyclique plus important face au choc le plus important.

L'analyse du niveau de conception juridique (critère 2) permet de mettre en évidence que, si le nombre de règles statutaires tend à réduire les coupes budgétaires par les dépenses (voir le coefficient positif associé à la variable *Nbr\_BBR\_S*), en cas de choc, cet effet est réduit, et l'impact d'un choc via les règles devient procyclique (comme en témoigne le coefficient négatif associé).

---

(*CPI for All Urban Consumers*: <https://data.bls.gov/cgi-bin/surveymost?bls>, indice 2005=100), données sur la population sur le site du Bureau of Census. Pour le revenu, les données sont celles du Bureau of Economic Analysis. Nous utilisons des données trimestrielles par Etat afin d'utiliser la méthodologie proposée par Clemens & Miran (2012) pour ajuster la valeur civile du *Personal Income* au calendrier fiscal de chaque Etat avant de calculer son taux de croissance. Ainsi, par exemple, la variable "*Personal Income per capita Growth*" mesure le taux de variation du *Personal Income per capita* en dollar de 2005 correspondant à l'exercice fiscal.

De façon intéressante, on remarque également que, si les règles constitutionnelles (*Nbr\_BBR\_C*) ne sont pas significatives, l'interaction entre celles-ci et le choc budgétaire révèle un comportement procyclique, avec un coefficient supérieur à celui des règles statutaires. Pour autant, dans la dernière sous-période, seules les règles statutaires sont significativement associées avec des ajustements des dépenses voir en colonne 10).

L'analyse de la dimension relatives aux conditions d'applications des règles selon les phases du processus budgétaire (critère 3) montre que seul le nombre de règles dans la phase de mise en œuvre budgétaire tend à réduire les coupes dans les dépenses (voir le coefficient positif associé à la variable *Nbr\_BBR\_Imp*). Cependant, en présence d'un choc non anticipé, les résultats mettent en avant que c'est le nombre de règles associées à la phase de mise en œuvre qui tend à contraindre les gouverneurs à opérer des coupes dans les dépenses (voir la variable *Nbr\_BBR\_Imp\*DEFSHOCK* dans les colonnes 3, 7 et 11).

En combinant le nombre de règles budgétaires selon leur niveau dans l'ordre juridique et leur position dans les phases du processus budgétaire (critère 4), il apparaît que, si les règles de niveau constitutionnel dans la phase de préparation du budget ont de façon absolue un effet procyclique (colonne 4, voir le coefficient associé à la variable *Nbr\_BBR\_Prep\_C*), lorsqu'un choc non anticipé survient, les règles de niveau constitutionnel présentes dans la phase de mise en œuvre sont celles qui ont l'effet le plus important (voir les colonnes 4 et 8 du tableau 5). Toutefois, notre indice combinant les deux éléments n'est jamais significatif après la crise financière.

Si le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre sont les plus contraignantes sur la période de référence 1988-2017, pourquoi ne semblent-elles plus déterminantes sur la période 2008-2017 intégrant pourtant la grande récession ? Une explication possible de ce résultat est à rechercher du côté des anticipations des gouverneurs dans la phase de prévision budgétaire. En effet, si le nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre sont les plus contraignantes, il est probable que les gouverneurs devant faire face à de telles exigences de budgets équilibrés soient beaucoup plus prudents dans l'élaboration de leurs budgets prévisionnels comparativement aux gouverneurs en présence de règles statutaires. Cette interprétation est soutenue par l'observation que le nombre de règles statutaires dans cette phase (variable *Nbr\_BBR\_Imp\_S*) va plutôt dans le sens d'une limitation des coupes budgétaires. La

puissance du choc étant considérable en 2008, un prévisionnel moins prudent expose donc à des coupes significativement plus importantes, et force à ajuster en aval du choc (et, dans ce cas, des conséquences du choc après 2008).

Au-delà de nos variables d'intérêt, l'analyse des variables de contrôle ne laisse pas apparaître de résultat particulièrement significatif en dehors des variables relatives à la structure financière des États. D'une part, la trésorerie en début de période permet de réduire significativement les coupes dans les dépenses sur la période 1988-2017, et notamment sur la sous période 1988-2007. D'autre part, alors que le *rainy day fund* ne joue pas un rôle fondamental sur l'ensemble de la période 1988-2017, nous remarquons que son rôle est très significatif dans la réduction de l'ampleur des coupes budgétaires via les dépenses jusque 2008. Cet effet disparaît sur la période 2008-2017. Cependant, malgré sa vocation contracyclique, l'interaction du *rainy day fund* avec la variable *DEFSHOCK* n'est pas significative quel que soit la période considérée en matière d'ajustement via les dépenses.

#### ***4.4.2 Ajustements budgétaires par les recettes***

Les résultats relatifs aux ajustements budgétaires par les recettes (équation 8) sont présentés dans le tableau 6. Comme précédemment, ce tableau distingue la période de référence 1988-2017 (colonnes 1 à 4) en deux sous-période afin d'isoler la crise 2008. Ainsi nous présentons les résultats sur la période 1988-2007 (colonnes 5 à 8), puis 2008-2017 (colonnes 9 à 12).

L'analyse du nombre de règles budgétaires dans le processus budgétaire ne présente pas d'effet significatifs direct sur les ajustements budgétaires via les recettes sur la période 1988-2017, ni sur les sous-périodes considérées. Par contre, il ressort des estimations que les règles associées à la préparation du budget induisent des augmentations des impôts après la crise, alors que celles présentes dans la phase de mise en œuvre ont eu un impact négatif, tout aussi important. Ceci montre que, face aux conséquences budgétaires de la crise de 2008, les États contraints par des règles ont eu à augmenter les recettes pour faire face à la crise, mais que lorsque les recettes ont recommencé à augmenter, ceux qui le pouvaient ont pu réduire les impôts. Cette interprétation est confirmée par le fait que les règles de niveau statutaire (donc les plus faciles à modifier par les législateurs) sont celles qui ont eu le plus d'impact dans la dernière sous-période (colonne 12 du tableau 6).

Au-delà de nos variables d'intérêt, l'analyse des variables de contrôle met en évidence le rôle important du *rainy day fund* pour freiner les hausses de taxes, avec un effet plus prononcé selon la force d'un choc non anticipé sur le budget. Plus particulièrement, ce rôle contra-cyclique est observé sur la période 2008-2017, permettant de lisser les hausses d'impôts afin de satisfaire les contraintes budgétaires. De façon intéressante, il ressort aussi de nos estimations qu'une division du pouvoir (législature divisée par un sénat et une chambre des représentants de couleurs politiques différentes) conduit à des hausses d'impôts (voir les colonnes 1 à 4). Ensuite, nous constatons qu'un gouverneur républicain tend à réduire les ajustements par les hausses de taxes sur la période 1988-2017. Ce résultat est conforme à un comportement conservateur et à l'effet partisan tel que prédit par la théorie des cycles partisans (Hibbs, 1977) et aux résultats de Cassidy et al. (1989). Alors que nous n'observons aucun effet significatif lorsque le gouverneur est un *lame duck*, nous remarquons que la présence d'un gouverneur substitut à la tête de l'État limite significativement les ajustements par des hausses de taxes sur la sous période 2008-2017, ce qui révèle un comportement opportuniste car, si un *lame duck* n'a rien à perdre, le gouverneur substitut a, au contraire, tout à gagner pour influencer son destin lors de la prochaine élection<sup>97</sup>.

#### **4.4.3 Evolution de l'emploi dans le secteur public**

Si les règles budgétaires favorisent les coupes dans les dépenses de l'État, qu'en est-il de l'évolution des effectifs publics ? Les résultats relatifs à l'évolution des effectifs publics en équivalent temps plein (équation 9) sont présentés dans le tableau 7, toujours en distinguant la période de référence 1998-2017 (colonnes 1 à 4) en deux sous-périodes afin d'isoler les années postérieures à la crise de 2008.

L'analyse du nombre de règles budgétaires dans le processus budgétaire, laisse apparaître que le nombre de règles constitutionnelles a un effet négatif significatif sur la croissance des effectifs publics indépendamment de tout choc sur le budget (voir la colonne 2 du tableau 7). L'analyse du nombre de règles budgétaire selon les conditions d'application dans les phases du processus

---

<sup>97</sup> Sur notre échantillon de référence de 24 États, le gouverneur substitut est observé 20 fois dans 14 États sur la période 1988-2017.



budgétaire ne laisse cependant pas apparaître d'effet direct sur l'évolution de l'emploi public. Cependant, le nombre de règles présentes dans la phase de mise en œuvre influence négativement la croissance de l'emploi public selon l'intensité d'un choc non attendu sur le budget (colonne 3), et tout particulièrement lorsqu'elles sont de niveau constitutionnel (colonne 4). Cela révèle à nouveau un impact procyclique des règles budgétaires. Les résultats ne sont toutefois jamais significatifs dans la sous période 2008-2017.

L'analyse des variables de contrôle laisse apparaître le rôle décisif des variables politiques dans la croissance des effectifs publics. En effet, il ressort de l'analyse que le cycle électoral favorise la croissance des effectifs publics sur la période 1998-2017, et ce tout particulièrement jusque 2007. A compter de 2008 cet effet disparaît. Par ailleurs, un effet partisan est également présent car, durant la sous-période 1998-2007, le taux de croissance des effectifs publics diminue lorsqu'un gouverneur républicain est au pouvoir (mais cet effet disparaît après 2008). Enfin, si le comportement d'un gouverneur en fin de second mandat (*lame duck*) est neutre sur la croissance des effectifs publics, nous remarquons que la présence d'un substitut a un rôle significatif, mais l'effet est différencié selon la sous période considérée : alors qu'il limite la croissance des effectifs publics jusque 2007, il la favorise sur la période post-crise.

Enfin, nous constatons que la trésorerie disponible en début d'exercice a permis d'influencer positivement la croissance des effectifs publics uniquement dans la période 2008-2017, permettant d'amortir l'impact de la crise sur la croissance des emplois publics.

Tableau 4.5 – Résultats sur les ajustements par les dépenses ( $\Delta$ Spend)

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	-0.0233 (-0.54)	-0.0206 (-0.42)	-0.0324 (-0.81)	-0.0154 (-0.40)	-0.0509 (-0.85)	-0.0368 (-0.73)	-0.0470 (-0.89)	-0.0245 (-0.54)	0.0644 (0.87)	-0.0545 (-0.42)	0.0186 (0.19)	-0.0698 (-0.56)
Nbr_BBR	2.558 (0.86)				6.237 (1.28)				18.27* (2.04)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	-0.0449*** (-5.56)				-0.0339*** (-4.17)				-0.0754*** (-4.04)			
Nbr_BBR_C		-2.654 (-1.36)				-5.119* (-1.96)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		5.391** (2.16)				10.20** (2.80)				15.30* (1.84)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		-0.0460** (-2.72)				-0.0530*** (-3.21)				-0.0276 (-0.69)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		-0.0444*** (-4.62)				-0.0244** (-2.63)				-0.0815*** (-4.65)		
Nbr_BBR_Prep			-1.046 (-0.33)				-0.440 (-0.09)				15.35 (1.48)	
Nbr_BBR_Imp			5.224* (1.81)				11.14*** (3.52)				16.21* (1.74)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			-0.00815 (-0.36)				0.0138 (0.62)				-0.0369 (-1.01)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.103*** (-3.38)				-0.115** (-2.76)				-0.120*** (-3.57)	
Nbr_BBR_Prep_C				-4.468** (-2.10)				-4.007 (-1.31)				0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				4.524* (1.91)				6.301 (1.35)				16.39 (1.60)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)				0 (.)				0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				4.807* (1.80)				9.310** (2.65)				14.85 (1.62)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				-0.0126 (-0.51)				0.00859 (0.49)				-0.0159 (-0.38)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				-0.0170 (-0.54)				-0.00276 (-0.07)				-0.0841* (-1.87)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.136*** (-3.10)				-0.172*** (-3.65)				-0.0614 (-0.95)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.0884** (-2.57)				-0.0856* (-1.99)				-0.0785* (-1.76)

Tableau 4.5 – Suite

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	3.028 (1.37)	3.151 (1.39)	2.682 (1.21)	2.935 (1.30)	3.546 (1.56)	3.819 (1.68)	2.873 (1.38)	2.737 (1.27)	3.307 (0.70)	2.537 (0.52)	2.900 (0.62)	2.828 (0.59)
Election year +0	-2.881 (-1.04)	-2.877 (-1.03)	-2.393 (-0.92)	-2.165 (-0.82)	-0.745 (-0.22)	-0.494 (-0.15)	-0.384 (-0.12)	-0.276 (-0.09)	-6.102 (-1.10)	-6.923 (-1.25)	-5.555 (-0.99)	-6.295 (-1.12)
Party control	-2.388 (-1.23)	-2.422 (-1.25)	-2.868 (-1.44)	-2.918 (-1.46)	-3.245 (-1.29)	-3.793 (-1.54)	-3.582 (-1.39)	-4.440* (-1.86)	-5.026 (-0.86)	-5.238 (-0.90)	-5.925 (-0.99)	-4.890 (-0.80)
Legiscontrol divided	-0.802 (-0.29)	-0.862 (-0.32)	-1.454 (-0.49)	-1.105 (-0.38)	-1.792 (-0.49)	-1.487 (-0.44)	-3.049 (-0.72)	-2.136 (-0.56)	-4.462 (-0.37)	-4.326 (-0.35)	-4.107 (-0.33)	-4.177 (-0.34)
Republican governor	-0.391 (-0.22)	-0.522 (-0.31)	-0.869 (-0.48)	-0.802 (-0.46)	1.091 (0.59)	1.837 (0.96)	0.497 (0.24)	1.779 (0.87)	2.796 (0.39)	3.161 (0.42)	1.349 (0.18)	2.117 (0.28)
Substitute governor	0.134 (0.02)	0.268 (0.04)	0.824 (0.12)	2.059 (0.28)	2.006 (0.46)	2.774 (0.59)	4.091 (0.95)	6.826 (1.44)	7.531 (0.50)	5.051 (0.36)	7.113 (0.49)	5.731 (0.41)
Lameduck governor	3.176 (1.07)	3.470 (1.21)	3.665 (1.31)	3.692 (1.38)	1.484 (0.49)	1.897 (0.64)	2.006 (0.67)	1.696 (0.60)	10.97 (1.55)	11.18 (1.59)	10.84 (1.63)	11.17 (1.62)
lag EndBal.\$ RPercap	0.0406** (2.76)	0.0414*** (2.86)	0.0392** (2.46)	0.0406** (2.49)	0.0649*** (3.44)	0.0685*** (3.52)	0.0678*** (3.38)	0.0719*** (3.46)	0.0260 (0.46)	0.0260 (0.47)	0.0214 (0.39)	0.0325 (0.53)
lag RDF.\$ RPercap	0.0172 (0.90)	0.0158 (0.81)	0.0161 (0.85)	0.0150 (0.76)	0.0509*** (3.38)	0.0543*** (3.59)	0.0517*** (4.00)	0.0621*** (3.91)	0.0810 (0.93)	0.0757 (0.83)	0.0738 (0.84)	0.0687 (0.75)
RDF*DEFSHOCK	0.0000911 (0.72)	0.0000787 (0.62)	0.0000714 (0.58)	0.000134 (1.08)	0.000333 (1.14)	0.000363 (1.32)	0.000297 (1.06)	0.000443 (1.51)	0.0000709 (0.03)	0.000164 (0.63)	0.0000338 (0.14)	0.000270 (0.97)
Fed.Grants growth	-0.166 (-0.97)	-0.160 (-0.94)	-0.152 (-0.91)	-0.143 (-0.88)	-0.120 (-0.80)	-0.118 (-0.80)	-0.0738 (-0.53)	-0.0588 (-0.45)	-0.304 (-0.98)	-0.301 (-0.97)	-0.323 (-1.03)	-0.301 (-0.97)
Alignment gov.pres	1.109 (0.51)	1.324 (0.59)	1.449 (0.69)	1.749 (0.83)	2.005 (0.89)	2.367 (1.05)	2.882 (1.27)	2.863 (1.29)	-1.014 (-0.18)	-1.110 (-0.20)	-0.830 (-0.15)	-1.309 (-0.24)
FedFunds.gr*gov.pres	0.307* (1.87)	0.301* (1.83)	0.288* (1.77)	0.269 (1.68)	0.174 (1.09)	0.158 (1.02)	0.103 (0.70)	0.0476 (0.32)	0.388 (1.30)	0.374 (1.29)	0.402 (1.34)	0.369 (1.30)
State Income growth	1.412 (1.49)	1.466 (1.52)	1.584 (1.65)	1.604 (1.65)	0.0488 (0.44)	0.0932 (0.07)	0.108 (0.09)	0.110 (0.09)	2.589 (1.29)	2.821 (1.50)	2.870 (1.47)	2.860 (1.49)
Unemployment growth	-0.221* (-2.02)	-0.207* (-1.94)	-0.215* (-1.82)	-0.209* (-1.87)	-0.175 (-1.37)	-0.162 (-1.30)	-0.180 (-1.37)	-0.212 (-1.68)	-0.206 (-0.83)	-0.280 (-1.01)	-0.173 (-0.67)	-0.241 (-0.82)
Constant	-29.68** (-2.30)	-22.07** (-2.60)	-24.66** (-2.41)	-20.66*** (-3.11)	-43.88** (-2.08)	-25.37** (-2.47)	-34.61** (-2.27)	-27.36*** (-2.92)	-95.82** (-2.69)	-44.25** (-2.43)	-83.11** (-2.25)	-45.47** (-2.32)
Observations	708	708	708	708	468	468	468	468	240	240	240	240
R-squared	0.653	0.655	0.661	0.666	0.597	0.606	0.616	0.634	0.717	0.721	0.720	0.724
Adjusted R-squared	0.629	0.629	0.635	0.639	0.563	0.570	0.581	0.598	0.680	0.685	0.682	0.683
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

Tableau 4.6 – Résultats sur les ajustements par les recettes fiscales ( $\Delta$ Tax.)

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	0.0811*** (2.87)	0.0838*** (3.04)	0.0788** (2.77)	0.0844*** (3.12)	0.0766* (1.92)	0.0837** (2.15)	0.0767* (2.04)	0.0850** (2.41)	0.106** (2.48)	0.0756 (1.45)	0.0950** (2.35)	0.0681 (1.35)
Nbr_BBR	-1.081 (-0.52)				-1.903 (-0.66)				0.710 (0.12)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	0.00157 (0.23)				0.00187 (0.20)				-0.00498 (-0.70)			
Nbr_BBR_C		1.751 (1.24)				-0.00103 (-0.00)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		-2.624 (-1.22)				-2.607 (-0.85)				-0.0437 (-0.01)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		-0.000817 (-0.09)				-0.00577 (-0.46)				0.00716 (0.48)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		0.00239 (0.32)				0.00528 (0.55)				-0.00655 (-1.00)		
Nbr_BBR_Prep			-0.917 (-0.34)				-4.425 (-1.21)				7.186** (2.26)	
Nbr_BBR_Imp			-2.014 (-0.78)				0.449 (0.19)				-6.928*** (-3.80)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			0.0134 (1.24)				0.0119 (1.01)				0.00607 (0.45)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.0177 (-1.57)				-0.0148 (-0.92)				-0.0191 (-1.13)	
Nbr_BBR_Prep_C				0.877 (0.49)				-1.028 (-0.33)				0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				-3.168 (-1.10)				-6.157 (-1.71)				7.902** (2.68)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)				0 (.)				0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				-2.480 (-1.03)				-0.499 (-0.21)				-6.986*** (-4.10)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				0.0116 (1.03)				0.0110 (0.72)				0.0119 (0.76)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				0.00821 (0.83)				0.00899 (0.77)				-0.0137 (-0.88)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.0328** (-2.37)				-0.0355* (-1.76)				-0.00683 (-0.25)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.00938 (-0.68)				-0.00863 (-0.50)				-0.000349 (-0.02)

Tableau 4.6 – Suite

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	-0.968 (-0.65)	-1.022 (-0.68)	-1.095 (-0.73)	-1.069 (-0.74)	-0.798 (-0.53)	-0.881 (-0.57)	-0.916 (-0.63)	-1.139 (-0.78)	0.0856 (0.04)	-0.110 (-0.05)	-0.0385 (-0.02)	0.0782 (0.04)
Election year +0	0.00719 (0.00)	0.0156 (0.01)	0.168 (0.10)	0.274 (0.17)	0.134 (0.07)	0.132 (0.07)	0.219 (0.11)	0.186 (0.09)	0.568 (0.32)	0.360 (0.19)	0.700 (0.40)	0.611 (0.33)
Party control	0.757 (0.82)	0.758 (0.82)	0.620 (0.69)	0.604 (0.68)	-0.592 (-0.38)	-0.481 (-0.32)	-0.657 (-0.43)	-0.606 (-0.41)	2.924** (2.16)	2.870* (2.00)	2.998* (1.81)	3.517** (2.17)
Legiscontrol divided	3.207** (2.65)	3.302*** (2.89)	3.061** (2.34)	3.219** (2.65)	3.005** (2.20)	3.450** (2.77)	2.727* (1.95)	3.284** (2.62)	-1.138 (-0.48)	-1.104 (-0.47)	-1.200 (-0.49)	-1.208 (-0.55)
Republican governor	-2.036** (-2.58)	-1.968** (-2.49)	-2.159** (-2.66)	-2.030** (-2.48)	-2.708* (-1.99)	-2.533* (-1.96)	-2.839* (-2.06)	-2.574* (-1.92)	0.720 (0.53)	0.813 (0.61)	0.790 (0.71)	0.841 (0.76)
Substitute governor	-4.314 (-1.25)	-4.294 (-1.26)	-4.019 (-1.17)	-3.633 (-1.07)	-5.653 (-0.78)	-5.556 (-0.78)	-5.289 (-0.73)	-4.653 (-0.66)	-5.071** (-2.07)	-5.701** (-2.55)	-5.153** (-2.20)	-5.316** (-2.23)
Lameduck governor	0.579 (0.79)	0.409 (0.55)	0.688 (0.89)	0.457 (0.58)	0.491 (0.48)	0.505 (0.48)	0.637 (0.64)	0.475 (0.46)	0.728 (0.56)	0.780 (0.57)	0.757 (0.56)	0.867 (0.63)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.00974 (-0.82)	-0.0102 (-0.86)	-0.0108 (-0.89)	-0.0100 (-0.82)	-0.00634 (-0.48)	-0.00743 (-0.56)	-0.00520 (-0.39)	-0.00568 (-0.41)	-0.0224* (-1.89)	-0.0224* (-1.97)	-0.0252** (-2.19)	-0.0191* (-1.88)
lag RDF.\$ RPercap	-0.0116* (-1.78)	-0.0107 (-1.63)	-0.0117* (-1.80)	-0.0111* (-1.72)	-0.0114 (-1.27)	-0.00989 (-1.05)	-0.0115 (-1.28)	-0.00851 (-0.87)	0.00184 (0.16)	0.000501 (0.05)	-0.000529 (-0.04)	-0.00347 (-0.30)
RDF*DEFSHOCK	-0.000194*** (-3.49)	-0.000191*** (-3.61)	-0.000199*** (-4.12)	-0.000156*** (-2.99)	0.00000278 (0.03)	0.00000476 (0.05)	-0.00000226 (-0.02)	0.0000340 (0.30)	-0.000331*** (-3.16)	-0.000291*** (-2.96)	-0.000324*** (-3.63)	-0.000221** (-2.54)
Fed.Grants growth	-0.00484 (-0.08)	-0.00750 (-0.12)	-0.00407 (-0.06)	0.000237 (0.00)	-0.0340 (-0.45)	-0.0367 (-0.49)	-0.0216 (-0.27)	-0.0157 (-0.19)	0.0559 (0.74)	0.0566 (0.84)	0.0573 (0.84)	0.0664 (1.01)
Alignment gov.pres	-0.369 (-0.46)	-0.455 (-0.57)	-0.305 (-0.39)	-0.308 (-0.39)	-0.401 (-0.41)	-0.492 (-0.51)	-0.133 (-0.14)	-0.229 (-0.24)	2.245* (2.01)	2.221* (1.95)	2.453** (2.21)	2.216* (2.02)
FedFunds.gr*gov.pres	0.137** (2.08)	0.139** (2.16)	0.134* (2.04)	0.125* (1.84)	0.191** (2.08)	0.193** (2.11)	0.172* (1.85)	0.157 (1.64)	-0.0149 (-0.21)	-0.0185 (-0.30)	-0.0190 (-0.29)	-0.0319 (-0.49)
State Income growth	-0.155 (-0.48)	-0.204 (-0.61)	-0.108 (-0.34)	-0.148 (-0.45)	0.00326 (0.01)	-0.0626 (-0.12)	0.0222 (0.04)	-0.0517 (-0.10)	-0.498 (-1.37)	-0.439 (-1.24)	-0.395 (-1.10)	-0.418 (-1.14)
Unemployment growth	0.0792 (1.30)	0.0695 (1.17)	0.0771 (1.24)	0.0708 (1.18)	0.0988 (1.13)	0.0841 (1.03)	0.103 (1.18)	0.0783 (0.97)	0.00676 (0.14)	-0.0120 (-0.21)	0.0181 (0.41)	0.00605 (0.13)
Constant	7.209 (0.89)	3.021 (0.47)	8.019 (1.03)	5.744 (1.01)	10.59 (0.96)	7.004 (0.67)	13.43 (1.32)	10.15 (1.29)	-4.432 (-0.19)	-0.665 (-0.06)	-9.452 (-0.84)	-3.260 (-0.62)
Observations	708	708	708	708	468	468	468	468	240	240	240	240
R-squared	0.362	0.366	0.370	0.382	0.398	0.401	0.403	0.413	0.350	0.360	0.371	0.392
Adjusted R-squared	0.316	0.319	0.323	0.333	0.346	0.347	0.348	0.355	0.267	0.275	0.284	0.301
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

Tableau 4.7 – Résultats sur les variations de l'emploi public

	1998-2017				1998-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	0.00884 (1.69)	0.00879 (1.42)	0.00729 (1.40)	0.00837 (1.30)	0.0126 (1.03)	0.0118 (0.92)	0.0131 (1.01)	0.0119 (0.82)	0.00926 (1.13)	0.0105 (1.33)	0.00647 (0.83)	0.0107 (1.20)
Nbr_BBR	-0.524 (-1.68)				-1.736** (-2.28)				0.200 (0.17)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	-0.00165 (-1.27)				-0.00160 (-0.69)				-0.00301* (-1.94)			
Nbr_BBR_C		-0.693*** (-3.63)				-0.865** (-2.29)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		-0.191 (-0.50)				0 (.)				0.232 (0.19)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		-0.00156 (-0.75)				-0.00108 (-0.30)				-0.00353 (-1.55)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		-0.00168 (-1.23)				-0.00176 (-0.71)				-0.00295* (-1.84)		
Nbr_BBR_Prep			-0.651 (-1.56)				-1.560* (-1.89)				0.769 (0.61)	
Nbr_BBR_Imp			-0.536 (-1.29)				0 (.)				-0.671 (-0.72)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			0.000692 (0.33)				0.000297 (0.07)				-0.000465 (-0.16)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.00471** (-2.46)				-0.00445 (-0.80)				-0.00609* (-2.00)	
Nbr_BBR_Prep_C				-0.658** (-2.67)				-0.691 (-1.60)				0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				0.0828 (0.22)				0 (.)				0.871 (0.70)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)				0 (.)				0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				-0.468 (-1.10)				0 (.)				-0.471 (-0.50)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				0.000552 (0.25)				0.00211 (0.33)				-0.00169 (-0.61)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				-0.000690 (-0.29)				-0.00172 (-0.49)				-0.000239 (-0.05)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.00707** (-2.17)				-0.00625 (-1.04)				-0.0109 (-1.64)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.00305 (-1.22)				-0.00267 (-0.54)				-0.00571 (-1.29)

Tableau 4.7 – Suite

	1998-2017				1998-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	0.473** (2.41)	0.472** (2.41)	0.453** (2.28)	0.489** (2.33)	1.320** (2.08)	1.320** (2.07)	1.281* (2.03)	1.294* (2.06)	0.261 (0.61)	0.269 (0.63)	0.233 (0.52)	0.289 (0.62)
Election year +0	0.255 (0.95)	0.251 (0.93)	0.293 (1.10)	0.320 (1.19)	0.311 (1.02)	0.311 (1.02)	0.308 (1.00)	0.307 (0.98)	0.215 (0.54)	0.223 (0.57)	0.248 (0.61)	0.335 (0.79)
Party control	0.199 (0.50)	0.205 (0.52)	0.154 (0.38)	0.186 (0.46)	0.318 (0.85)	0.308 (0.82)	0.306 (0.84)	0.234 (0.59)	-0.331 (-0.50)	-0.329 (-0.49)	-0.356 (-0.54)	-0.328 (-0.53)
Legiscontrol divided	0.777* (1.83)	0.772* (1.80)	0.739 (1.67)	0.800** (1.81)	0.645 (1.01)	0.604 (0.97)	0.589 (0.91)	0.672 (1.05)	0.718 (0.84)	0.716 (0.83)	0.724 (0.88)	0.732 (0.88)
Republican governor	-0.451 (-1.58)	-0.447 (-1.58)	-0.493* (-1.74)	-0.467 (-1.59)	-1.080** (-2.40)	-1.093** (-2.51)	-1.129** (-2.51)	-1.123** (-2.48)	0.0731 (0.09)	0.0692 (0.09)	0.0279 (0.04)	-0.0781 (-0.10)
Substitute governor	0.232 (0.21)	0.233 (0.22)	0.289 (0.27)	0.356 (0.34)	-2.790** (-2.20)	-2.786** (-2.20)	-2.691** (-2.20)	-2.517** (-2.10)	2.515** (2.14)	2.542** (2.17)	2.491** (2.18)	2.654** (2.29)
Lameduck governor	-0.388 (-1.16)	-0.377 (-1.11)	-0.368 (-1.11)	-0.373 (-1.16)	-0.432 (-0.82)	-0.425 (-0.81)	-0.407 (-0.78)	-0.389 (-0.77)	-0.360 (-0.86)	-0.362 (-0.86)	-0.362 (-0.87)	-0.374 (-0.94)
lag EndBal.\$ RPercap	0.000883 (0.05)	0.000205 (0.11)	-0.000162 (-0.08)	0.000166 (0.08)	-0.00107 (-0.46)	-0.00106 (-0.46)	-0.00134 (-0.58)	-0.000711 (-0.30)	0.00605** (2.25)	0.00605** (2.25)	0.00559* (2.06)	0.00608** (2.10)
lag RDF.\$ RPercap	0.000441 (0.12)	0.000280 (0.08)	0.000354 (0.10)	0.000157 (0.04)	0.00291 (0.50)	0.00286 (0.49)	0.00268 (0.46)	0.00301 (0.52)	0.00346 (0.71)	0.00352 (0.72)	0.00295 (0.62)	0.00266 (0.56)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000667 (-0.43)	-0.0000735 (-0.46)	-0.0000748 (-0.49)	-0.0000165 (-0.08)	-0.0000600 (-0.15)	-0.0000457 (-0.12)	-0.000114 (-0.26)	-0.0000200 (-0.04)	0.00000350 (0.15)	0.00000181 (0.08)	0.00000517 (0.24)	0.00000591 (0.28)
Fed.Grants growth	-0.000148 (-0.01)	-0.000670 (-0.05)	-0.000305 (-0.02)	-0.0000185 (-0.00)	-0.00869 (-0.48)	-0.00887 (-0.48)	-0.00740 (-0.42)	-0.00638 (-0.37)	0.0265 (1.20)	0.0265 (1.18)	0.0260 (1.23)	0.0257 (1.14)
Alignment gov.pres	0.0628 (0.19)	0.0604 (0.18)	0.0734 (0.21)	0.112 (0.34)	0.971 (1.53)	0.962 (1.55)	0.957 (1.52)	0.956 (1.53)	-0.00416 (-0.01)	-0.00313 (-0.00)	0.0242 (0.03)	0.0123 (0.02)
FedFunds.gr*gov.pres	0.000926 (0.07)	0.00141 (0.11)	0.000540 (0.04)	-0.00108 (-0.08)	0.0103 (0.49)	0.0104 (0.49)	0.00877 (0.42)	0.00426 (0.20)	-0.0228 (-1.12)	-0.0226 (-1.09)	-0.0227 (-1.14)	-0.0222 (-1.03)
State Income growth	0.0888 (0.73)	0.0868 (0.74)	0.104 (0.86)	0.103 (0.89)	-0.0511 (-0.20)	-0.0467 (-0.19)	-0.0468 (-0.18)	-0.0295 (-0.12)	0.153 (1.36)	0.150 (1.31)	0.174 (1.45)	0.166 (1.37)
Unemployment growth	0.00470 (0.32)	0.00512 (0.34)	0.00590 (0.40)	0.00820 (0.53)	0.00665 (0.28)	0.00674 (0.29)	0.00749 (0.32)	0.00648 (0.26)	0.0266 (1.19)	0.0274 (1.18)	0.0290 (1.25)	0.0355 (1.38)
Constant	2.027 (1.29)	1.807 (1.38)	2.384 (1.59)	1.104 (0.87)	7.414** (2.71)	2.248 (1.69)	4.385** (2.16)	1.333 (0.98)	-1.198 (-0.21)	-0.811 (-0.26)	-1.260 (-0.23)	-0.879 (-0.30)
Observations	478	478	478	478	238	238	238	238	240	240	240	240
R-squared	0.124	0.124	0.128	0.135	0.166	0.167	0.169	0.174	0.216	0.216	0.224	0.232
Adjusted R-squared	0.050	0.046	0.051	0.052	0.059	0.055	0.057	0.055	0.116	0.112	0.116	0.117
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

#### ***4.4.4 Evolution des effectifs publics selon cinq grandes fonctions gouvernementales***

Nous analysons également les déterminants de la croissance des effectifs publics selon les 5 premières grandes fonctions gouvernementales en termes de nombre d'emplois. Ces fonctions représentent 70% de l'emploi public dans notre échantillon de 24 États sur la période 1998-2017. Elles recouvrent l'éducation, les prisons, les hôpitaux, les routes, ainsi que les emplois dans le système d'assistance sociale (*Public Welfare*). Pour des raisons d'espace, nous ne reportons ici que les principaux résultats, sans les tableaux d'estimation<sup>98</sup>.

Concernant la fonction éducative, les résultats ne révèlent aucun effet significatif des règles budgétaires. En revanche, nous retrouvons l'influence des facteurs politiques observé précédemment sur l'évolution du total des effectifs public.

Inversement, le nombre de règles présentes dans le processus budgétaire n'est pas neutre sur l'évolution des effectifs dans les prisons. D'une part, en effet, indépendamment de l'intensité d'un choc inattendu sur le budget, le nombre de règles budgétaires dans la phase de préparation du budget a un effet négatif sur la croissance de ces effectifs, avec un effet beaucoup plus fort en présence de règles statutaires. D'autre part, durant la période postérieure à 2008, le nombre total de règles budgétaires favorise négativement la croissance des effectifs dans les prisons en présence d'un choc inattendu sur le budget, et tout particulièrement en présence de règles statutaires.

Pour le personnel de santé, nous constatons que le nombre de règles budgétaires, quel que soit le niveau dans l'ordre juridique, favorise la croissance des effectifs publics dans les hôpitaux. Nous constatons que l'influence des règles statutaires est près de 2,5 fois plus forte que les règles constitutionnelles. Et cet effet est indépendant d'un choc non anticipé sur le budget. Les variables de contrôles ne sont par contre pas significatives.

En outre, nous constatons que l'évolution des effectifs public affectés aux routes est fortement influencé à la baisse par le nombre total de règles dans le processus budgétaire, avec un effet

---

<sup>98</sup> L'ensemble des résultats est disponible dans l'annexe, dans les tableaux A4.8 à A4.12.



légèrement plus important en présence de règles constitutionnelles, et ce quel que soit les conditions d'application dans les phases du processus budgétaire. L'effet est en outre plus important dans la sous période 2008-2017. Ensuite, l'analyse des variables de contrôle politiques montre qu'une législature divisée favorisent la croissance de ces effectifs, de même qu'un gouverneur en fin de second mandat. Le montant disponible en début de période sur le *rainy day fund* favorise également la croissance de ce type d'emplois. Enfin, la croissance des subventions fédérales favorise la croissance des effectifs publics alors que l'alignement politique (entre le gouverneur et le président des États-Unis) la limite, en tout cas sur la période 2008-2017.

Enfin, les résultats quant aux déterminants de l'évolution des effectifs publics affectés au *Public Welfare* montrent que le nombre de règles budgétaires ne présente pas d'effet significatif sur la période 1998-2017. Toutefois, la période post-crise laisse apparaître un rôle défavorable à la croissance des effectifs associés au *Public Welfare* du nombre de règles présentes dans la phase de mise en œuvre du budget, et tout particulièrement si elles sont statutaires.

## 4.5 Tests de robustesse

Nous présentons ici trois types de tests de robustesse, permettant à la fois de mieux comparer nos résultats à la littérature existante, et à vérifier leur stabilité.

Premièrement, l'analyse ci-dessus porte sur les États débutant leur exercice budgétaire au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année. Ce choix empirique permet également de synchroniser les données relatives à l'emploi public que nous présentons dans les sections suivantes. Un premier test de robustesse consiste à inclure dans l'échantillon trois états supplémentaires (Alabama, Michigan et New York) dont le cycle budgétaire est annuel mais ayant des dates de début d'année fiscale et budgétaire différentes. Ceci élargit à 27 États notre analyse. Malgré le décalage entre la date de début d'année fiscale et celle des emplois publics (voir-ci-dessus), les résultats présentés précédemment restent qualitativement identiques.<sup>99</sup>

---

<sup>99</sup> Les résultats détaillés sont disponibles auprès des auteurs.

Deuxièmement, nous utilisons une seconde nomenclature des règles budgétaires, celle issue du rapport de l'ACIR (1987)<sup>100</sup>, qui est beaucoup utilisée dans la littérature. L'ACIR n'a pas mis à jour sa nomenclature depuis cette date, et elle fonde sa construction comme calculant un indice de contrainte (*degree of stringency*) des exigences de budgets équilibrés. L'indice varie de 1 à 10, 1 étant le moins contraignant et 10 étant le plus strict. Un indice élevé donne par construction un poids plus important aux règles constitutionnelles ainsi qu'aux règles techniques présentes dans la phase de mise en œuvre du budget. De par sa construction, l'indice de l'ACIR nous permet d'en faire la comparaison avec notre indice du nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre (*Nbr\_BBR\_Imp\_C*) dans ce test de robustesse. Nos résultats utilisant cet indice confirment que les États pourvus des exigences de budget équilibré les plus contraignantes au sens de l'ACIR (1987) (*degree of stringency* = 10) observent des ajustements budgétaires plus importants comparativement aux autres États sur la période 1988-2017, ainsi que sur la sous période 1988-2007. Nous observons le même phénomène en utilisant directement l'indice de l'ACIR, mais avec un niveau de significativité plus faible. Ces résultats sont stables à la fois sur les dépenses et les recettes, et sont cohérents avec ceux relatifs au nombre de règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre budgétaire. De même, comme précédemment, les résultats ne sont plus significatifs sur la période 2008-2017<sup>101</sup>. Toutefois, outre ses limites déjà citées, dans le cadre du débat actuel sur les règles budgétaires, l'indice de l'ACIR ne permet pas de rendre compte du positionnement exact des règles dans le processus budgétaire. L'utiliser réduit donc la pertinence de l'analyse.

Troisièmement, si les règles budgétaires des États américains évoluent dans le temps, l'évolution reste limitée. La question peut donc se poser de savoir si les effets fixes de nos régressions ne capturent pas l'essentiel de l'influence des règles, auquel cas nos résultats ne reflèteraient au mieux que les changements dans les règles, voire un artefact statistique. En effet, le modèle MCO est susceptible de mettre en relief l'effet des changements de règles alors que l'effet des anciennes règles, invariantes sur la période d'observation de 30 ans, serait logiquement capturé dans les effets

---

<sup>100</sup> ACIR 1987, *Advisory Commission on Intergovernmental Relations « Fiscal Discipline in the Federal System : National Reform and the Experience of States »* issues du tableau 3 « *Balanced Budget Requirements, 1984* ».

<sup>101</sup> Les résultats détaillés sont disponibles auprès des auteurs.

fixes. Par ailleurs, la littérature tend à montrer que l'émergence des règles budgétaires est une stratégie d'engagement (« *commitment* »), et qu'elle est donc endogène (voir en particulier Caselli et Reynaud, 2019; Eklou et Joanis, 2019; Heinemann et al., 2018 ; et Tóth, 2019). Dès lors, l'effet des règles tend à disparaître une fois l'endogénéité correctement traitée. Dans le cas présent, seuls 13 changements de règles ont été observés, sur un total de 100 règles répertoriées par Hou et Smith (2006). La plupart des règles sont été en place depuis le 19<sup>ème</sup> siècle, et c'est le cas de toutes les règles de niveau constitutionnel dans la phase de mise en œuvre. Les changements ne concernent donc que des règles présentes dans la phase de préparation du budget. Le véritable enjeu n'est donc pas tant d'instrumenter des évolutions marginales pour traiter la question de la causalité inverse relative à ces dernières, mais plutôt d'évaluer directement l'effet de règles qui sont invariantes, ou quasi-invariantes, dans des estimations incluant un effet fixe par État. En outre, on notera que le problème ne concerne que l'analyse de notre critère n°4.

La solution que nous retenons est la procédure de décomposition vectorielle des effets fixes proposée par Plümper et Troeger (2007, 2011). Celle-ci permet d'estimer des variables invariantes ou rarement changeantes dans le temps selon une approche à effets fixes augmentés (*Fixed Effects Vector Decomposition*, ou modèle FEVD). Ce point est important dans notre contexte empirique, et tout particulièrement dans le critère d'indice de règles n°4, car ne sortir des effets fixes que les variables d'intérêts qui sont fixes dans le temps pose un problème de cohérence par rapport aux autres variables d'intérêt qui évoluent peu. En effet, certaines variables institutionnelles sont en partie captées dans les effets fixes du modèle, alors que celles ne variant pas dans le temps sont entièrement sorties des effets fixes. La méthode ayant été débattue, nous suivons celle de Kripfganz et Schwarz (2019), qui propose une approche séquentielle ramenée à deux étapes (d'abord, les coefficients des déterminants variant dans le temps sont estimés, puis les résidus de la première étape sont régressés sur les déterminants invariants dans le temps<sup>102</sup>).

---

<sup>102</sup> Les résultats détaillés sont disponibles dans l'annexe, dans les tableaux A4.13 à A4.20. Notons par ailleurs que les résultats du test *Breusch-Pagan Lagrange multiplier (LM)* nous mènent à conclure que les effets aléatoires ne sont pas appropriés.

Les résultats obtenus sont qualitativement identiques à ceux présentés ci-dessus, tant pour les ajustements par les dépenses, que pour les ajustements des taxes ou la variation de l'emploi public. En effet, nous montrons que seul le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre conduit à favoriser les coupes dans les dépenses en dehors de tout chocs inattendus sur le budget. Si cet effet est confirmé sur la sous-période 1988-2007, il disparaît sur la période 2008-2017. De plus, nous confirmons les résultats obtenus dans le tableau 5 lorsque nous regardons l'interaction des règles avec le *DEFSHOCK*. En effet, en cas de choc non anticipé sur le budget, nous confirmons que le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre amplifie les coupes dans les dépenses. Si ces règles apparaissent donc comme étant procyclique sur la période 1988-2017, la relation n'est plus significative dans la sous-période 2008-2017. Les résultats relatifs aux ajustements par les recettes fiscales confirment que les règles budgétaires n'influencent pas les ajustements budgétaires par les hausses de taxes à l'exception du nombre règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre, qui les réduisent en présence d'un choc non anticipé sur le budget. En ce sens, le nombre règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre incite à un comportement contracyclique. Enfin, concernant l'emploi public, nous confirmons le résultat obtenu avec le modèle standard à effets fixes montrant que le nombre de règles constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre favorise la baisse des effectifs public, notamment en période de choc inattendu sur le budget et tout particulièrement à travers les effectifs associés aux routes sur la période 2008-2017. En effet, les résultats observés dans le détail des postes des effectifs publics avec le modèle standard à l'égard des indices de règles que composent notre critère 4, disparaissent lorsque nous sortons des effets fixes les règles invariantes dans le temps. Ce résultat révèle l'effet limitatif des anciennes règles. En effet, sur la période 2008-2017, nous remarquons qu'en cas de choc non anticipé sur le budget, le nombre de règles dans la phase de mise en œuvre induit une baisse significative des effectifs associés aux routes avec un effet plus important en cas de règles de niveau constitutionnel, alors qu'aucun effet procyclique de ce type n'est observé dans les autres effectifs gouvernementaux. Ce résultat n'est pas sans conséquences sur les infrastructures de transports et notamment en matière de fonctionnement et d'entretien (voir Adam et Bevan, 2014). Nous remarquons à l'inverse que le nombre de règles statutaires dans la phase de préparation favorise la croissance de ces effectifs associés aux routes.

## 4.6 Conclusion

Notre analyse a identifié de façon empirique deux régularités relatives à la réaction des dépenses publiques aux cycles économiques dans le cadre des États américains, qui s'avèrent valables également pour les recettes et les emplois publics : leur ajustement est fortement influencé par les règles budgétaires en vigueur, en particulier celles de niveau constitutionnel qui sont présentes dans la phase de mise en œuvre du budget, et l'influence des règles est de favoriser une variation procyclique des masses budgétaires.

En effet, au niveau global du budget, les ajustements budgétaires se font davantage par des coupes dans les dépenses qui sont le fruit des règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre et dont nous retrouvons les conséquences sur la variation des effectifs publics et tout particulièrement ceux affectés aux routes en cas de choc non anticipé. Si une politique budgétaire procyclique et volatile affecte négativement la croissance économique, ainsi que le bien-être des agents, des mesures visant à contenir les biais procycliques des règles budgétaires peuvent être bénéfiques, et il conviendrait alors de répondre positivement à la question posée dans le titre de cette contribution.

Cependant, nous constatons dans le même temps que ce type de règles limite les hausses de taxes dont les effets contracycliques ne sont pas neutre non plus en termes de bien-être. Outre que le fait de changer les règles en fonction des chocs, comme on le voit dans d'autres contextes institutionnels, pourrait avoir également des effets négatifs en termes de bien-être, l'absence ou la variabilité des règles pourrait renforcer la volatilité induite par les autres déterminants des ajustements que nos résultats ont pu mettre en évidence. Nous trouvons en effet également présence de facteurs politiques influençant ces ajustements, révélant que les règles ne contiennent pas complètement les incitations et le comportement des politiciens.

L'analyse présentée ici soulève donc des questions supplémentaires. L'une d'entre elles consiste à examiner les implications des ajustements réalisés à court terme sur la composition des dépenses publiques. Effectivement, le lecteur (et l'analyste !) souhaiterait pouvoir entrer dans le détail des postes du budget, notamment pour savoir quelles sont les dépenses qui sont réduites. Cependant, nous ne disposons de ces données dans les rapports NASBO qu'à partir de la période 2009-2017, sans que l'on soit certain de la cohérence globale des données (les données NASBO proviennent

essentiellement d'un questionnaire auprès des États, ce sont d'abord des variables déclaratives). Une autre question porte sur les résistances éventuelles aux ajustements : le mécanisme de l'ajustement budgétaire est-il neutre ou ses effets varient-ils selon le poids des groupes de pression ou de la base électorale ? Une autre encore est de s'interroger si, parmi les règles à promouvoir, des règles relatives à la composition des dépenses publiques seraient nécessaires, notamment pour protéger certains types d'investissements publics des coupes budgétaires ?

## CONCLUSION GENERALE

En positionnant la thèse sur le thème de l'économie politique des finances publiques en présence de règles budgétaires nous abordons de fait des enjeux et des défis économiques contemporains.

Dans le cadre de la refonte des règles budgétaires en Europe, l'analyse de l'expérience américaine s'avère riche d'enseignements. En effet, nos travaux montrent, dans la lignée de la littérature empirique, que la conception constitutionnelle des règles est déterminante. Cependant, nous mettons aussi en lumière que le positionnement des règles dans le processus budgétaire est tout aussi décisif alors que peu étudié dans la littérature. Ainsi, nous mettons en évidence dans les États américains que les règles budgétaires constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre du budget sont les plus contraignantes.

Tout d'abord, dans le chapitre 3, nous montrons qu'elles limitent les erreurs de prévisions budgétaires ainsi qu'une éventuelle comptabilité créative. Ainsi, elles réduisent les distorsions partisans et/ou opportunistes des dirigeants politiques et par là même, favorisent l'atteinte de l'objectif ultime des règles : la maîtrise de cibles d'endettement « optimales ». En revanche, elles restreignent de fait la flexibilité dans l'exercice du budget. En effet, nous remarquons que cette réduction des erreurs de prévisions budgétaire par les règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre est la résultante d'ajustements budgétaires via les dépenses plutôt que de meilleures prévisions en amont.

Ensuite, les résultats du chapitre 2 posent également la question de la procyclicité. En effet, l'analyse de l'effet des règles sur la politique de santé menée aux États-Unis montre que ce sont les règles techniques dans la phase de mise en œuvre qui ont permis une plus grande réactivité dans la gestion de l'épidémie, alors que les règles politiques dans la phase de préparation budgétaire ont ralenti la vitesse d'annonce des mesures sanitaires. Une explication possible serait que contrairement aux règles politiques, les règles techniques n'engageraient qu'indirectement la responsabilité des gouverneurs en matière d'équilibre budgétaire, les déresponsabilisant ainsi au profit d'ajustements budgétaires futurs douloureux, au prix de générer davantage de procyclicité.

Or, dans le chapitre 4, nous montrons que les ajustements budgétaires dans les États américains s'opèrent davantage par des coupes dans les dépenses plutôt que par des hausses de taxes. De plus, nous montrons que ce sont justement les règles constitutionnelles dans la phase de mise en œuvre qui favorisent ces coupes dans les dépenses au rythme de l'intensité de chocs inattendus sur le budget. Plus particulièrement, ce phénomène s'illustre aussi sur la variation des effectifs de l'emploi public affectés aux routes, ce qui n'est probablement pas sans conséquence en matière d'infrastructures de transport dont les dépenses de fonctionnement et d'entretien ont vocation de limiter la vitesse de dépréciation du capital.

En revanche, nous constatons dans le même temps, que ce type de règles limite les hausses de taxes dont les effets contracycliques ne sont pas neutres non plus en termes de bien-être. De plus, et de manière complémentaire aux règles, nous remarquons que le *rainy day fund* joue clairement un rôle contracyclique en réduisant les ajustements par des hausses de taxes.

Face à ces deux effets contradictoires, la discussion autour de la question « faut-il brûler ce type de règles ? » reste ouverte. Tout d'abord, Alesina et al., (2019) montrent que les plans d'austérité basés sur les taxes ont des effets plus récessifs que ceux basés sur les dépenses. De plus, les travaux de Clemens et Miran (2012) nuancent la portée de la procyclicité des règles associée aux dépenses en calculant un multiplicateur relativement faible par rapport aux études antérieures. En outre, Combes et al., (2017) montrent que le niveau d'endettement est décisif en ce qui concerne la procyclicité de telles règles contraignantes. Or, par contraste avec de nombreux pays dans le monde, dans le cas des États américains la dette publique étatique (hors collectivités locales) y est extrêmement faible. Avec un niveau moyen de 7% du PIB dans les 24 États en cycle budgétaire annuel de notre échantillon de référence sur la période 1988-2017<sup>103</sup>, nous sommes donc bien loin du seuil des 87% de dette/PIB au-delà duquel, les règles contraignantes se démarquent par leurs effets procycliques (voir Combes et al., 2017). En effet, le compromis issu de la résolution du conflit historique ayant opposé fédéralistes et républicains, va dans le sens d'un endettement initié

---

<sup>103</sup> Source : Calculs de l'auteur à partir des données du Census pour la dette (<https://www.census.gov/programs-surveys/state/data/tables.All.html>); et du BEA pour le PIB (<https://apps.bea.gov/itable/iTable.cfm?ReqID=70&step=1#reqid=70&step=1&isuri=1>).



au niveau fédéral en contrepartie de budgets maîtrisés au niveau des États avec des niveaux d'imposition et d'endettement faible. Ainsi, s'installe la norme d'équilibre dans les États américains dès le XIXe siècle (voir Hou et Smith, 2006). Il s'avère que la plupart des règles issues du passé dans notre panel, sont justement les exigences de budget équilibré constitutionnelles présentes dans la phase de mise en œuvre du budget, et de ce point de vue, elles remplissent parfaitement cet objectif initial.

Ainsi, il convient de relativiser nos résultats par le fait que le cas infranational américain s'intègre pleinement dans cette dimension fédérale dont les politiques budgétaires nationales et infranationales poursuivent des ambitions différentes voire complémentaires. Alesina et Bayoumi (1996) indiquent que ce qui est souhaitable pour les gouvernements infranationaux, ne l'est peut-être pas pour les gouvernements centraux : *« Cette littérature n'implique pas que les exigences de budgets équilibrés soient souhaitables. Au contraire, on peut soutenir que des procédures appropriées peuvent faire respecter la discipline budgétaire sans qu'il soit nécessaire d'adopter des règles trop contraignantes en matière d'équilibre budgétaire. En d'autres termes, pour les gouvernements nationaux, le lissage fiscal et les arguments de politique contracyclique keynésienne peuvent être beaucoup plus importants que pour les gouvernements d'État et locaux. Si tel est le cas, les résultats de ce document suggèrent que si les règles d'équilibre budgétaire peuvent être efficaces pour les juridictions politiques infranationales, elles ne le sont peut-être pas pour les gouvernements nationaux »* (Alesina et Bayoumi, 1996).

En ce sens, face à des endettements élevés et hétérogènes, des mécanismes alternatifs sont actuellement envisagés en Europe pour transformer le cadre budgétaire européen, en définissant notamment une norme budgétaire spécifique aux États membres sous la direction d'institution budgétaires indépendantes (voir Blanchard et al., 2021; Debrun et Jonung, 2019; Martin et al., 2021). L'objectif est donc de favoriser la maîtrise de cibles d'endettement spécifiques (soutenabilité de la dette des États membres) tout en préservant la possibilité d'utiliser la politique budgétaire comme un outil de stabilisation, et notamment les dépenses d'investissements publics productifs de long terme, dans le cadre des plans de relance.

A ce titre, si la dimension fédérale apparaît comme incontournable dans le cas des États américains, l'analyse des subventions fédérales associés aux investissements publics en infrastructures de

transport est d'autant plus intéressante. Alors que les règles budgétaires ont pour vocation de limiter un endettement excessif, l'objet de son financement reste crucial pour assurer un environnement propice à la croissance du PIB et maîtriser en retour les cibles d'endettement via le rapport de la dette au PIB. En effet, les coûts sont certains aujourd'hui (voire incertain selon les types de projets), alors que les bénéfices futurs sont par nature incertains (Mintz et Smart, 2006). Les résultats du chapitre 1 doivent inciter les dirigeants politiques à de la prudence dans la définition et la mise en œuvre des plans de relances. En effet, si les infrastructures de transports ont participé à la croissance des États-Unis, en interconnectant la nation depuis le XIXe siècle via les chemins de fers, puis les routes et autoroutes durant le XXe siècle, la croissance actuelle trouve sa source ailleurs. De plus, si d'un point de vue théorique nous nous attendons à un lien positif entre l'investissement public et la croissance, nous mettons en évidence que les dépenses de transports associées aux subventions fédérales impactent négativement la croissance de la productivité sur les deux dernières décennies. Glaeser et Poterba (2020) recommandent notamment la complémentarité des approches macroéconomiques et microéconomiques pour définir les contours optimaux des projets d'investissements en infrastructures publiques.

A l'égard de la définition actuelle des plans de relance, les infrastructures de demain intégreront les dimensions environnementales et numériques. Selon la célèbre formule de Lavoisier « rien ne se perd, rien ne crée : tout se transforme ». Reste à savoir si la sélection, la mise en œuvre et la gestion des projets à la croisée de ces technologies permettront la croissance de la productivité de demain.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ACIR. (1987). *Fiscal Discipline In The Federal System : National Reform And The Experience Of The States* (Rapport No. A-107). ACIR - Advisory Commission on Intergovernmental Relations.
- Adam, C., & Bevan, D. (2014). Public Investment, Public Finance, and Growth : The Impact of Distortionary Taxation, Recurrent Costs, and Incomplete Appropriability. *IMF Working Papers*, 14(73), 1. <https://doi.org/10.5089/9781484364819.001>
- Adolph, C., Amano, K., Bang-Jensen, B., Fullman, N., & Wilkerson, J. (2020). *Pandemic Politics : Timing State-Level Social Distancing Responses to COVID-19*. Health Policy. <https://doi.org/10.1101/2020.03.30.20046326>
- Adolph, C., Amano, K., Bang-Jensen, B., Fullman, N., & Wilkerson, J. (2021). Pandemic Politics : Timing State-Level Social Distancing Responses to COVID-19. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 46(2), 211-233. <https://doi.org/10.1215/03616878-8802162>
- Aiyagari, S. R., & McGrattan, E. R. (1998). The optimum quantity of debt. *Journal of Monetary Economics*, 42(3), 447-469. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(98\)00031-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(98)00031-2)
- Alesina, A., & Bayoumi, T. (1996). *The Costs and Benefits of Fiscal Rules : Evidence from U.S. States* (Rapport No. 5614). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w5614>
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2019). Effects of Austerity : Expenditure- and Tax-based Approaches. *The Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 141-162.
- Alesina, A., & Paradisi, M. (2014). *Political Budget Cycles : Evidence from Italian Cities* (Rapport No. 20570). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w20570>
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Fiscal Discipline and the Budget Process. *The American Economic Review*, 86(2), 401-407.
- Alesina, A., & Tabellini, G. (1987). Rules and Discretion with Noncoordinated Monetary and Fiscal Policies. *Economic Inquiry*, 25(4), 619-630. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1987.tb00764.x>
- Allcott, H., Boxell, L., Conway, J., Gentzkow, M., Thaler, M., & Yang, D. (2020). Polarization and public health : Partisan differences in social distancing during the coronavirus pandemic. *Journal of Public Economics*, 191, 104254. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104254>
- Alt, J. E., Lassen, D. D., & Wehner, J. (2012). *Moral Hazard in an Economic Union : Politics, Economics, and Fiscal Gimmicks in Europe* (Rapport No. ID 2106611). Rochester, NY: Social Science Research Network. Repéré à <https://papers.ssrn.com/abstract=2106611>
- Alt, J. E., & Lowry, R. C. (1994). Divided Government, Fiscal Institutions, and Budget Deficits : Evidence from the States. *The American Political Science Review*, 88(4), 811-828. <https://doi.org/10.2307/2082709>

- Alvarez, F. E., Argente, D., & Lippi, F. (2020). *A Simple Planning Problem for COVID-19 Lockdown* (Rapport No. 26981). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26981>
- Amick, J., Chapman, T., & Elkins, Z. (2019). On Constitutionalizing a Balanced Budget. *The Journal of Politics*, 82(3), 1078-1096. <https://doi.org/10.1086/707618>
- An, Z., & Jalles, J. T. (2020). On the performance of US fiscal forecasts : Government vs. private information. *Journal of Economic Studies*, ahead-of-print(ahead-of-print). <https://doi.org/10.1108/JES-08-2019-0388>
- Angeletos, G.-M., Collard, F., & Dellas, H. (2016). *Public Debt as Private Liquidity : Optimal Policy* (Rapport No. 22794). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w22794>
- Arawatari, R., & Ono, T. (2021). Public debt rule breaking by time-inconsistent voters. *European Journal of Political Economy*, 69, 102010. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2021.102010>
- Ardanaz, M., Cavallo, E., Izquierdo, A., & Puig, J. (2020). *Growth-friendly Fiscal Rules? : Safeguarding Public Investment from Budget Cuts through Fiscal Rule Design*. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0002211>
- Ardanaz, M., Cavallo, E., Izquierdo, A., & Puig, J. (2021). Growth-friendly fiscal rules? Safeguarding public investment from budget cuts through fiscal rule design. *Journal of International Money and Finance*, 111, 102319. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102319>
- Ardanaz, M., & Izquierdo, A. (2021). Current expenditure upswings in good times and public investment downswings in bad times? New evidence from developing countries. *Journal of Comparative Economics*, S0147596721000421. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2021.06.002>
- Asatryan, Z., Castellón, C., & Stratmann, T. (2018). Balanced budget rules and fiscal outcomes : Evidence from historical constitutions. *Journal of Public Economics*, 167, 105-119. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.09.001>
- Aschauer, D. A. (1989). Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 177-200. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90047-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90047-0)
- Askatas, N., Tatsiramos, K., & Verheyden, B. (2020). *Lockdown Strategies, Mobility Patterns and Covid-19* (Rapport No. No. 8338). CESifo.
- Atems, B. (2019). The effects of government spending shocks : Evidence from U.S. states. *Regional Science and Urban Economics*, 74, 65-80. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2018.11.008>
- Auerbach, A. J. (1999). On the Performance and Use of Government Revenue Forecasts. *National Tax Journal*, 52(4), 767-782.

- Auerbach, A. J., Gokhale, J., & Kotlikoff, L. J. (1991). Generational Accounts : A Meaningful Alternative to Deficit Accounting. *Tax Policy and the Economy*, 5, 55-110. <https://doi.org/10.1086/tpe.5.20061801>
- Aum, S., Lee, S. Y. (Tim), & Shin, Y. (2020). *COVID-19 Doesn't Need Lockdowns to Destroy Jobs : The Effect of Local Outbreaks in Korea* (Rapport No. 27264). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27264>
- Azzimonti, M., Battaglini, M., & Coate, S. (2016). The costs and benefits of balanced budget rules : Lessons from a political economy model of fiscal policy. *Journal of Public Economics*, 136, 45-61. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2016.03.001>
- Baccini, L., & Brodeur, A. (2021). Explaining Governors' Response to the COVID-19 Pandemic in the United States. *American Politics Research*, 49(2), 215-220. <https://doi.org/10.1177/1532673X20973453>
- Baldassarri, D., & Park, B. (2020). Was There a Culture War? Partisan Polarization and Secular Trends in US Public Opinion. *The Journal of Politics*, 82(3), 809-827. <https://doi.org/10.1086/707306>
- Ball, L., Elmendorf, D. W., & Mankiw, N. G. (1998). The Deficit Gamble. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30(4), 699-720. <https://doi.org/10.2307/2601125>
- Baltagi, B. H., Bresson, G., & Pirotte, A. (2003). Fixed effects, random effects or Hausman–Taylor? : A pretest estimator. *Economics Letters*, 79(3), 361-369. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(03\)00007-7](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(03)00007-7)
- Barnett, M., Buchak, G., & Yannelis, C. (2020). *Epidemic Responses Under Uncertainty* (Rapport No. 27289). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27289>
- Barrios, J. M., & Hochberg, Y. (2020). *Risk Perception Through the Lens of Politics in the Time of the COVID-19 Pandemic* (Rapport No. 27008). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27008>
- Barro, R. J. (1979). On the Determination of the Public Debt. *Journal of Political Economy*, 87(5), 940-71. <https://doi.org/10.1086/260807>
- Barro, R. J. (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), S103-S125. <https://doi.org/10.1086/261726>
- Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. (1992). Public Finance in Models of Economic Growth. *The Review of Economic Studies*, 59(4), 645-661. <https://doi.org/10.2307/2297991>
- Barro, R. J., Ursúa, J. F., & Weng, J. (2020). *The Coronavirus and the Great Influenza Pandemic : Lessons from the "Spanish Flu" for the Coronavirus's Potential Effects on Mortality and Economic Activity* (Rapport No. 26866). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26866>
- Battaglini, M., & Coate, S. (2008). A Dynamic Theory of Public Spending, Taxation, and Debt. *The American Economic Review*, 98(1), 201-236.

- Battaglini, M., Nunnari, S., & Palfrey, T. R. (2020). The Political Economy of Public Debt : A Laboratory Study. *Journal of the European Economic Association*, 18(4), 1969-2012. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvz031>
- Bayoumi, T., Goldstein, M., & Woglom, G. (1995). Do Credit Markets Discipline Sovereign Borrowers? Evidence from the U.S. States. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(4), 1046-59.
- Behrens, C., Pierdzioch, C., & Risse, M. (2020). Do German economic research institutes publish efficient growth and inflation forecasts? A Bayesian analysis. *Journal of Applied Statistics*, 47(4), 698-723. <https://doi.org/10.1080/02664763.2019.1652253>
- Benito, B., Bastida, F., & Vicente, C. (2013). Creating Room for Manoeuvre : A Strategy to Generate Political Budget Cycles under Fiscal Rules. *Kyklos*, 66(4), 467-496. <https://doi.org/10.1111/kykl.12032>
- Benito, B., Guillamón, M.-D., & Bastida, F. (2015). Budget Forecast Deviations in Municipal Governments : Determinants and Implications. *Australian Accounting Review*, 25(1), 45-70. <https://doi.org/10.1111/auar.12071>
- Bergman, U. M., & Hutchison, M. (2020). Fiscal procyclicality in emerging markets : The role of institutions and economic conditions. *International Finance*, 23(2), 196-214. <https://doi.org/10.1111/infi.12375>
- Bergman, U. M., Hutchison, M. M., & Jensen, S. E. H. (2016). Promoting sustainable public finances in the European Union : The role of fiscal rules and government efficiency. *European Journal of Political Economy*, 44, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.04.005>
- Biolsi, C., & Kim, H. Y. (2021). Analyzing state government spending : Balanced budget rules or forward-looking decisions? *International Tax and Public Finance*, 28(4), 1035-1079. <https://doi.org/10.1007/s10797-020-09634-1>
- Bischoff, I., & Gohout, W. (2010). The political economy of tax projections. *International Tax and Public Finance*, 17(2), 133-150. <https://doi.org/10.1007/s10797-008-9103-y>
- Blanchard, O. (2019). Public Debt and Low Interest Rates. *American Economic Review*, 109(4), 1197-1229. <https://doi.org/10.1257/aer.109.4.1197>
- Blanchard, O., & Giavazzi, F. (2004). Improving the SGP through a proper accounting of public investment. *Center for Economic and Policy Research, Discussion Paper*(No. 4220).
- Blanchard, O., Leandro, A., & Zettelmeyer, J. (2021). Redesigning EU Fiscal Rules : From Rules to Standards. *Peterson Institute for International Economics*, 32.
- Bohn, F., & Veiga, F. J. (2020). Political forecast cycles. *European Journal of Political Economy*, 101934. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101934>
- Bohn, H., & Inman, R. P. (1996). *Balanced Budget Rules and Public Deficits : Evidence from the U.S. States* (Rapport No. 5533). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w5533>

- Bom, P. R. D., & Ligthart, J. E. (2014a). Public infrastructure investment, output dynamics, and balanced budget fiscal rules. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 40, 334-354. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.01.018>
- Bom, P. R. D., & Ligthart, J. E. (2014b). What Have We Learned from Three Decades of Research on the Productivity of Public Capital? *Journal of Economic Surveys*, 28(5), 889-916. <https://doi.org/10.1111/joes.12037>
- Bond, S., Hoeffler, A., & Temle, J. (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. *CEPR discussion paper*, (3048), 35.
- Boukari, M., & Veiga, F. J. (2018). Disentangling political and institutional determinants of budget forecast errors : A comparative approach. *Journal of Comparative Economics*, 46(4), 1030-1045. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2018.03.002>
- Boukari, M., & Veiga, F. J. (2020). *Fiscal Forecast Manipulations and Electoral Results : Evidence from Portuguese Municipalities* (Rapport No. NIPE #072020). Repéré à <https://repositorium.sdum.uminho.pt/bitstream/1822/67569/2/WP%2007.2020.pdf>
- Boylan, R. (2008). Political distortions in state forecasts. *Public Choice*, 136, 411-427. <https://doi.org/10.2139/ssrn.941227>
- Bracco, E., Lockwood, B., Porcelli, F., & Redoano, M. (2015). Intergovernmental grants as signals and the alignment effect : Theory and evidence. *Journal of Public Economics*, 123, 78-91. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2014.11.007>
- Breusch, T., Ward, M. B., Nguyen, H. T. M., & Kompas, T. (2011). FEVD : Just IV or Just Mistaken? *Political Analysis*, 19(2), 165-169. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr012>
- Brogan, M. (2012). The Politics of Budgeting : Evaluating the Effects of the Political Election Cycle on State-Level Budget Forecast Errors. *Public Administration Quarterly*, 36(1), 84-115.
- Brotherhood, L., Kircher, P., Santos, C., & Tertilt, M. (2020). *An Economic Model of the Covid-19 Epidemic : The Importance of Testing and Age-Specific Policies* (Rapport No. 8316). CESifo Group Munich.
- Buettner, T., & Kauder, B. (2015). Political biases despite external expert participation? An empirical analysis of tax revenue forecasts in Germany. *Public Choice*, 164(3), 287-307. <https://doi.org/10.1007/s11127-015-0279-2>
- Buffie, E. F., Berg, A., Portillo, R., Pattillo, C. A., & Zanna, L.-F. (2012). Public Investment, Growth, and Debt Sustainability : Putting together the Pieces. *IMF Working Papers*, 12(144), i. <https://doi.org/10.5089/9781475504071.001>
- Caballero, R. J., Farhi, E., & Gourinchas, P.-O. (2017). The Safe Assets Shortage Conundrum. *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 29-46. <https://doi.org/10.1257/jep.31.3.29>
- Cadot, O., Röller, L.-H., & Stephan, A. (2006). Contribution to productivity or pork barrel? The two faces of infrastructure investment. *Journal of Public Economics*, 90(6), 1133-1153. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.08.006>

- Campbell, A. L., & Sances, M. W. (2013). State Fiscal Policy during the Great Recession : Budgetary Impacts and Policy Responses. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 650(1), 252-273. <https://doi.org/10.1177/0002716213500459>
- Caselli, F., & Reynaud, J. (2019). Do Fiscal Rules Cause Better Fiscal Balances? A New Instrumental Variable Strategy. *IMF Working Papers*, 19(49), 1. <https://doi.org/10.5089/9781498300865.001>
- Caselli, F., & Reynaud, J. (2020). Do fiscal rules cause better fiscal balances? A new instrumental variable strategy. *European Journal of Political Economy*, 63, 101873. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101873>
- Cassidy, G., Kamlet, M. S., & Nagin, D. S. (1989). An empirical examination of bias in revenue forecasts by state governments. *International Journal of Forecasting*, 5(3), 321-331. [https://doi.org/10.1016/0169-2070\(89\)90036-8](https://doi.org/10.1016/0169-2070(89)90036-8)
- Cepaluni, G., Dorsch, M., & Branyiczki, R. (2020). *Political Regimes and Deaths in the Early Stages of the COVID-19 Pandemic*. Politics and International Relations. <https://doi.org/10.33774/coe-2020-hvvn>
- Chakraborty, L., & Sinha, D. (2018). Has Fiscal Rules changed the Fiscal Behaviour of Union Government in India? Anatomy of Budgetary Forecast Errors in India. *International Journal of Financial Research*, 9, 75. <https://doi.org/10.5430/ijfr.v9n3p75>
- Chang, R., & Velasco, A. (2020). *Economic Policy Incentives to Preserve Lives and Livelihoods* (Rapport No. 27020). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27020>
- Chatagny, F. (2015). Incentive effects of fiscal rules on the finance minister's behavior : Evidence from revenue projections in Swiss Cantons. *European Journal of Political Economy*, 39, 184-200. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2015.04.012>
- Chetty, R., Friedman, J. N., Hendren, N., Stepner, M., & Team, T. O. I. (2020). *The Economic Impacts of COVID-19 : Evidence from a New Public Database Built Using Private Sector Data* (Rapport No. 27431). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27431>
- Christoffel, K., Jaccard, I., & Kilponen, J. (2011). The Bond Risk Premium, Fiscal Rules and Monetary Policy : An Estimated DSGE Approach. *Frankfurt : European Central Bank*, 43.
- Clarke, C., & Batina, R. G. (2019). A Replication of "Is Public Expenditure Productive?" ( Journal of Monetary Economics, 1989). *Public Finance Review*, 47(3), 623-629. <https://doi.org/10.1177/1091142117736606>
- Clemens, J., & Miran, S. (2012). Fiscal Policy Multipliers on Subnational Government Spending. *American Economic Journal : Economic Policy*, 4(2), 46-68. <https://doi.org/10.1257/pol.4.2.46>
- Clemens, J., & Veuger, S. (2020a). Implications of the COVID-19 pandemic for state government tax revenues. *National Tax Journal*, 73(3), 619-644. <https://doi.org/10.17310/ntj.2020.3.01>



- Clemens, J., & Veuger, S. (2020b). *Implications of the Covid-19 Pandemic for State Government Tax Revenues* (Rapport No. 27426). Repéré à <http://www.nber.org/papers/w27426>
- Cœuré, B. (2002). Soutenabilité des finances publiques et gestion actif/passif de l'Etat. *Revue française d'économie*, 16(3), 63-90. <https://doi.org/10.3406/rfeco.2002.1514>
- Collard, F., Hellwig, C., Assenza, T., Kankanamge, S., Dupaigne, M., Werquin, N., & Fève, P. (2020). *The Hammer and the Dance : Equilibrium and Optimal Policy During a Pandemic Crisis* (Rapport No. ID 3603962). Rochester, NY: Social Science Research Network. Repéré à <https://papers.ssrn.com/abstract=3603962>
- Combes, J.-L., Minea, A., & Sow, M. (2017). Is fiscal policy always counter- (pro-) cyclical? The role of public debt and fiscal rules. *Economic Modelling*, 65, 138-146. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.05.017>
- Costello, A. M., Petacchi, R., & Weber, J. (2015). Consequences of State Balanced Budget Restrictions : Fiscal Constraints or Accounting Manipulations? *Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association*, 108, 1-42.
- Costello, A. M., Petacchi, R., & Weber, J. P. (2017). The Impact of Balanced Budget Restrictions on States' Fiscal Actions. *Accounting Review*, 92(1), 51-71. <https://doi.org/10.2308/accr-51521>
- Couch, K. A., Fairlie, R. W., & Xu, H. (2020). *The Impacts of COVID-19 on Minority Unemployment : First Evidence from April 2020 CPS Microdata* (Rapport No. 8327). CESifo.
- Couture, J., & Imbeau, L. (2009). Do Governments Manipulate Their Revenue Forecasts? Budget Speech and Budget Outcomes in the Canadian Provinces. Dans *Studies in public choice* (Springer, Vol. 9, pp. 155-166). Berlin: (s.n.). [https://doi.org/10.1007/978-0-387-89672-4\\_9](https://doi.org/10.1007/978-0-387-89672-4_9)
- Creel, Jerome. (2003). Ranking Fiscal Policy Rules:the Golden Rule of Public Finance vs. The Stability and Growth Pact. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.826285>
- Creel, Jérôme, Hubert, P., & Saraceno, F. (2013). An assessment of the Stability and Growth Pact reform in a small-scale macro-framework. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(8), 1567-1580.
- Cronert, A. (2020). *Democracy, State Capacity, and COVID-19 Related School Closures*. Politics and International Relations. <https://doi.org/10.33774/apsa-2020-jf671-v4>
- Das, A., & Paul, B. P. (2011). Openness and growth in emerging Asian economies : Evidence from GMM estimations of a dynamic panel. *Economics Bulletin*, 31(3), 2219-2228.
- Dave, D. M., Friedson, A. I., Matsuzawa, K., McNichols, D., & Sabia, J. J. (2020). *Did the Wisconsin Supreme Court restart a Covid-19 epidemic ? Evidence from a natural experiment* (Rapport No. 27322). NBER.

- Dave, D. M., Friedson, A. I., Matsuzawa, K., & Sabia, J. J. (2020). *When Do Shelter-in-Place Orders Fight COVID-19 Best? Policy Heterogeneity Across States and Adoption Time* (Rapport No. 27091). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27091>
- Debrun, X., Hauner, D., & Kumar, M. S. (2009). Independent Fiscal Agencies. *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 44-81. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00556.x>
- Debrun, X., & Jonung, L. (2019). Under threat : Rules-based fiscal policy and how to preserve it. *European Journal of Political Economy*, 57, 142-157. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.09.001>
- Debrun, X., Moulin, L., Turrini, A., Ayuso-i-Casals, J., & Kumar, M. S. (2008). Tied to the mast? National fiscal rules in the European Union. *Economic Policy*, 23(54), 298-362. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2008.00199.x>
- Desmet, K., & Wacziarg, R. (2020). *Understanding Spatial Variation in COVID-19 across the United States* (Rapport No. 27329). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27329>
- Dharmapala, D. (2006). The Congressional budget process, aggregate spending, and statutory budget rules. *Journal of Public Economics*, 90(1-2), 119-141. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.02.006>
- Dupor, W. (2017). So, Why Didn't the 2009 Recovery Act Improve the Nation's Highways and Bridges? *Review*, 99(2), 169-182. <https://doi.org/10.20955/r.2017.169-182>
- Dynan, K., & Elmendorf, D. (2020). National Fiscal Policies to Fight Recessions in US States. *AEA Papers and Proceedings*, 110, 131-136. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201076>
- Eichenbaum, M. S., Rebelo, S., & Trabandt, M. (2020). *The Macroeconomics of Epidemics* (Rapport No. 26882). *NBER Working Papers*. National Bureau of Economic Research, Inc. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/26882.html>
- Eichenberger, R., Heggemann, R., Savage, D. A., Stadelmann, D., & Torgler, B. (2020). Certified Coronavirus Immunity as a Resource and Strategy to Cope with Pandemic Costs. *Kyklos*, 73(3), 464-474. <https://doi.org/10.1111/kykl.12227>
- Eichengreen, B., & Bayoumi, T. (1994). The political economy of fiscal restrictions : Implications for Europe from the United States. *European Economic Review*, 38(3-4), 783-791. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90114-7](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90114-7)
- Eklou, K. M., & Joanis, M. (2019). Do Fiscal Rules Cause Fiscal Discipline Over the Electoral Cycle? *IMF Working Papers*, WP/19/291, 34.
- El-Shagi, M., & Yamarik, S. (2019). State-level capital and investment : Refinements and update. *Growth and Change*, 50(4), 1411-1422. <https://doi.org/10.1111/grow.12332>
- Fairlie, R. W. (2020). *The Impact of Covid-19 on Small Business Owners : Evidence of Early-Stage Losses from the April 2020 Current Population Survey* (Rapport No. 27309). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27309>

- Fan, Y., Orhun, A. Y., & Turjeman, D. (2020). *Heterogeneous Actions, Beliefs, Constraints and Risk Tolerance During the COVID-19 Pandemic* (Rapport No. 27211). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27211>
- Farhadi, M. (2015). Transport infrastructure and long-run economic growth in OECD countries. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 74, 73-90. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2015.02.006>
- Farvaque, É., Foucault, M., & Joanis, M. (2012). Les règles budgétaires dans les provinces canadiennes : Nomenclatures et éléments d'analyse. *L'Actualité économique*, 88(3), 281-315. <https://doi.org/10.7202/1021501ar>
- Farvaque, E., Foucault, M., & Joanis, M. (2014). The Maywood Effect : The mechanics of fiscal rules efficiency.
- Farvaque, É., Foucault, M., & Joanis, M. (2017). L'efficacité des règles budgétaires dans les provinces canadiennes. *Revue française d'économie*, Vol. XXXII(4), 131-160.
- Fernald, J. G. (1999). Roads to Prosperity? Assessing the Link between Public Capital and Productivity. *American Economic Review*, 89(3), 619-638. <https://doi.org/10.1257/aer.89.3.619>
- Fernández, J. G., & Parro, F. (2019a). Fiscal Rules and Financial Systems : Complements or Substitutes? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(3), 588-616. <https://doi.org/10.1111/obes.12279>
- Fernández, J. G., & Parro, F. (2019b). Fiscal Rules and Financial Systems : Complements or Substitutes? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(3), 588-616. <https://doi.org/10.1111/obes.12279>
- Fisher, R. C. (1988). *State and Local Public Finance*. (S.I.): Glenview, Ill.
- Fitoussi, J.-P., & Creel, J. (2002). *How to reform the European Central Bank*. London: Centre for European Reform.
- FMI. (2014). *Le moment est-il propice à une relance des infrastructures ? Les effets macroéconomiques de l'investissement public* (Rapport No. Perspectives de l'économie mondiale: Nuages et incertitudes de l'après-crise, chap. 3.). Repéré à <https://www.imf.org/external/french/pubs/ft/weo/2014/02/pdf/textf.pdf>
- François, A. (2010). Économie politique d'un plan de relance macroéconomique. *Revue économique*, Vol. 61(4), 783-792.
- Frankel, J., & Schreger, J. (2013). Over-optimistic official forecasts and fiscal rules in the eurozone. *Review of World Economics*, 149(2), 247-272. <https://doi.org/10.1007/s10290-013-0150-9>
- Friedson, A. I., McNichols, D., Sabia, J. J., & Dave, D. (2020). *Did California's Shelter-in-Place Order Work? Early Coronavirus-Related Public Health Effects* (Rapport No. 26992). *NBER Working Papers*. National Bureau of Economic Research, Inc. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/26992.html>

- Futagami, K., Morita, Y., & Shibata, A. (1993). Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 607-625. <https://doi.org/10.2307/3440914>
- Garofalo, G. A., & Yamarik, S. (2002). Regional Convergence : Evidence from a New State-by-State Capital Stock Series. *Review of Economics and Statistics*, 84(2), 316-323. <https://doi.org/10.1162/003465302317411569>
- Gitmez, A., Sonin, K., & Wright, A. L. (2020). *Political Economy of Crisis Response* (Rapport No. 2020-68). *Working Papers*. Becker Friedman Institute for Research In Economics. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/bfi/wpaper/2020-68.html>
- Giuriato, L., Cepparulo, A., & Barberi, M. (2016). Fiscal forecasts and political systems : A legislative budgeting perspective. *Public Choice*, 168(1), 1-22. <https://doi.org/10.1007/s11127-016-0345-4>
- Glaeser, E., & Poterba, J. (2020). *Economic Analysis and Infrastructure Investment* (Rapport No. w28215). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w28215>
- Glogowsky, U., Hansen, E., & Schächtele, S. (2020). How Effective are Social Distancing Policies? Evidence on the Fight Against COVID-19 from Germany. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3619845>
- Glomm, G., & Ravikumar, B. (1994). Public investment in infrastructure in a simple growth model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(6), 1173-1187. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90052-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90052-3)
- Gonzalez-Eiras, M., & Niepelt, D. (2020). *On the Optimal « Lockdown » During an Epidemic* (Rapport No. 14612). C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://econpapers.repec.org/paper/cprceprdp/14612.htm>
- Gootjes, B., de Haan, J., & Jong-A-Pin, R. (2020). Do fiscal rules constrain political budget cycles? *Public Choice*. <https://doi.org/10.1007/s11127-020-00797-3>
- Gootjes, B., de Haan, J., & Jong-A-Pin, R. (2021). Do fiscal rules constrain political budget cycles? *Public Choice*, 188(1), 1-30. <https://doi.org/10.1007/s11127-020-00797-3>
- Greene, W. (2011a). Fixed Effects Vector Decomposition : A Magical Solution to the Problem of Time-Invariant Variables in Fixed Effects Models? *Political Analysis*, 19(2), 135-146. <https://doi.org/10.1093/pan/mpq034>
- Greene, W. (2011b). Reply to Rejoinder by Plümper and Troeger. *Political Analysis*, 19(2), 170-172. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr011>
- Grembi, V., Nannicini, T., & Troiano, U. (2016). Do Fiscal Rules Matter? *American Economic Journal : Applied Economics*, 8(3), 1-30. <https://doi.org/10.1257/app.20150076>
- Grimsey, D., & Lewis, M. K. (2005). Are Public Private Partnerships value for money? : Evaluating alternative approaches and comparing academic and practitioner views. *Accounting Forum*, 29(4), 345-378. <https://doi.org/10.1016/j.accfor.2005.01.001>

- Gründler, K., & Potrafke, N. (2020a). *Fiscal Rules : Historical, Modern, and Sub-National Growth Effects* (Rapport No. 8305). Repéré à <https://www.cesifo.org/en/publikationen/2020/working-paper/fiscal-rules-historical-modern-and-sub-national-growth-effects>
- Gründler, K., & Potrafke, N. (2020b). *Fiskalregeln und Wirtschaftswachstum : Wirtschaftspolitische Einschätzungen nach Erfolgen durch restriktive Fiskalregeln und expansive Maßnahmen während der Coronakrise*. München: Ifo-Inst. f. Wirtschaftsforsch.
- Guerguil, M., Mandon, P., & Tapsoba, R. (2017). Flexible fiscal rules and countercyclical fiscal policy. *Journal of Macroeconomics*, 52, 189-220. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.04.007>
- Guerrieri, V., Lorenzoni, G., Straub, L., & Werning, I. (2020). *Macroeconomic Implications of COVID-19 : Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?* (Rapport No. 26918). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26918>
- Gupta, S., Nguyen, T. D., Rojas, F. L., Raman, S., Lee, B., Bento, A., ... Wing, C. (2020). *Tracking Public and Private Responses to the COVID-19 Epidemic : Evidence from State and Local Government Actions* (Rapport No. 27027). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27027>
- Hall, R. E., Jones, C. I., & Klenow, P. J. (2020). *Trading Off Consumption and COVID-19 Deaths* (Rapport No. 27340). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27340>
- Hansen, D. (2020). The effectiveness of fiscal institutions : International financial flogging or domestic constraint? *European Journal of Political Economy*, 63, 101879. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101879>
- Hanusch, M., & Magleby, D. B. (2014). Popularity, polarization, and political budget cycles. *Public Choice*, 159(3), 457-467. <https://doi.org/10.1007/s11127-012-0055-5>
- Hausman, J. A., & Taylor, W. E. (1981). Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49(6), 1377-1398. <https://doi.org/10.2307/1911406>
- Heinemann, F., Moessinger, M.-D., & Yeter, M. (2018). Do fiscal rules constrain fiscal policy? A meta-regression-analysis. *European Journal of Political Economy*, 51, 69-92. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2017.03.008>
- Helby Petersen, O. (2019). Evaluating the costs, quality, and value for money of infrastructure public-private partnerships : A Systematic Literature Review. *Annals of Public and Cooperative Economics*, 90(2), 227-244. <https://doi.org/10.1111/apce.12243>
- Herndon, T., Ash, M., & Pollin, R. (2014). Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 257-279. <https://doi.org/10.1093/cje/bet075>
- Hibbs, D. A. J. (1977). Political Parties and Macro Economic Policy. *American Political Science Review*, 71, 1467-87. <https://doi.org/10.2307/1961490>

- Hornbeck, R., & Rotemberg, M. (2019). *Railroads, Reallocation, and the Rise of American Manufacturing* (Rapport No. w26594). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26594>
- Hou, Y., & Smith, D. (2006). A Framework for Understanding State Balanced Budget Requirement Systems : Re-examining Distinctive Features and an Operational Definition. *Public Budgeting and Finance*, 26(3), 22-45.
- Hou, Y., & Smith, D. L. (2010). Do state balanced budget requirements matter? Testing two explanatory frameworks. *Public Choice*, 145(1/2), 57-79.
- Hutchinson, M. K., & Holtman, M. C. (2005). Analysis of count data using poisson regression. *Research in Nursing & Health*, 28(5), 408-418. <https://doi.org/10.1002/nur.20093>
- Iara, A., & Wolff, G. B. (2010). *Rules and risk in the euro area : Does rules-based national fiscal governance contain sovereign bond spreads?* (Rapport No. 433). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/euf/ecopap/0433.html>
- Ichino, A., Favero, C. A., & Rustichini, A. (2020). *Restarting the economy while saving lives under Covid-19* (Rapport No. 14664). *CEPR Discussion Papers*. C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/14664.html>
- IMF. (2014). Is it time for an infrastructure push? The macroeconomic effects of public investment. *World Economic Outlook : Legacies, Clouds, Uncertainties*, 75-114 Chapter 3.
- IMF. (2015). Making Public Investment More Efficient. *International Monetary Fund, Washington Board Paper, Fiscal Affairs Department*.
- Jacob, J., & Osang, T. (2007). Institutions, Geography and Trade : A Panel Data Study, 41.
- Jacques, O., & Ferland, B. (2021). Distributive Politics in Canada : The Case of Infrastructure Spending in Rural and Suburban Districts. *Canadian Journal of Political Science/Revue canadienne de science politique*, 54(1), 96-117. <https://doi.org/10.1017/S0008423920000955>
- Jarosch, G., Farboodi, M., & Shimer, R. (2020). *Internal and External Effects of Social Distancing in a Pandemic* (Rapport No. 14670). C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://econpapers.repec.org/paper/cprceprdp/14670.htm>
- Jenks, L. H. (1944). Railroads as an Economic Force in American Development. *The Journal of Economic History*, 4(1), 1-20.
- Jinjarak, Y., Ahmed, R., Nair-Desai, S., Xin, W., & Aizenman, J. (2020). *Accounting for Global COVID-19 Diffusion Patterns, January-April 2020* (Rapport No. 27185). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27185>
- Joanis, M. (2011). The Road to Power : Partisan Loyalty and the Centralized Provision of Local Infrastructure. *Public Choice*, 146(1-2), 117-43.

- Joanis, M. (2014). Comparaison de l'endettement public dans les provinces canadiennes et dans les États américains : Une analyse de sensibilité. *Canadian Public Policy*, 40(2), 143-155. <https://doi.org/10.3138/cpp.2012-57>
- Joanis, M., & Montmarquette, C. (2004). La dette publique : Un défi prioritaire pour le Québec. *Choix*, 10, 63.
- Jonas, J. (2012). Great recession and fiscal squeeze at U.S. subnational government level. *IMF Working Papers*, 1.
- Jong-A-Pin, R., Sturm, J.-E., & Haan, J. de. (2012). Using real-time data to test for political budget cycles. *SSRN Electronic Journal*.
- Kalyvitis, S., & Vella, E. (2011). Public Capital Maintenance, Decentralization, and US Productivity Growth. *Public Finance Review*, 39(6), 784-809. <https://doi.org/10.1177/1091142111422439>
- Kalyvitis, S., & Vella, E. (2015). Productivity Effects of Public Capital Maintenance : Evidence from US States. *Economic Inquiry*, 53(1), 72-90. <https://doi.org/10.1111/ecin.12136>
- Kempf, H. (2020). *One Foe, So Many Fights. Making Sense of Covid-19 Policies* (Rapport No. 8325). CESifo.
- Knight, B. (2002). Endogenous Federal Grants and Crowd-out of State Government Spending : Theory and Evidence from the Federal Highway Aid Program. *The American Economic Review*, 92(1), 71-92. <https://doi.org/10.1257/000282802760015612>
- Knight, B. (2004). Parochial interests and the centralized provision of local public goods : Evidence from congressional voting on transportation projects. *Journal of Public Economics*, 88(3), 845-866. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(03\)00064-1](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(03)00064-1)
- Koen, V., & Van den Noord, P. (2005). *Fiscal Gimmickry in Europe : One-Off Measures and Creative Accounting* (Rapport No. 417). OECD Publishing. Repéré à <https://econpapers.repec.org/paper/oeccecoaaa/417-en.htm>
- Kripfganz, S., & Schwarz, C. (2019). Estimation of linear dynamic panel data models with time-invariant regressors. *Journal of Applied Econometrics*, 34(4), 526-546. <https://doi.org/10.1002/jae.2681>
- Lee, S. Y. (Tim), Aum, S., & Shin, Y. (2020). *Inequality of Fear and Self-Quarantine : Is There a Trade-off between GDP and Public Health?* (Rapport No. 14679). *CEPR Discussion Papers*. C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/14679.html>
- Lim, J. J. (2020). The political economy of fiscal procyclicality. *European Journal of Political Economy*, 65, 101930. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101930>
- Lin, Z., & Meissner, C. M. (2020). *Health vs. Wealth? Public Health Policies and the Economy During Covid-19* (Rapport No. 27099). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27099>

- López-Santana, M., & Rocco, P. (2021). Fiscal Federalism and Economic Crises in the United States : Lessons from the COVID-19 Pandemic and Great Recession. *Publius : The Journal of Federalism*, pjab015. <https://doi.org/10.1093/publius/pjab015>
- Luechinger, S., & Schaltegger, C. A. (2013). Fiscal rules, budget deficits and budget projections. *International Tax and Public Finance*, 20(5), 785-807. <https://doi.org/10.1007/s10797-012-9245-9>
- Mandon, P., & Cazals, A. (2019). Political Budget Cycles : Manipulation by Leaders Versus Manipulation by Researchers? Evidence from a Meta-Regression Analysis. *Journal of Economic Surveys*, 33(1), 274-308. <https://doi.org/10.1111/joes.12263>
- Marneffe, W., Van Aarle, B., van der Wielen, W., & Vereeck, L. (2011). The Impact of Fiscal Rules on Public Finances : Theory and Empirical Evidence for the Euro Area. *Journal of Institutional Comparisons*, 9, 18-26.
- Martin, P., Pisani-Ferry, J., & Ragot, X. (2021). Pour une refonte du cadre budgétaire européen: *Notes du conseil d'analyse économique*, n° 63(9), 1-12. <https://doi.org/10.3917/ncae.063.0001>
- Milesi-Ferretti, G. M. (2004). Good, bad or ugly? On the effects of fiscal rules with creative accounting. *Journal of Public Economics*, 88(1-2), 377-394. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(02\)00076-2](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(02)00076-2)
- Mincer, J., & Zarnowitz, V. (1969). The evaluation of economic forecasts. Dans National Bureau of Economic Research & J. A. Mincer (Éds), *Economic forecasts and expectations : Analyses of forecasting behavior and performance*. New York: distributed by Columbia University Press.
- Minea, A., & Parent, A. (2012, 23 mai). Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities. Repéré à <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00700471>
- Mintz, J. M., & Smart, M. (2006). *Incentives For Public Investment Under Fiscal Rules*. (S.l.): The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3860>
- Mitman, K., & Rabinovich, S. (2020). *Optimal Unemployment Benefits in the Pandemic* (Rapport No. 14915). *CEPR Discussion Papers*. C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/14915.html>
- Mocan, H. N., & Azad, S. (1995). Accuracy and Rationality of State General Fund Revenue Forecasts : Evidence from Panel Data. *International Journal of Forecasting*, 1, 417-427. [https://doi.org/10.1016/0169-2070\(95\)00592-9](https://doi.org/10.1016/0169-2070(95)00592-9)
- Mongey, S., Pilossoph, L., & Weinberg, A. (2020). *Which Workers Bear the Burden of Social Distancing?* (Rapport No. 27085). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27085>
- Munnell, A. (1990). Why has productivity growth declined? Productivity and public investment. *New England Economic Review*, (Jan), 3-22.



- NASBO. (2019). *State Expenditure Report—Fiscal Years 2017—2019*. Repéré à <https://www.nasbo.org/reports-data/state-expenditure-report/state-expenditure-archives>
- Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Nordhaus, W. D. (1975). The Political Business Cycle. *The Review of Economic Studies*, 42(2), 169-190. <https://doi.org/10.2307/2296528>
- Obeng, K., & Sakano, R. (2008). Public transit subsidies, output effect and total factor productivity. *Research in Transportation Economics*, 23(1), 85-98. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2008.10.006>
- OCDE. (2014). *Recommandation du Conseil sur l'investissement public efficace entre niveaux de gouvernement*. Repéré à <http://www.oecd.org/fr/regional/politique-regionale/Principes-investissement-public.pdf>
- Ohlsson, H., & Vredin, A. (1996). Political Cycles and Cyclical Policies. *The Scandinavian Journal of Economics*, 98(2), 203-218. <https://doi.org/10.2307/3440854>
- Paleologou, S. (2005). Political manoeuvrings as sources of measurement errors in forecasts. *Journal of Forecasting*, 24(5), 311-324. <https://doi.org/10.1002/for.944>
- Persson, T., & Svensson, L. E. O. (1989). Why a Stubborn Conservative would Run a Deficit : Policy with Time- Inconsistent Preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(2), 325-345. <https://doi.org/10.2307/2937850>
- Persson, T., & Tabellini, G. (2002). *Political Economics : Explaining Economic Policy* (Vol. 1). (S.l.): Cambridge, MA: The MIT Press. Repéré à <https://mitpress.mit.edu/books/political-economics>
- Pesaran, M. H., & Zhou, Q. (2018). Estimation of time-invariant effects in static panel data models. *Econometric Reviews*, 37(10), 1137-1171. <https://doi.org/10.1080/07474938.2016.1222225>
- PEW. (2017). *When to Use State Rainy Day Funds*. The Pew Charitable Trusts.
- Pew Charitable Trusts. (2014). *Building State Rainy Day Funds*. Pew Charitable Trusts. Repéré à [http://www.pewtrusts.org/~media/assets/2014/07/sfh\\_rainy-day-fund-deposit-rules-report\\_artready\\_v9.pdf](http://www.pewtrusts.org/~media/assets/2014/07/sfh_rainy-day-fund-deposit-rules-report_artready_v9.pdf)
- Pew Charitable Trusts. (2017). *When to Use State Rainy Day Funds*. Pew Charitable Trusts. Repéré à <https://www.pewtrusts.org/~media/assets/2017/04/when-to-use-state-rainy-day-funds.pdf>
- Picchio, M., & Santolini, R. (2019). *Fiscal rules and budget forecast errors of Italian Municipalities* (Rapport No. 438). Università Politecnica delle Marche (I), Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali. Repéré à <https://econpapers.repec.org/paper/ancwpaper/438.htm>

- Picchio, M., & Santolini, R. (2020). Fiscal rules and budget forecast errors of Italian municipalities. *European Journal of Political Economy*, 64, 101921. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2020.101921>
- Piguillem, F., & Shi, L. (2020). *Optimal COVID-19 Quarantine and Testing Policies* (Rapport No. 14613). *CEPR Discussion Papers*. C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/14613.html>
- Plümper, T., & Troeger, V. E. (2004). *The Estimation of Time-Invariant Variables in Panel Analyses with Unit Fixed Effects* (Rapport No. ID 565904). Rochester, NY: Social Science Research Network. Repéré à <https://papers.ssrn.com/abstract=565904>
- Plümper, T., & Troeger, V. E. (2007). Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing Variables in Finite Sample Panel Analyses with Unit Fixed Effects. *Political Analysis*, 15(2), 124-139. <https://doi.org/10.1093/pan/mpm002>
- Plümper, T., & Troeger, V. E. (2011). Fixed-Effects Vector Decomposition: Properties, Reliability, and Instruments. *Political Analysis*, 19(2), 147-164.
- Poterba, J. (1994). State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics. *Journal of Political Economy*, 102(4), 799-821.
- Primo, D. M. (2006). Stop us before we spend again: Institutional constraints on government spending. *Economics and Politics*, 18(3), 269-312. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0343.2006.00171.x>
- Ramey, V. A. (2020). The Macroeconomic Consequences of Infrastructure Investment, *Working Paper 27625*, 65.
- Randall, M., & Rueben, K. (2017). *Sustainable Budgeting in the States: Evidence on State Budget Institutions and Practices*. Urban Institute.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a Time of Debt. *American Economic Review: Paper & Proceedings*, 573-578.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2011). From Financial Crash to Debt Crisis. *American Economic Review*, 101(5), 1676-1706. <https://doi.org/10.1257/aer.101.5.1676>
- Repetto, L. (2018). Political Budget Cycles with Informed Voters: Evidence from Italy. *The Economic Journal*, 128(616), 3320-3353. <https://doi.org/10.1111/eoj.12570>
- Reuter, W. H. (2019). When and why do countries break their national fiscal rules? *European Journal of Political Economy*, 57, 125-141. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2018.08.010>
- Reuter, W. H., Tkacevs, O., & Vilerts, K. (2018). *On the design of stabilising fiscal rules* (Rapport No. 2018/05). Latvijas Banka. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/ltv/wpaper/201805.html>
- Rodgers, R., & Joyce, P. (1996). The effect of underforecasting on the accuracy of revenue forecasts by state governments. *Public Administration Review*, 56(1), 48. <https://doi.org/10.2307/3110053>

- Rogoff, K. (1990a). Equilibrium Political Budget Cycles. *The American Economic Review*, 80(1), 21-36.
- Rogoff, K. (1990b). Equilibrium Political Budget Cycles. *The American Economic Review*, 80(1), 21-36.
- Rogoff, K., & Sibert, A. (1988a). Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *The Review of Economic Studies*, 55(1), 1-16. <https://doi.org/10.2307/2297526>
- Rogoff, K., & Sibert, A. (1988b). Elections and Macroeconomic Policy Cycles. *The Review of Economic Studies*, 55(1), 1-16. <https://doi.org/10.2307/2297526>
- Roodman, D. (2009). How to do Xtabond2 : An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Rose, S. (2006). Do fiscal rules dampen the political business cycle? *Public Choice*, 128(3-4), 407-431. <https://doi.org/10.1007/s11127-005-9007-7>
- Rubin, I. S. (1987). Estimated and Actual Urban Revenues : Exploring the Gap. *Public Budgeting & Finance*, 7(4), 83-94. <https://doi.org/10.1111/1540-5850.00766>
- Rueben, K. S. (1993). Correcting for Censored Data in the Presence of Heteroskedasticity : An Application to State Fiscal Adjustment. *Cambridge : Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics, Manuscript*.
- Sacchi, A., & Salotti, S. (2015). The impact of national fiscal rules on the stabilisation function of fiscal policy. *European Journal of Political Economy*, 37, 1-20. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2014.10.003>
- Salvi, M., Schaltegger, C. A., & Schmid, L. (2020). Fiscal Rules Cause Lower Debt : Evidence from Switzerland's Federal Debt Containment Rule. *Kyklos*, 73(4), 605-642. <https://doi.org/10.1111/kykl.12251>
- Samuelson, P. A. (1954). The Pure Theory of Public Expenditure. *The Review of Economics and Statistics*, 36(4), 387-389. <https://doi.org/10.2307/1925895>
- Sauvagnat, J., Barrot, J.-N., & Grassi, B. (2020). *Estimating the costs and benefits of mandated business closures in a pandemic* (Rapport No. 14757). *CEPR Discussion Papers*. C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/14757.html>
- Scarth, W. (2002). Alternative Perspectives for Determining the Target Debt Ratio [communication à la conférence « is the Debt War Over? », les 25-26 octobre 2002]. Université de McGill.
- Schaechter, A., Kinda, T., Budina, N., & Weber, A. (2012). Fiscal Rules in Response to the Crisis : Toward the « Next-Generation » Rules: A New Dataset. *IMF Working Papers*, 12(187), 1. <https://doi.org/10.5089/9781475505351.001>
- Serven, L. (2007). *Fiscal Rules, Public Investment, And Growth*. (S.I.): The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-4382>

- Sharif, Z., & Swank, O. H. (2019). Do More Powerful Interest Groups Have a Disproportionate Influence on Policy? *De Economist*, 167(2), 127-143. <https://doi.org/10.1007/s10645-019-09338-w>
- Solé-Ollé, A., & Sorribas-Navarro, P. (2008). The effects of partisan alignment on the allocation of intergovernmental transfers. Differences-in-differences estimates for Spain. *Journal of Public Economics*, 92(12), 2302-2319. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.06.014>
- Stone, J. A. (2016). Do Balanced-Budget Rules Increase Growth? *Bulletin of Economic Research*, 68(1), 79-89. <https://doi.org/10.1111/boer.12038>
- Szirmai, A., & Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46-59. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2015.06.002>
- Tapp, S. (2013). The Use and Effectiveness of Fiscal Rules in Canadian Provinces. *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 39(1), 45-70.
- The Economist. (2010, juillet). There goes everybody. A Californian city takes the most drastic step so far.
- The Economist. (2021, 2 janvier). How to get infrastructure right. Repéré à <https://www.economist.com/leaders/2021/01/02/how-to-get-infrastructure-right>
- Tóth, C. G. (2019). Valuable legacy? The effect of inherited fiscal rules. *Public Choice*, 178(1), 3-30. <https://doi.org/10.1007/s11127-018-0605-6>
- von Hagen, J. (1991). A note on the empirical effectiveness of formal fiscal restraints. *Journal of Public Economics*, 44(2), 199-210. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(91\)90025-W](https://doi.org/10.1016/0047-2727(91)90025-W)
- von Hagen, J. (2010). Sticking to Fiscal Plans : The Role of Fiscal Institutions. *Public Choice*, 144, 487-503. <https://doi.org/10.1007/s11127-010-9680-z>
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.02.005>
- Wright, A. L., Sonin, K., Driscoll, J., & Wilson, J. (2020). *Poverty and Economic Dislocation Reduce Compliance with COVID-19 Shelter-in-Place Protocols* (Rapport No. 14618). *CEPR Discussion Papers*. C.E.P.R. Discussion Papers. Repéré à <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/14618.html>
- Yoruk, B. (2020). Early Effects of the COVID-19 Pandemic on Housing Market in the United States. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3607265>
- Zhao, B. (2016). Saving for a rainy day : Estimating the needed size of U.S. state budget stabilization funds. *Regional Science and Urban Economics*, 61, 130-152. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.09.002>

## **ANNEXE**

Tableau A4.8 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Education

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	0.0137*	0.0140	0.0123	0.0141	0.0375*	0.0343*	0.0387*	0.0351	-0.00375	-0.00567	-0.00718	-0.00622
	(1.98)	(1.53)	(1.62)	(1.52)	(2.04)	(1.84)	(1.96)	(1.69)	(-0.29)	(-0.37)	(-0.58)	(-0.38)
Nbr_BBR	-0.00929				-1.051				-0.477			
	(-0.01)				(-0.82)				(-0.26)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	-0.00206				-0.00366				-0.00223			
	(-1.10)				(-0.96)				(-0.90)			
Nbr_BBR_C		-0.222				-0.515				0		
		(-0.45)				(-0.82)				(.)		
Nbr_BBR_S		0.418				0				-0.525		
		(0.45)				(.)				(-0.27)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		-0.00212				-0.00168				-0.00145		
		(-0.65)				(-0.26)				(-0.31)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		-0.00205				-0.00427				-0.00233		
		(-1.05)				(-0.96)				(-0.94)		
Nbr_BBR_Prep			0.188				-0.609				-0.188	
			(0.22)				(-0.45)				(-0.08)	
Nbr_BBR_Imp			-0.609				0				-1.139	
			(-0.77)				(.)				(-0.58)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			-0.0000934				0.00110				0.000796	
			(-0.02)				(0.12)				(0.20)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.00465				-0.0108				-0.00581	
			(-1.21)				(-1.02)				(-1.40)	
Nbr_BBR_Prep_C				0.162				-0.140				0
				(0.31)				(-0.20)				(.)
Nbr_BBR_Prep_S				1.335				0				-0.0678
				(1.61)				(.)				(-0.03)
Nbr_BBR_Imp_C				0				0				0
				(.)				(.)				(.)
Nbr_BBR_Imp_S				-0.513				0				-1.007
				(-0.63)				(.)				(-0.49)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				-0.000447				0.00509				0.000376
				(-0.11)				(0.44)				(0.07)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				-0.000697				-0.00339				-0.000438
				(-0.18)				(-0.46)				(-0.09)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.00690				-0.0131				-0.00824
				(-1.37)				(-1.08)				(-1.16)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.00379				-0.00713				-0.00423
				(-0.96)				(-0.83)				(-0.95)

Tableau A4.8 – Suite

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	0.855*	0.855*	0.837*	0.861*	2.186**	2.186**	2.088**	2.121**	0.619	0.607	0.587	0.633
	(1.97)	(1.98)	(1.98)	(1.99)	(2.36)	(2.37)	(2.35)	(2.38)	(0.94)	(0.92)	(0.87)	(0.92)
Election year +0	0.717	0.713	0.752	0.770	0.578	0.578	0.571	0.569	0.529	0.516	0.570	0.623
	(0.92)	(0.91)	(0.96)	(0.99)	(0.61)	(0.61)	(0.59)	(0.59)	(0.50)	(0.49)	(0.52)	(0.56)
Party control	-0.541	-0.532	-0.561	-0.519	0.0856	0.0471	0.0549	-0.0987	-1.014	-1.018	-1.061	-1.006
	(-0.78)	(-0.76)	(-0.79)	(-0.72)	(0.14)	(0.08)	(0.09)	(-0.16)	(-0.94)	(-0.93)	(-0.95)	(-0.91)
Legiscontrol divided	-0.517	-0.517	-0.548	-0.496	-0.411	-0.567	-0.552	-0.440	0.112	0.114	0.128	0.134
	(-0.71)	(-0.71)	(-0.73)	(-0.66)	(-0.52)	(-0.72)	(-0.64)	(-0.50)	(0.12)	(0.12)	(0.14)	(0.15)
Republican governor	-1.070*	-1.065*	-1.089*	-1.059*	-2.272**	-2.322**	-2.395**	-2.394**	-1.316	-1.310	-1.396	-1.464
	(-1.98)	(-1.97)	(-1.99)	(-1.88)	(-2.28)	(-2.31)	(-2.41)	(-2.33)	(-0.87)	(-0.86)	(-0.87)	(-0.92)
Substitute governor	1.433	1.436	1.472	1.522	-3.944*	-3.930*	-3.697*	-3.367	5.900**	5.859**	5.869**	5.969**
	(0.80)	(0.80)	(0.82)	(0.86)	(-1.99)	(-1.96)	(-1.84)	(-1.66)	(2.37)	(2.39)	(2.40)	(2.43)
Lameduck governor	-0.842	-0.830	-0.834	-0.833	-0.274	-0.246	-0.210	-0.169	-1.314	-1.311	-1.320	-1.320
	(-1.60)	(-1.57)	(-1.58)	(-1.55)	(-0.27)	(-0.24)	(-0.20)	(-0.16)	(-1.37)	(-1.37)	(-1.37)	(-1.39)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.00255	-0.00240	-0.00287	-0.00259	-0.00400	-0.00397	-0.00469	-0.00340	0.00650	0.00650	0.00603	0.00679
	(-1.07)	(-1.00)	(-1.17)	(-1.06)	(-0.82)	(-0.81)	(-0.95)	(-0.66)	(1.34)	(1.34)	(1.22)	(1.36)
lag RDF.\$ RPercap	0.00607	0.00587	0.00608	0.00579	0.00789	0.00767	0.00730	0.00791	-0.000583	-0.000669	-0.00117	-0.00158
	(1.55)	(1.47)	(1.54)	(1.46)	(0.75)	(0.72)	(0.68)	(0.73)	(-0.10)	(-0.11)	(-0.19)	(-0.25)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000123	-0.0000137	-0.0000124	-0.0000114	-0.0000199	-0.0000144	-0.0000335	-0.0000122	0.0000307	0.0000332	0.0000327	0.0000405
	(-0.67)	(-0.79)	(-0.69)	(-0.56)	(-0.32)	(-0.24)	(-0.49)	(-0.20)	(1.04)	(1.10)	(1.28)	(1.40)
Fed.Grants growth	-0.0119	-0.0124	-0.0120	-0.0123	-0.0260	-0.0267	-0.0227	-0.0212	0.0362	0.0363	0.0352	0.0357
	(-0.52)	(-0.54)	(-0.54)	(-0.54)	(-0.95)	(-0.97)	(-0.84)	(-0.79)	(0.75)	(0.75)	(0.74)	(0.72)
Alignment gov.pres	-0.340	-0.339	-0.319	-0.277	1.543	1.511	1.509	1.496	-1.608	-1.609	-1.582	-1.607
	(-0.45)	(-0.44)	(-0.41)	(-0.36)	(0.93)	(0.92)	(0.91)	(0.90)	(-1.13)	(-1.12)	(-1.10)	(-1.11)
FedFunds.gr*gov.pres	0.0191	0.0197	0.0188	0.0182	0.0375	0.0380	0.0336	0.0252	-0.0349	-0.0351	-0.0344	-0.0350
	(0.82)	(0.84)	(0.82)	(0.78)	(1.20)	(1.22)	(1.06)	(0.73)	(-0.79)	(-0.79)	(-0.79)	(-0.77)
State Income growth	0.0136	0.00983	0.0260	0.0197	-0.128	-0.112	-0.117	-0.0780	0.0871	0.0909	0.111	0.104
	(0.08)	(0.06)	(0.16)	(0.12)	(-0.43)	(-0.37)	(-0.39)	(-0.26)	(0.31)	(0.32)	(0.38)	(0.36)
Unemployment growth	0.0124	0.0131	0.0131	0.0155	0.0103	0.0107	0.0125	0.0105	0.0452	0.0440	0.0480	0.0515
	(0.48)	(0.51)	(0.51)	(0.60)	(0.27)	(0.28)	(0.32)	(0.27)	(1.09)	(1.01)	(1.14)	(1.13)
Constant	3.197	2.904	3.605	1.903	8.133*	5.067*	5.639*	4.086	4.969	3.969	5.353	3.883
	(0.85)	(0.78)	(0.96)	(0.55)	(2.00)	(1.93)	(1.79)	(1.39)	(0.54)	(0.76)	(0.55)	(0.73)
Observations	478	478	478	478	238	238	238	238	240	240	240	240
R-squared	0.091	0.091	0.092	0.094	0.145	0.146	0.148	0.155	0.209	0.209	0.212	0.214
Adjusted R-squared	0.015	0.010	0.011	0.007	0.035	0.031	0.034	0.032	0.108	0.104	0.103	0.097
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

Tableau A4.9 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Prisons

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	0.00536 (0.42)	0.00300 (0.21)	0.00273 (0.20)	0.00527 (0.35)	-0.0118 (-0.33)	-0.00766 (-0.24)	-0.0117 (-0.33)	-0.00586 (-0.19)	0.0315*** (3.34)	0.0250* (1.80)	0.0325*** (3.07)	0.0273* (2.05)
Nbr_BBR	-0.790 (-0.50)				3.129 (1.03)				0.515 (0.36)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	-0.00218 (-0.99)				-0.00231 (-0.58)				-0.00576*** (-3.12)			
Nbr_BBR_C		-0.346 (-0.29)				1.551 (1.02)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		-1.716 (-0.88)				0 (.)				0.353 (0.24)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		-0.00127 (-0.34)				-0.00486 (-0.86)				-0.00314 (-0.77)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		-0.00233 (-0.97)				-0.00152 (-0.33)				-0.00609*** (-3.64)		
Nbr_BBR_Prep			-1.851 (-0.89)				3.157 (0.98)				1.023 (0.57)	
Nbr_BBR_Imp			0.822 (1.14)				0 (.)				0.120 (0.10)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			0.00188 (0.54)				-0.00201 (-0.40)				-0.00650 (-1.68)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.00738* (-2.05)				-0.00275 (-0.49)				-0.00498 (-1.37)	
Nbr_BBR_Prep_C				-1.806** (-2.76)			1.567 (0.99)					0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				-4.462*** (-4.96)			0 (.)					0.841 (0.46)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)			0 (.)					0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				0.638 (0.84)			0 (.)					-0.177 (-0.14)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				0.000943 (0.24)			-0.00487 (-0.76)					-0.00490 (-1.15)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				0.00396 (0.67)			0.00129 (0.14)					-0.00604 (-1.36)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.00941 (-1.18)			-0.00654 (-0.72)					0.00180 (0.25)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.00900 (-1.58)			-0.00467 (-0.62)					-0.00631 (-1.52)



Tableau A4.9 – Suite

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	-1.595 (-1.26)	-1.602 (-1.26)	-1.626 (-1.26)	-1.627 (-1.25)	-1.337 (-0.53)	-1.337 (-0.53)	-1.343 (-0.53)	-1.376 (-0.53)	-0.295 (-0.32)	-0.337 (-0.37)	-0.288 (-0.31)	-0.376 (-0.40)
Election year +0	-0.242 (-0.28)	-0.236 (-0.27)	-0.181 (-0.22)	-0.159 (-0.19)	1.039 (1.06)	1.039 (1.05)	1.038 (1.05)	1.037 (1.05)	0.221 (0.34)	0.177 (0.27)	0.209 (0.32)	0.0828 (0.13)
Party control	1.749* (1.81)	1.723* (1.77)	1.623* (1.76)	1.535 (1.65)	1.925 (1.25)	1.974 (1.24)	1.923 (1.25)	2.015 (1.21)	0.537 (0.49)	0.525 (0.48)	0.575 (0.51)	0.512 (0.45)
Legiscontrol divided	1.869 (1.60)	1.840 (1.54)	1.799 (1.56)	1.831 (1.56)	2.706 (1.55)	2.907 (1.50)	2.697 (1.55)	2.850 (1.54)	-0.469 (-0.31)	-0.462 (-0.31)	-0.486 (-0.32)	-0.498 (-0.33)
Republican governor	-0.585 (-0.62)	-0.596 (-0.63)	-0.700 (-0.73)	-0.783 (-0.80)	0.446 (0.39)	0.510 (0.43)	0.438 (0.38)	0.479 (0.41)	-0.699 (-0.81)	-0.679 (-0.80)	-0.641 (-0.72)	-0.484 (-0.51)
Substitute governor	-1.543 (-1.11)	-1.557 (-1.12)	-1.421 (-1.00)	-1.401 (-0.97)	0.409 (0.19)	0.389 (0.18)	0.424 (0.19)	0.364 (0.16)	-1.846 (-1.15)	-1.982 (-1.20)	-1.836 (-1.15)	-2.074 (-1.25)
Lameduck governor	0.000565 (0.00)	-0.0177 (-0.02)	0.0600 (0.07)	0.0215 (0.02)	-0.698 (-0.49)	-0.734 (-0.50)	-0.695 (-0.48)	-0.731 (-0.50)	1.417 (1.29)	1.428 (1.33)	1.424 (1.29)	1.437 (1.32)
lag EndBal.\$ RPercep	-0.00265 (-0.36)	-0.00297 (-0.40)	-0.00278 (-0.36)	-0.00333 (-0.42)	0.00390 (0.28)	0.00386 (0.28)	0.00386 (0.27)	0.00327 (0.22)	0.00547 (0.84)	0.00547 (0.83)	0.00547 (0.82)	0.00450 (0.69)
lag RDF.\$ RPercep	-0.0180 (-1.41)	-0.0175 (-1.40)	-0.0183 (-1.43)	-0.0177 (-1.40)	-0.00994 (-0.82)	-0.00966 (-0.81)	-0.00997 (-0.81)	-0.00999 (-0.82)	0.0229 (1.51)	0.0226 (1.49)	0.0230 (1.47)	0.0235 (1.50)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000256 (-0.07)	0.0000317 (0.08)	-0.0000531 (-0.14)	-0.0000118 (-0.25)	0.0000951 (1.19)	0.0000881 (1.13)	0.0000943 (1.23)	0.0000771 (1.03)	-0.000114* (-1.98)	-0.000105* (-1.71)	-0.000114* (-1.99)	-0.000119* (-2.06)
Fed.Grants growth	0.00243 (0.05)	0.00327 (0.07)	0.00232 (0.05)	0.00542 (0.12)	-0.0551 (-0.66)	-0.0543 (-0.65)	-0.0549 (-0.66)	-0.0537 (-0.65)	0.0906* (1.92)	0.0908* (1.99)	0.0914* (1.87)	0.0914** (2.07)
Alignment gov.pres	0.618 (0.63)	0.602 (0.59)	0.604 (0.63)	0.604 (0.61)	0.942 (0.69)	0.984 (0.74)	0.940 (0.68)	0.981 (0.73)	1.265 (1.08)	1.260 (1.07)	1.271 (1.08)	1.298 (1.09)
FedFunds.gr*gov.pres	0.00529 (0.13)	0.00437 (0.11)	0.00461 (0.11)	0.00248 (0.06)	0.0351 (0.45)	0.0344 (0.45)	0.0348 (0.45)	0.0357 (0.45)	-0.0578 (-1.09)	-0.0586 (-1.15)	-0.0586 (-1.08)	-0.0588 (-1.21)
State Income growth	0.116 (0.34)	0.129 (0.37)	0.144 (0.41)	0.150 (0.42)	0.796 (1.06)	0.775 (1.07)	0.797 (1.06)	0.764 (1.07)	-0.428 (-1.09)	-0.415 (-1.05)	-0.432 (-1.07)	-0.420 (-1.05)
Unemployment growth	0.0382 (0.98)	0.0363 (0.91)	0.0411 (1.03)	0.0403 (0.98)	0.0843 (1.02)	0.0838 (1.02)	0.0844 (1.01)	0.0850 (1.02)	0.00250 (0.07)	-0.00154 (-0.05)	0.00197 (0.06)	-0.00722 (-0.21)
Constant	8.165 (1.20)	8.841 (1.46)	8.478 (1.39)	11.82*** (4.87)	-12.43 (-0.96)	-3.178 (-0.73)	-7.647 (-0.89)	-1.978 (-0.60)	-3.581 (-0.44)	-1.910 (-0.37)	-4.361 (-0.51)	-1.896 (-0.37)
Observations	478	478	478	478	238	238	238	238	240	240	240	240
R-squared	0.098	0.098	0.100	0.101	0.103	0.103	0.103	0.104	0.129	0.130	0.129	0.132
Adjusted R-squared	0.022	0.018	0.019	0.015	-0.013	-0.017	-0.017	-0.026	0.018	0.014	0.009	0.002
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p<.1, \*\* p<.05, \*\*\* p<.01

Tableau A4.10 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Hôpitaux

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	-0.0392 (-1.08)	-0.0287 (-0.81)	-0.0473 (-1.23)	-0.0212 (-0.57)	-0.0540 (-1.00)	-0.0457 (-0.84)	-0.0549 (-1.01)	-0.0496 (-0.86)	-0.0213 (-0.46)	-0.00293 (-0.07)	-0.0569 (-0.84)	0.0277 (0.52)
Nbr_BBR	4.472* (1.75)				-3.245 (-1.28)				10.86** (2.54)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	0.00551 (1.12)				0.0106 (1.15)				-0.000867 (-0.16)			
Nbr_BBR_C		2.982*** (3.25)				-1.650 (-1.30)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		7.622*** (6.62)				0 (.)				11.32** (2.66)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		0.00130 (0.17)				0.00543 (0.41)				-0.00825 (-1.03)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		0.00626 (1.22)				0.0121 (1.25)				0.0000907 (0.02)		
Nbr_BBR_Prep			2.052 (0.69)				-3.580 (-1.47)				12.03*** (2.99)	
Nbr_BBR_Imp			7.803*** (6.02)				0 (.)				5.836 (1.37)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			0.0179 (1.37)				0.00696 (0.55)				0.0299 (1.10)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.0105 (-0.78)				0.0160 (0.81)				-0.0371 (-1.29)	
Nbr_BBR_Prep_C				1.819** (2.36)				-1.542 (-1.23)				0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				6.046*** (7.83)				0 (.)				11.57** (2.39)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)				0 (.)				0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				8.187*** (6.33)				0 (.)				7.607** (2.17)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				0.0107 (0.96)				0.00806 (0.40)				0.00902 (0.51)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				0.0269 (1.35)				0.00589 (0.45)				0.0681 (1.37)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.0315 (-1.26)				0.00492 (0.28)				-0.100 (-1.57)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.0165 (-0.86)				0.0184 (0.88)				-0.0683 (-1.50)

Tableau A4.10 – Suite

	1988-2017				1988-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	0.0438 (0.04)	0.0797 (0.07)	-0.0551 (-0.04)	0.00232 (0.00)	1.089 (0.56)	1.089 (0.56)	1.163 (0.64)	1.154 (0.63)	-1.105 (-0.52)	-0.986 (-0.48)	-1.434 (-0.62)	-1.183 (-0.50)
Election year +0	-0.0197 (-0.02)	-0.0373 (-0.03)	0.174 (0.15)	0.294 (0.25)	0.0831 (0.06)	0.0831 (0.06)	0.0887 (0.07)	0.0835 (0.06)	-0.944 (-0.41)	-0.817 (-0.36)	-0.518 (-0.23)	0.370 (0.18)
Party control	0.903 (1.16)	1.001 (1.27)	0.563 (0.68)	0.691 (0.79)	-1.171 (-0.49)	-1.071 (-0.45)	-1.147 (-0.46)	-1.224 (-0.50)	1.767 (0.70)	1.800 (0.72)	1.206 (0.55)	0.483 (0.27)
Legiscontrol divided	2.588 (1.48)	2.728 (1.53)	2.379 (1.32)	2.752 (1.49)	2.349 (0.79)	2.753 (0.94)	2.456 (0.82)	2.936 (0.99)	3.126 (0.82)	3.105 (0.81)	3.331 (0.91)	3.415 (0.98)
Republican governor	1.260 (0.95)	1.300 (1.00)	0.951 (0.74)	0.949 (0.77)	-2.855 (-1.62)	-2.726 (-1.57)	-2.762 (-1.49)	-2.682 (-1.45)	5.724 (1.66)	5.667 (1.63)	4.798 (1.66)	3.821 (1.32)
Substitute governor	-0.794 (-0.25)	-0.734 (-0.23)	-0.443 (-0.14)	-0.200 (-0.06)	-4.133 (-0.66)	-4.172 (-0.66)	-4.321 (-0.70)	-3.893 (-0.63)	-0.233 (-0.07)	0.151 (0.04)	-0.549 (-0.18)	1.113 (0.31)
Lameduck governor	-2.155 (-1.24)	-2.107 (-1.19)	-1.997 (-1.17)	-2.043 (-1.20)	-1.022 (-0.42)	-1.094 (-0.45)	-1.070 (-0.44)	-1.072 (-0.44)	-2.968 (-1.20)	-3.000 (-1.22)	-3.042 (-1.20)	-3.340 (-1.35)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.00705 (-0.48)	-0.00596 (-0.41)	-0.00776 (-0.49)	-0.00791 (-0.48)	-0.0113 (-0.97)	-0.0114 (-0.98)	-0.0108 (-0.95)	-0.00977 (-0.81)	0.00346 (0.20)	0.00346 (0.20)	-0.000981 (-0.05)	-0.00810 (-0.41)
lag RDF.\$ RPercap	-0.00851 (-0.58)	-0.00988 (-0.69)	-0.00940 (-0.64)	-0.0103 (-0.71)	-0.00952 (-0.48)	-0.00896 (-0.46)	-0.00907 (-0.47)	-0.00811 (-0.42)	-0.00584 (-0.25)	-0.00502 (-0.21)	-0.0118 (-0.46)	-0.00882 (-0.33)
RDF*DEFSHOCK	0.000121 (1.16)	0.0000975 (0.95)	0.000114 (1.13)	0.0000587 (0.51)	0.0000952 (0.72)	0.0000810 (0.61)	0.000105 (0.76)	0.000108 (0.70)	0.000155 (0.93)	0.000131 (0.83)	0.000176 (1.04)	-0.0000859 (-0.05)
Fed.Grants growth	-0.0153 (-0.27)	-0.0175 (-0.31)	-0.0157 (-0.27)	-0.0139 (-0.25)	0.0000584 (0.00)	0.00180 (0.04)	-0.00241 (-0.05)	0.00253 (0.06)	-0.0170 (-0.19)	-0.0174 (-0.19)	-0.0290 (-0.34)	-0.0479 (-0.54)
Alignment gov.pres	1.283 (1.20)	1.359 (1.26)	1.272 (1.25)	1.599 (1.69)	1.643 (0.84)	1.726 (0.92)	1.669 (0.86)	1.727 (0.92)	3.589 (1.47)	3.604 (1.48)	3.811 (1.56)	4.149* (1.75)
FedFunds.gr*gov.pres	0.0121 (0.20)	0.0148 (0.24)	0.0100 (0.16)	0.00872 (0.14)	0.00970 (0.19)	0.00848 (0.16)	0.0126 (0.25)	0.000519 (0.01)	0.00997 (0.11)	0.0122 (0.13)	0.0171 (0.18)	0.0448 (0.46)
State Income growth	0.334 (0.44)	0.283 (0.38)	0.418 (0.52)	0.345 (0.45)	-0.387 (-0.66)	-0.430 (-0.74)	-0.395 (-0.67)	-0.392 (-0.68)	0.574 (0.50)	0.538 (0.47)	0.809 (0.64)	0.792 (0.62)
Unemployment growth	-0.0303 (-0.69)	-0.0230 (-0.51)	-0.0222 (-0.48)	-0.00775 (-0.16)	-0.0247 (-0.29)	-0.0255 (-0.30)	-0.0263 (-0.31)	-0.0284 (-0.33)	0.00617 (0.11)	0.0176 (0.28)	0.0337 (0.42)	0.110 (0.99)
Constant	-26.54** (-2.27)	-28.90*** (-4.97)	-25.28*** (-2.85)	-23.80*** (-5.83)	11.30 (1.26)	1.412 (0.32)	6.938 (1.20)	-0.238 (-0.05)	-48.74*** (-2.93)	-24.20*** (-3.30)	-42.72** (-2.57)	-20.46** (-2.37)
Observations	478	478	478	478	238	238	238	238	240	240	240	240
R-squared	0.066	0.070	0.073	0.081	0.135	0.137	0.136	0.140	0.081	0.083	0.110	0.139
Adjusted R-squared	-0.012	-0.013	-0.009	-0.008	0.024	0.022	0.020	0.015	-0.036	-0.039	-0.013	0.011
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

Tableau A4.11 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Autoroutes

	1998-2017				1998-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	-0.000866 (-0.10)	-0.00218 (-0.18)	-0.00451 (-0.51)	-0.00114 (-0.09)	0.00113 (0.07)	-0.000329 (-0.02)	0.000829 (0.05)	-0.00206 (-0.10)	0.00584 (0.55)	0.00626 (0.53)	-0.00426 (-0.44)	0.0111 (1.13)
Nbr_BBR	-3.480*** (-8.13)				-1.864* (-1.81)				-1.060 (-0.87)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	0.000676 (0.32)				-0.000578 (-0.24)				0.000353 (0.12)			
Nbr_BBR_C		-3.681*** (-10.67)				-0.927* (-1.79)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		-3.105*** (-6.83)				0 (.)				-1.050 (-0.83)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		0.00135 (0.36)				0.000328 (0.07)				0.000184 (0.06)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		0.000538 (0.25)				-0.000858 (-0.44)				0.000375 (0.11)		
Nbr_BBR_Prep			-3.892*** (-9.02)				-1.971* (-1.87)				-0.916 (-1.12)	
Nbr_BBR_Imp			-3.290*** (-7.12)				0 (.)				-2.301** (-2.36)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			0.00620** (2.29)				-0.00173 (-0.63)				0.00905** (2.47)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.00653** (-2.08)				0.00117 (0.23)				-0.00983** (-2.15)	
Nbr_BBR_Prep_C				-3.909*** (-10.14)				-0.969* (-1.85)				0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				-3.199*** (-5.83)				0 (.)				-0.889 (-1.13)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)				0 (.)				0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				-3.216*** (-6.99)				0 (.)				-1.879* (-1.87)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				0.00541* (1.72)				-0.000168 (-0.03)				0.00508* (1.85)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				0.00565* (1.81)				-0.00353 (-0.91)				0.0145** (2.14)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				-0.0108 (-1.63)				0.00274 (0.31)				-0.0228** (-2.37)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.00539 (-1.45)				0.00228 (0.39)				-0.0138*** (-2.91)

Tableau A4.11– Suite

	1998-2017				1998-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	0.231 (0.37)	0.224 (0.36)	0.184 (0.29)	0.227 (0.34)	0.557 (0.69)	0.557 (0.68)	0.581 (0.71)	0.597 (0.73)	0.134 (0.13)	0.136 (0.13)	0.0408 (0.04)	0.125 (0.10)
Election year +0	-0.631 (-0.87)	-0.637 (-0.87)	-0.541 (-0.74)	-0.500 (-0.69)	0.223 (0.23)	0.223 (0.23)	0.225 (0.23)	0.225 (0.23)	-1.373* (-2.00)	-1.371* (-1.98)	-1.253* (-1.90)	-1.053 (-1.54)
Party control	0.728* (1.89)	0.730* (1.85)	0.615 (1.53)	0.646 (1.65)	1.248* (1.77)	1.231 (1.71)	1.256* (1.76)	1.204 (1.56)	0.473 (0.77)	0.474 (0.76)	0.306 (0.51)	0.231 (0.40)
Legiscontrol divided	1.568*** (2.87)	1.542** (2.67)	1.478** (2.70)	1.576*** (2.89)	2.678** (2.36)	2.607** (2.20)	2.713** (2.35)	2.651** (2.24)	1.006 (0.85)	1.005 (0.85)	1.068 (1.05)	1.087 (1.12)
Republican governor	-0.521 (-1.52)	-0.517 (-1.50)	-0.625* (-1.81)	-0.609* (-1.85)	-0.438 (-0.57)	-0.460 (-0.58)	-0.408 (-0.55)	-0.426 (-0.56)	0.107 (0.18)	0.105 (0.17)	-0.167 (-0.29)	-0.396 (-0.63)
Substitute governor	-0.163 (-0.22)	-0.168 (-0.22)	-0.0253 (-0.04)	0.0673 (0.09)	-1.496 (-1.26)	-1.489 (-1.23)	-1.556 (-1.33)	-1.507 (-1.21)	0.678 (0.71)	0.687 (0.72)	0.588 (0.70)	0.962 (1.13)
Lameduck governor	1.011** (2.23)	1.031** (2.21)	1.062** (2.27)	1.047** (2.24)	1.286* (1.78)	1.299* (1.78)	1.271* (1.76)	1.290* (1.78)	1.151 (1.48)	1.150 (1.47)	1.128 (1.49)	1.077 (1.44)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.00103 (-0.42)	-0.00902 (-0.35)	-0.00159 (-0.64)	-0.00132 (-0.52)	-0.00626 (-1.48)	-0.00625 (-1.47)	-0.00609 (-1.43)	-0.00574 (-1.25)	0.00184 (0.35)	0.00184 (0.35)	0.000624 (0.13)	0.0000744 (0.02)
lag RDF.\$ RPercap	0.0106*** (3.15)	0.0104*** (3.03)	0.0104*** (3.09)	0.0102*** (2.92)	0.0151** (2.23)	0.0150** (2.24)	0.0153** (2.28)	0.0153** (2.22)	0.0207 (1.66)	0.0207 (1.64)	0.0190 (1.57)	0.0192 (1.61)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000392** (-2.41)	-0.0000381* (-1.82)	-0.0000413** (-2.08)	-0.0000398 (-1.26)	-0.0000897 (-1.28)	-0.0000872 (-1.18)	-0.0000864 (-1.19)	-0.0000772 (-0.95)	-0.0000408* (-1.77)	-0.0000413 (-1.31)	-0.0000348 (-1.11)	-0.0000597 (-1.27)
Fed.Grants growth	0.0229 (0.95)	0.0220 (0.89)	0.0225 (0.92)	0.0234 (0.94)	-0.0374 (-0.84)	-0.0377 (-0.84)	-0.0382 (-0.86)	-0.0387 (-0.86)	0.104*** (2.97)	0.104*** (2.97)	0.101*** (2.95)	0.0977** (2.80)
Alignment gov.pres	0.594* (1.91)	0.580* (1.89)	0.615* (1.92)	0.679** (2.14)	0.0765 (0.13)	0.0618 (0.11)	0.0849 (0.14)	0.0653 (0.11)	0.876 (1.18)	0.876 (1.18)	0.935 (1.29)	0.971 (1.31)
FedFunds.gr*gov.pres	-0.0198 (-0.91)	-0.0190 (-0.86)	-0.0207 (-0.94)	-0.0228 (-1.03)	0.0571 (1.31)	0.0573 (1.31)	0.0580 (1.35)	0.0570 (1.35)	-0.0860*** (-2.87)	-0.0860*** (-2.90)	-0.0838*** (-2.95)	-0.0796** (-2.69)
State Income growth	0.0305 (0.17)	0.0320 (0.18)	0.0667 (0.37)	0.0614 (0.35)	0.175 (0.65)	0.183 (0.68)	0.173 (0.64)	0.190 (0.73)	-0.0343 (-0.21)	-0.0351 (-0.20)	0.0316 (0.18)	0.0227 (0.13)
Unemployment growth	0.00564 (0.22)	0.00573 (0.22)	0.00857 (0.35)	0.0120 (0.49)	0.0110 (0.24)	0.0111 (0.24)	0.0104 (0.23)	0.0100 (0.22)	0.00888 (0.23)	0.00914 (0.24)	0.0166 (0.46)	0.0328 (0.95)
Constant	9.856*** (4.28)	9.640*** (5.28)	10.66*** (5.40)	7.475*** (3.76)	2.046 (0.57)	-3.488** (-2.10)	-0.625 (-0.26)	-4.194** (-2.39)	0.424 (0.07)	-2.123 (-0.61)	2.345 (0.56)	-1.457 (-0.53)
Observations	478	478	478	478	238	238	238	238	240	240	240	240
R-squared	0.140	0.141	0.150	0.154	0.180	0.181	0.181	0.182	0.166	0.166	0.193	0.206
Adjusted R-squared	0.068	0.064	0.075	0.073	0.075	0.071	0.071	0.063	0.060	0.056	0.081	0.087
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

Tableau A4.12 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Public Welfare

	1998-2017				1998-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
DEFSHOCK	0.102 (0.70)	0.0325 (0.30)	0.0924 (0.67)	0.0653 (0.56)	0.362 (0.84)	0.261 (0.77)	0.386 (0.86)	0.345 (0.87)	0.00743 (0.43)	0.000618 (0.03)	0.0102 (0.60)	0.000846 (0.04)
Nbr_BBR	-18.66 (-0.91)				89.17 (0.96)				-5.898 (-1.33)			
Nbr_BBR*DEFSHOCK	-0.0198 (-0.75)				-0.0484 (-0.73)				-0.00299 (-0.80)			
Nbr_BBR_C		-9.991 (-1.01)				44.92 (0.96)				0 (.)		
Nbr_BBR_S		-37.15 (-1.27)				0 (.)				-6.068 (-1.40)		
Nbr_BBR_C*DEFSHOCK		0.00866 (0.30)				0.0146 (0.26)				-0.000255 (-0.04)		
Nbr_BBR_S*DEFSHOCK		-0.0249 (-0.84)				-0.0679 (-0.82)				-0.00334 (-0.89)		
Nbr_BBR_Prep			-6.976 (-0.37)				97.58 (0.97)				-0.644 (-0.29)	
Nbr_BBR_Imp			-42.91 (-1.46)				0 (.)				-10.84*** (-5.35)	
Nbr_BBR_Prep*DEFSHOCK			-0.00573 (-0.19)				0.0420 (0.50)				-0.00395 (-0.48)	
Nbr_BBR_Imp*DEFSHOCK			-0.0395 (-0.68)				-0.185 (-0.90)				-0.00284 (-0.24)	
Nbr_BBR_Prep_C				-6.540 (-0.73)				46.03 (0.96)				0 (.)
Nbr_BBR_Prep_S				-31.84 (-1.14)				0 (.)				-0.583 (-0.25)
Nbr_BBR_Imp_C				0 (.)				0 (.)				0 (.)
Nbr_BBR_Imp_S				-45.01 (-1.43)				0 (.)				-11.03*** (-5.28)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK				-0.00178 (-0.05)				0.0212 (0.28)				-0.00165 (-0.21)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK				0.0197 (0.62)				0.0637 (0.68)				-0.00831 (-0.62)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK				0.00825 (0.13)				-0.0751 (-0.51)				0.00401 (0.19)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK				-0.0702 (-1.00)				-0.217 (-0.96)				0.000773 (0.05)

Tableau A4.12 – Suite

	1998-2017				1998-2007				2008-2017			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Election year -1	14.64 (1.27)	14.39 (1.29)	14.45 (1.27)	13.77 (1.27)	43.46 (1.33)	43.46 (1.32)	41.61 (1.31)	41.61 (1.30)	-1.378 (-0.70)	-1.422 (-0.71)	-1.372 (-0.70)	-1.397 (-0.69)
Election year +0	53.71 (1.07)	53.80 (1.07)	54.02 (1.07)	53.54 (1.07)	126.4 (1.12)	126.4 (1.12)	126.2 (1.12)	126.3 (1.12)	-0.625 (-0.51)	-0.672 (-0.53)	-0.657 (-0.53)	-0.752 (-0.56)
Party control	22.67 (1.26)	22.07 (1.25)	23.11 (1.27)	22.15 (1.26)	20.12 (0.86)	18.90 (0.86)	19.53 (0.85)	20.65 (0.88)	-0.323 (-0.36)	-0.335 (-0.36)	-0.0649 (-0.07)	0.0201 (0.02)
Legiscontrol divided	20.10 (0.97)	19.14 (0.96)	19.93 (0.97)	18.72 (0.94)	5.506 (0.23)	5.543 (0.02)	2.812 (0.12)	-1.979 (-0.08)	0.625 (0.36)	0.633 (0.37)	0.501 (0.30)	0.492 (0.30)
Republican governor	-5.028 (-0.57)	-5.262 (-0.58)	-4.639 (-0.52)	-5.383 (-0.57)	-29.88 (-1.01)	-31.47 (-1.01)	-32.22 (-1.01)	-32.98 (-1.01)	-1.622 (-1.14)	-1.601 (-1.12)	-1.241 (-0.85)	-1.137 (-0.74)
Substitute governor	-13.75 (-0.85)	-14.13 (-0.88)	-13.72 (-0.84)	-15.00 (-0.88)	-31.23 (-0.85)	-30.75 (-0.84)	-26.51 (-0.75)	-31.39 (-0.82)	0.755 (0.50)	0.613 (0.40)	0.792 (0.55)	0.614 (0.41)
Lameduck governor	-10.72 (-0.85)	-10.96 (-0.86)	-10.96 (-0.86)	-10.97 (-0.86)	-24.09 (-0.69)	-23.21 (-0.68)	-22.88 (-0.67)	-22.98 (-0.66)	-2.400* (-1.92)	-2.388* (-1.91)	-2.349* (-1.90)	-2.316* (-1.89)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.181 (-1.19)	-0.187 (-1.20)	-0.187 (-1.19)	-0.194 (-1.20)	-0.174 (-0.81)	-0.173 (-0.80)	-0.187 (-0.83)	-0.200 (-0.84)	0.00939 (1.12)	0.00939 (1.12)	0.00850 (1.00)	0.00935 (1.08)
lag RDF.\$ RPercap	-0.443 (-1.50)	-0.435 (-1.50)	-0.440 (-1.50)	-0.434 (-1.51)	-0.372 (-1.03)	-0.379 (-1.02)	-0.383 (-1.03)	-0.394 (-1.02)	0.00290 (0.20)	0.00260 (0.18)	0.00288 (0.20)	0.00252 (0.17)
RDF*DEFSHOCK	0.000393 (1.34)	0.000542 (1.33)	0.000408 (1.32)	0.000321 (1.23)	-0.000718 (-0.52)	-0.000544 (-0.42)	-0.000975 (-0.61)	-0.00105 (-0.63)	0.00000534 (0.13)	0.0000143 (0.34)	0.00000397 (0.09)	0.0000252 (0.44)
Fed.Grants growth	1.546 (0.98)	1.557 (0.98)	1.543 (0.98)	1.548 (0.98)	2.365 (1.01)	2.344 (1.01)	2.427 (1.02)	2.377 (1.01)	0.0951* (1.79)	0.0953* (1.85)	0.101* (1.93)	0.103* (2.06)
Alignment gov.pres	-2.900 (-0.35)	-3.421 (-0.42)	-2.354 (-0.27)	-3.244 (-0.39)	28.09 (1.08)	27.06 (1.07)	27.43 (1.08)	26.93 (1.06)	-0.919 (-0.64)	-0.925 (-0.64)	-0.814 (-0.56)	-0.854 (-0.56)
FedFunds.gr*gov.pres	-1.305 (-0.94)	-1.320 (-0.95)	-1.307 (-0.94)	-1.286 (-0.94)	-1.700 (-0.96)	-1.685 (-0.96)	-1.774 (-0.97)	-1.639 (-0.95)	-0.0815 (-1.52)	-0.0824 (-1.59)	-0.0876 (-1.67)	-0.0907* (-1.83)
State Income growth	-2.202 (-0.73)	-1.873 (-0.65)	-2.126 (-0.70)	-2.035 (-0.68)	-4.899 (-0.71)	-4.374 (-0.65)	-4.694 (-0.68)	-4.823 (-0.68)	1.101*** (3.69)	1.114*** (3.80)	1.109*** (3.96)	1.111*** (3.94)
Unemployment growth	-2.529 (-1.08)	-2.574 (-1.08)	-2.534 (-1.08)	-2.587 (-1.08)	-5.373 (-1.05)	-5.362 (-1.04)	-5.333 (-1.04)	-5.308 (-1.04)	0.146*** (2.84)	0.141** (2.79)	0.146** (2.75)	0.138** (2.51)
Constant	94.21 (1.10)	108.3 (1.49)	100.8 (1.28)	98.81 (1.48)	-370.2 (-0.95)	-101.4 (-0.90)	-248.8 (-0.96)	-65.49 (-0.84)	24.27 (1.24)	10.73 (1.18)	17.81* (1.89)	9.249* (1.72)
Observations	478	478	478	478	238	238	238	238	240	240	240	240
R-squared	0.104	0.105	0.105	0.106	0.128	0.129	0.129	0.130	0.217	0.218	0.223	0.224
Adjusted R-squared	0.029	0.025	0.025	0.019	0.016	0.012	0.012	0.003	0.117	0.114	0.115	0.109
State & Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\* p&lt;.01

Tableau A4.13 – Résultats sur les ajustements par les dépenses ( $\Delta$ Spend.) - Robustesse critère 4

	1988-2017			1988-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
<u>second</u>									
Nbr_BBR_Prep_C							2.192 (1.26)		
Nbr_BBR_Imp_C		-3.012** (-2.00)			-3.879** (-2.49)		-3.472 (-1.57)		
Constant		3.311 (0.57)			-0.231 (-0.05)		-1.760 (-0.28)		
<u>main</u>									
DEFSHOCK	-0.0154 (-0.40)	0.0345 (0.84)	-0.0154 (-0.46)	-0.0245 (-0.54)	0.0172 (0.41)	-0.0245 (-0.78)	-0.0698 (-0.56)	-0.137 (-1.37)	-0.0698 (-0.68)
Nbr_BBR_Prep_C	-4.468** (-2.10)	0.873 (0.54)	1.735 (1.62)	-4.007 (-1.31)	-0.541 (-0.34)	0.889 (0.80)	0 (.)		4.719* (1.93)
Nbr_BBR_Prep_S	4.524* (1.91)	-0.652 (-0.54)	-0.140 (-0.10)	6.301 (1.35)	-0.831 (-0.55)	-1.105 (-0.79)	16.39 (1.60)	-2.293 (-1.15)	-0.630 (-0.20)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		-5.730*** (-3.33)	0 (.)		-6.962*** (-3.92)	0 (.)		-5.291 (-1.37)
Nbr_BBR_Imp_S	4.807* (1.80)	-1.045 (-1.01)	-1.799 (-1.36)	9.310** (2.65)	-1.783 (-1.44)	-2.077 (-1.49)	14.85 (1.62)	0.630 (0.31)	0.0672 (0.02)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	-0.0126 (-0.51)	-0.0319 (-1.17)	-0.0126 (-0.96)	0.00859 (0.49)	-0.00879 (-0.56)	0.00859 (0.56)	-0.0159 (-0.38)	-0.00225 (-0.06)	-0.0159 (-0.49)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	-0.0170 (-0.54)	-0.00968 (-0.27)	-0.0170 (-1.00)	-0.00276 (-0.07)	-0.00653 (-0.18)	-0.00276 (-0.16)	-0.0841* (-1.87)	-0.0900** (-2.16)	-0.0841** (-2.08)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.136*** (-3.10)	-0.151*** (-3.03)	-0.136*** (-5.92)	-0.172*** (-3.65)	-0.181*** (-4.04)	-0.172*** (-7.01)	-0.0614 (-0.95)	-0.0480 (-0.83)	-0.0614 (-1.08)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.0884** (-2.57)	-0.107*** (-2.88)	-0.0884*** (-4.63)	-0.0856* (-1.99)	-0.0977** (-2.51)	-0.0856*** (-4.07)	-0.0785* (-1.76)	-0.0786** (-2.07)	-0.0785* (-1.93)



Tableau A4.13 – Suite

	1988-2017			1988-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	2.935 (1.30)	0.241 (0.12)	2.935 (1.14)	2.737 (1.27)	0.0879 (0.04)	2.737 (1.04)	2.828 (0.59)	0.584 (0.16)	2.828 (0.50)
Election year +0	-2.165 (-0.82)	-3.037 (-1.24)	-2.165 (-0.86)	-0.276 (-0.09)	-0.822 (-0.31)	-0.276 (-0.11)	-6.295 (-1.12)	-13.17*** (-2.91)	-6.295 (-1.13)
Party control	-2.918 (-1.46)	-0.217 (-0.11)	-2.918 (-1.37)	-4.440* (-1.86)	-2.475 (-1.09)	-4.440** (-2.02)	-4.890 (-0.80)	4.147 (1.36)	-4.890 (-0.95)
Legiscontrol divided	-1.105 (-0.38)	1.820 (0.70)	-1.105 (-0.38)	-2.136 (-0.56)	-3.788 (-1.08)	-2.136 (-0.75)	-4.177 (-0.34)	8.780 (1.36)	-4.177 (-0.50)
Republican governor	-0.802 (-0.46)	2.611* (1.74)	-0.802 (-0.40)	1.779 (0.87)	4.909*** (2.74)	1.779 (0.82)	2.117 (0.28)	2.855 (0.75)	2.117 (0.40)
Substitute governor	2.059 (0.28)	-0.787 (-0.15)	2.059 (0.37)	6.826 (1.44)	2.164 (0.52)	6.826 (1.12)	5.731 (0.41)	-4.126 (-0.38)	5.731 (0.50)
Lameduck governor	3.692 (1.38)	0.860 (0.42)	3.692* (1.72)	1.696 (0.60)	0.326 (0.14)	1.696 (0.76)	11.17 (1.62)	4.718 (1.16)	11.17** (2.34)
lag EndBal.\$ RPercep	0.0406** (2.49)	0.000983 (0.07)	0.0406*** (3.76)	0.0719*** (3.46)	0.00977 (0.62)	0.0719*** (6.32)	0.0325 (0.53)	-0.000929 (-0.05)	0.0325 (1.23)
lag RDF.\$ RPercep	0.0150 (0.76)	-0.0000133 (-0.00)	0.0150 (1.04)	0.0621*** (3.91)	0.00864 (0.71)	0.0621*** (3.44)	0.0687 (0.75)	0.0124 (0.52)	0.0687** (2.24)
RDF*DEFSHOCK	0.000134 (1.08)	0.0000547 (0.37)	0.000134 (1.04)	0.000443 (1.51)	0.000532* (1.93)	0.000443*** (2.65)	0.000270 (0.97)	0.000364 (1.29)	0.000270 (0.99)
Fed.Grants growth	-0.143 (-0.88)	-0.366** (-2.29)	-0.143 (-1.24)	-0.0588 (-0.45)	-0.0822 (-0.56)	-0.0588 (-0.50)	-0.301 (-0.97)	-0.536** (-2.51)	-0.301 (-1.11)
Alignment gov.pres	1.749 (0.83)	-0.544 (-0.25)	1.749 (0.88)	2.863 (1.29)	-0.233 (-0.12)	2.863 (1.35)	-1.309 (-0.24)	-0.497 (-0.10)	-1.309 (-0.25)
FedFunds.gr*gov.pres	0.269 (1.68)	0.403*** (2.59)	0.269** (2.19)	0.0476 (0.32)	0.114 (0.74)	0.0476 (0.36)	0.369 (1.30)	0.401* (1.67)	0.369 (1.34)
State Income growth	1.604 (1.65)	2.808*** (6.10)	1.604** (2.41)	0.110 (0.09)	1.811* (1.73)	0.110 (0.15)	2.860 (1.49)	3.508*** (4.16)	2.860** (2.08)
Unemployment growth	-0.209* (-1.87)	-0.544*** (-4.59)	-0.209** (-2.10)	-0.212 (-1.68)	-0.400*** (-3.74)	-0.212** (-2.09)	-0.241 (-0.82)	-0.541*** (-2.93)	-0.241 (-0.97)
Residuals			1.000*** (8.87)			1.000*** (9.25)			1.000*** (4.65)
Constant	-20.66*** (-3.11)	-20.42*** (-4.17)	-57.45*** (-8.13)	-27.36*** (-2.92)	-15.44*** (-3.36)	-18.49*** (-3.01)	-45.47** (-2.32)	-22.94*** (-3.06)	-70.51*** (-3.59)
Observations	708	708	708	468	468	468	240	240	240
R-squared	0.666		0.679	0.634		0.656	0.724		0.740
Adjusted R-squared	0.639		0.640	0.598		0.599	0.683		0.661
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.14 – Résultats sur les ajustements par les recettes ( $\Delta$ Tax.) - Robustesse critère 4

	MCO 1	1988-2017 SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	1988-2007 SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	2008-2017 SEQREG 8	FEVD 9
<u>second</u>									
Nbr_BBR_Prep_C								0.324 (0.80)	
Nbr_BBR_Imp_C		-0.394 (-0.63)			-0.458 (-0.72)			-0.192 (-0.35)	
Constant		1.619 (0.70)			1.165 (0.53)			-1.381 (-1.02)	
<u>main</u>									
DEFSHOCK	0.0844*** (3.12)	0.0797** (2.22)	0.0844*** (5.82)	0.0850** (2.41)	0.0707 (1.57)	0.0850*** (4.65)	0.0681 (1.35)	0.0646 (1.47)	0.0681** (2.48)
Nbr_BBR_Prep_C	0.877 (0.49)	-0.165 (-0.39)	-0.231 (-0.49)	-1.028 (-0.33)	-0.422 (-0.91)	-0.389 (-0.60)	0 (.)		0.158 (0.25)
Nbr_BBR_Prep_S	-3.168 (-1.10)	-0.565 (-1.02)	-0.419 (-0.69)	-6.157 (-1.71)	-1.079* (-1.93)	-0.753 (-0.92)	7.902** (2.68)	0.138 (0.20)	-0.111 (-0.13)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		-0.157 (-0.21)	0 (.)		-0.267 (-0.26)	0 (.)		0.0958 (0.09)
Nbr_BBR_Imp_S	-2.480 (-1.03)	-0.0333 (-0.09)	-0.266 (-0.46)	-0.499 (-0.21)	0.175 (0.40)	-0.255 (-0.32)	-6.986*** (-4.10)	-0.303 (-0.50)	-0.346 (-0.45)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	0.0116 (1.03)	0.0111 (0.86)	0.0116** (2.02)	0.0110 (0.72)	0.00956 (0.57)	0.0110 (1.24)	0.0119 (0.76)	0.0141 (1.01)	0.0119 (1.40)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	0.00821 (0.83)	0.0105 (0.87)	0.00821 (1.10)	0.00899 (0.77)	0.0135 (1.02)	0.00899 (0.87)	-0.0137 (-0.88)	-0.0138 (-1.11)	-0.0137 (-1.28)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.0328** (-2.37)	-0.0323* (-1.80)	-0.0328*** (-3.25)	-0.0355* (-1.76)	-0.0334 (-1.40)	-0.0355** (-2.48)	-0.00683 (-0.25)	-0.0116 (-0.47)	-0.00683 (-0.45)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.00938 (-0.68)	-0.00657 (-0.42)	-0.00938 (-1.12)	-0.00863 (-0.50)	-0.00198 (-0.10)	-0.00863 (-0.70)	-0.000349 (-0.02)	-0.00127 (-0.08)	-0.000349 (-0.03)

Tableau A4.14 – Suite

	1988-2017			1988-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	-1.069 (-0.74)	-0.914 (-0.98)	-1.069 (-0.94)	-1.139 (-0.78)	-1.085 (-1.19)	-1.139 (-0.74)	0.0782 (0.04)	-0.715 (-0.51)	0.0782 (0.05)
Election year +0	0.274 (0.17)	0.461 (0.48)	0.274 (0.25)	0.186 (0.09)	0.132 (0.09)	0.186 (0.12)	0.611 (0.33)	-0.198 (-0.14)	0.611 (0.41)
Party control	0.604 (0.68)	0.599 (0.83)	0.604 (0.65)	-0.606 (-0.41)	-0.741 (-0.70)	-0.606 (-0.47)	3.517** (2.17)	3.076*** (2.63)	3.517*** (2.61)
Legiscontrol divided	3.219** (2.65)	3.043*** (2.77)	3.219** (2.50)	3.284** (2.62)	2.916*** (3.09)	3.284** (1.99)	-1.208 (-0.55)	0.375 (0.26)	-1.208 (-0.56)
Republican governor	-2.030** (-2.48)	-1.910*** (-2.71)	-2.030** (-2.35)	-2.574* (-1.92)	-2.637*** (-2.74)	-2.574** (-2.04)	0.841 (0.76)	-0.431 (-0.55)	0.841 (0.59)
Substitute governor	-3.633 (-1.07)	-4.841 (-1.45)	-3.633 (-1.48)	-4.653 (-0.66)	-4.729 (-0.70)	-4.653 (-1.31)	-5.316** (-2.23)	-5.860*** (-2.97)	-5.316* (-1.75)
Lameduck governor	0.457 (0.58)	0.0972 (0.14)	0.457 (0.48)	0.475 (0.46)	0.0528 (0.07)	0.475 (0.37)	0.867 (0.63)	1.278 (0.84)	0.867 (0.68)
lag EndBal.\$ RPerCap	-0.0100 (-0.82)	0.000567 (0.09)	-0.0100** (-2.16)	-0.00568 (-0.41)	0.00420 (0.70)	-0.00568 (-1.88)	-0.0191* (-1.88)	-0.00761 (-1.48)	-0.0191*** (-2.86)
lag RDF.\$ RPerCap	-0.0111* (-1.72)	-0.00705 (-1.32)	-0.0111* (-1.72)	-0.00851 (-0.87)	-0.000846 (-0.11)	-0.00851 (-0.82)	-0.00347 (-0.30)	-0.00336 (-0.75)	-0.00347 (-0.46)
RDF*DEFSHOCK	-0.000156*** (-2.99)	-0.000208*** (-3.69)	-0.000156*** (-2.76)	0.0000340 (0.30)	-0.0000146 (-0.12)	0.0000340 (0.35)	-0.000221** (-2.54)	-0.000212*** (-3.14)	-0.000221*** (-3.04)
Fed.Grants growth	0.000237 (0.00)	-0.0605 (-1.03)	0.000237 (0.00)	-0.0157 (-0.19)	-0.0586 (-0.68)	-0.0157 (-0.23)	0.0664 (1.01)	-0.00312 (-0.09)	0.0664 (0.92)
Alignment gov.pres	-0.308 (-0.39)	-0.268 (-0.41)	-0.308 (-0.36)	-0.229 (-0.24)	-0.0469 (-0.05)	-0.229 (-0.19)	2.216* (2.02)	0.871 (0.93)	2.216 (1.61)
FedFunds.gr*gov.pres	0.125* (1.84)	0.157** (2.49)	0.125** (2.32)	0.157 (1.64)	0.171* (1.73)	0.157** (2.02)	-0.0319 (-0.49)	0.0237 (0.49)	-0.0319 (-0.43)
State Income growth	-0.148 (-0.45)	-0.156 (-0.58)	-0.148 (-0.51)	-0.0517 (-0.10)	-0.364 (-0.76)	-0.0517 (-0.12)	-0.418 (-1.14)	0.0200 (0.10)	-0.418 (-1.16)
Unemployment growth	0.0708 (1.18)	-0.0234 (-0.67)	0.0708 (1.62)	0.0783 (0.97)	0.0350 (0.52)	0.0783 (1.34)	0.00605 (0.13)	-0.0296 (-0.99)	0.00605 (0.09)
Residuals			1.000*** (5.15)			1.000*** (4.27)			1.000*** (5.06)
Constant	5.744 (1.01)	3.019** (2.06)	-1.750 (-0.56)	10.15 (1.29)	4.947*** (2.81)	5.681 (1.58)	-3.260 (-0.62)	-0.544 (-0.36)	-3.424 (-0.66)
Observations	708	708	708	468	468	468	240	240	240
R-squared	0.382		0.398	0.413		0.430	0.392		0.482
Adjusted R-squared	0.333		0.325	0.355		0.336	0.301		0.323
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.15 – Résultats sur les variations de l'emploi public - All – Robustesse critère 4

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 5	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
<u>second</u>									
Nbr_BBR_Prep_C								0.509*** (3.37)	
Nbr_BBR_Prep_S									
Nbr_BBR_Imp_C		-0.00317 (-0.02)			0.0364 (0.14)			0.0286 (0.13)	
Nbr_BBR_Imp_S					-0.0523 (-0.33)				
Constant		-0.586 (-1.23)			-0.895 (-1.42)			0.396 (0.53)	
<u>main</u>									
DEFSHOCK	0.00837 (1.30)	0.00636 (1.10)	0.00837 (1.22)	0.0119 (0.82)	0.00765 (0.65)	0.0119 (1.02)	0.0107 (1.20)	0.00441 (0.71)	0.0107 (1.17)
Nbr_BBR_Prep_C	-0.658** (-2.67)	0.303* (1.71)	0.335** (2.04)	-0.691 (-1.60)	-0.0241 (-0.11)	0.121 (0.43)	0 (.)		0.800*** (3.73)
Nbr_BBR_Prep_S	0.0828 (0.22)	0.241* (1.76)	0.251 (1.16)	0 (.)	-0.149 (-0.77)	-0.0121 (-0.03)	0.871 (0.70)	0.131 (0.51)	0.370 (1.30)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		0.0616 (0.24)	0 (.)		-0.0444 (-0.11)	0 (.)		0.110 (0.32)
Nbr_BBR_Imp_S	-0.468 (-1.10)	0.00637 (0.06)	-0.00504 (-0.03)	0 (.)		-0.170 (-0.54)	-0.471 (-0.50)	0.236 (1.38)	0.395 (1.52)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	0.000552 (0.25)	0.000222 (0.12)	0.000552 (0.25)	0.00211 (0.33)	0.00223 (0.47)	0.00211 (0.54)	-0.00169 (-0.61)	0.0000821 (0.04)	-0.00169 (-0.59)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	-0.000690 (-0.29)	-0.00179 (-0.90)	-0.000690 (-0.26)	-0.00172 (-0.49)	-0.00394 (-1.34)	-0.00172 (-0.41)	-0.000239 (-0.05)	-0.00268 (-0.81)	-0.000239 (-0.07)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.00707** (-2.17)	-0.00638** (-2.38)	-0.00707* (-1.93)	-0.00625 (-1.04)	-0.00583 (-1.12)	-0.00625 (-1.02)	-0.0109 (-1.64)	-0.00646 (-1.50)	-0.0109** (-2.17)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.00305 (-1.22)	-0.00194 (-0.82)	-0.00305 (-1.09)	-0.00267 (-0.54)	-0.000380 (-0.08)	-0.00267 (-0.56)	-0.00571 (-1.29)	-0.00360 (-1.16)	-0.00571 (-1.58)

Tableau A4.15 – Suite

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 5	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	0.489** (2.33)	0.0943 (0.40)	0.489 (1.28)	1.294* (2.06)	0.478 (1.03)	1.294** (2.16)	0.289 (0.62)	-0.324 (-0.89)	0.289 (0.58)
Election year +0	0.320 (1.19)	0.0556 (0.21)	0.320 (0.86)	0.307 (0.98)	0.0637 (0.18)	0.307 (0.55)	0.335 (0.79)	-0.278 (-0.73)	0.335 (0.68)
Party control	0.186 (0.46)	0.353 (1.21)	0.186 (0.58)	0.234 (0.59)	0.618** (2.22)	0.234 (0.47)	-0.328 (-0.53)	0.416 (1.04)	-0.328 (-0.72)
Legiscontrol divided	0.800* (1.81)	0.785** (2.15)	0.800* (1.73)	0.672 (1.05)	0.658 (1.53)	0.672 (1.01)	0.732 (0.88)	1.208* (1.81)	0.732 (1.03)
Republican governor	-0.467 (-1.59)	-0.331 (-1.45)	-0.467 (-1.56)	-1.123** (-2.48)	-0.647* (-1.80)	-1.123** (-2.10)	-0.0781 (-0.10)	0.379 (0.87)	-0.0781 (-0.17)
Substitute governor	0.356 (0.34)	0.533 (0.53)	0.356 (0.47)	-2.517** (-2.10)	-1.134 (-1.00)	-2.517** (-2.10)	2.654** (2.29)	1.927* (1.70)	2.654** (2.61)
Lameduck governor	-0.373 (-1.16)	-0.102 (-0.53)	-0.373 (-1.16)	-0.389 (-0.77)	0.136 (0.44)	-0.389 (-0.75)	-0.374 (-0.94)	-0.365 (-1.08)	-0.374 (-0.90)
lag EndBal.\$ RPercep	0.000166 (0.08)	0.00221*** (2.87)	0.000166 (0.12)	-0.000711 (-0.30)	0.000241 (0.23)	-0.000711 (-0.35)	0.00608** (2.10)	0.00586*** (3.82)	0.00608*** (2.89)
lag RDF.\$ RPercep	0.000157 (0.04)	0.000423 (0.21)	0.000157 (0.08)	0.00301 (0.52)	0.00616** (2.13)	0.00301 (0.95)	0.00266 (0.56)	-0.00305 (-1.37)	0.00266 (0.92)
RDF*DEFSHOCK	-0.00000165 (-0.08)	0.00000796 (0.40)	-0.00000165 (-0.09)	-0.00000200 (-0.04)	0.0000157 (0.47)	-0.00000200 (-0.05)	0.00000591 (0.28)	0.0000190 (1.42)	0.00000591 (0.24)
Fed.Grants growth	-0.0000185 (-0.00)	0.00241 (0.18)	-0.0000185 (-0.00)	-0.00638 (-0.37)	-0.0131 (-0.87)	-0.00638 (-0.29)	0.0257 (1.14)	0.0290 (1.28)	0.0257 (1.08)
Alignment gov.pres	0.112 (0.34)	0.198 (0.79)	0.112 (0.39)	0.956 (1.53)	0.455 (0.83)	0.956* (1.95)	0.0123 (0.02)	0.545 (1.04)	0.0123 (0.03)
FedFunds.gr*gov.pres	-0.00108 (-0.08)	-0.00776 (-0.56)	-0.00108 (-0.06)	0.00426 (0.20)	0.00689 (0.38)	0.00426 (0.17)	-0.0222 (-1.03)	-0.0315 (-1.48)	-0.0222 (-0.91)
State Income growth	0.103 (0.89)	0.148** (2.29)	0.103 (1.10)	-0.0295 (-0.12)	0.131 (0.81)	-0.0295 (-0.20)	0.166 (1.37)	0.127** (2.44)	0.166 (1.38)
Unemployment growth	0.00820 (0.53)	0.00471 (0.62)	0.00820 (0.52)	0.00648 (0.26)	0.000734 (0.05)	0.00648 (0.27)	0.0355 (1.38)	0.00923 (1.35)	0.0355 (1.63)
Residuals			1.000*** (4.62)			1.000*** (4.85)			1.000*** (4.24)
Constant	1.104 (0.87)	-0.868** (-2.06)	-2.271** (-2.42)	1.333 (0.98)	0.0151 (0.02)	-1.296 (-1.25)	-0.879 (-0.30)	-0.885 (-1.61)	-4.511*** (-2.61)
Observations	478	478	478	238	238	238	240	240	240
R-squared	0.135		0.183	0.174		0.253	0.232		0.323
Adjusted R-squared	0.052		0.052	0.055		0.022	0.117		0.116
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.16 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Education - Robustesse critère 4

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
<b>_second</b>									
Nbr_BBR_Prep_C								0.495** (2.54)	
Nbr_BBR_Prep_S									
Nbr_BBR_Imp_C		-0.0203 (-0.09)			-0.0780 (-0.19)			-0.0359 (-0.12)	
Nbr_BBR_Imp_S					0.0442 (0.18)				
Constant		-1.437** (-2.04)			-1.423 (-1.59)			1.952 (1.04)	
<b>main</b>									
DEFSHOCK	0.0141 (1.52)	0.0112 (1.27)	0.0141 (1.11)	0.0351 (1.69)	0.0274** (2.07)	0.0351 (1.55)	-0.00622 (-0.38)	-0.00707 (-0.66)	-0.00622 (-0.39)
Nbr_BBR_Prep_C	0.162 (0.31)	0.391** (2.08)	0.416 (1.36)	-0.140 (-0.20)	0.283 (0.84)	0.382 (0.70)	0 (.)		0.725* (1.93)
Nbr_BBR_Prep_S	1.335 (1.61)	0.509 (1.41)	0.417 (1.04)	0 (.)	0.145 (0.33)	0.186 (0.27)	-0.0678 (-0.03)	0.465 (1.21)	0.695 (1.38)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		0.211 (0.45)	0 (.)		-0.254 (-0.33)	0 (.)		0.0918 (0.15)
Nbr_BBR_Imp_S	-0.513 (-0.63)	-0.0712 (-0.28)	-0.00438 (-0.01)	0 (.)		-0.161 (-0.26)	-1.007 (-0.49)	-0.117 (-0.39)	0.0708 (0.15)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	-0.000447 (-0.11)	-0.000734 (-0.20)	-0.000447 (-0.11)	0.00509 (0.44)	0.00178 (0.20)	0.00509 (0.67)	0.000376 (0.07)	0.00156 (0.49)	0.000376 (0.08)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	-0.000697 (-0.18)	0.0000156 (0.00)	-0.000697 (-0.14)	-0.00339 (-0.46)	-0.00455 (-0.67)	-0.00339 (-0.42)	-0.000438 (-0.09)	-0.00140 (-0.44)	-0.000438 (-0.07)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.00690 (-1.37)	-0.00788 (-1.52)	-0.00690 (-1.02)	-0.0131 (-1.08)	-0.0101 (-0.99)	-0.0131 (-1.10)	-0.00824 (-1.16)	-0.00755 (-1.41)	-0.00824 (-0.93)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.00379 (-0.96)	-0.00282 (-0.65)	-0.00379 (-0.73)	-0.00713 (-0.83)	-0.00197 (-0.24)	-0.00713 (-0.76)	-0.00423 (-0.95)	-0.00397 (-1.03)	-0.00423 (-0.67)

Tableau A4.16 – Suite

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	0.861*	0.271	0.861	2.121**	1.648*	2.121*	0.633	-0.883	0.633
	(1.99)	(0.47)	(1.21)	(2.38)	(1.74)	(1.82)	(0.92)	(-1.41)	(0.71)
Election year +0	0.770	0.351	0.770	0.569	0.186	0.569	0.623	0.0658	0.623
	(0.99)	(0.61)	(1.11)	(0.59)	(0.31)	(0.52)	(0.56)	(0.09)	(0.71)
Party control	-0.519	-0.164	-0.519	-0.0987	0.0790	-0.0987	-1.006	-0.212	-1.006
	(-0.72)	(-0.31)	(-0.87)	(-0.16)	(0.16)	(-0.10)	(-0.91)	(-0.28)	(-1.26)
Legiscontrol divided	-0.496	-0.269	-0.496	-0.440	-0.558	-0.440	0.134	0.0343	0.134
	(-0.66)	(-0.41)	(-0.58)	(-0.50)	(-0.85)	(-0.34)	(0.15)	(0.03)	(0.11)
Republican governor	-1.059*	-0.910**	-1.059*	-2.394**	-1.700**	-2.394**	-1.464	-0.593	-1.464*
	(-1.88)	(-2.02)	(-1.91)	(-2.33)	(-2.42)	(-2.31)	(-0.92)	(-0.62)	(-1.76)
Substitute governor	1.522	2.148	1.522	-3.367	-2.000	-3.367	5.969**	5.475*	5.969***
	(0.86)	(1.19)	(1.09)	(-1.66)	(-1.29)	(-1.45)	(2.43)	(1.93)	(3.32)
Lameduck governor	-0.833	-0.0578	-0.833	-0.169	0.471	-0.169	-1.320	-0.379	-1.320*
	(-1.55)	(-0.15)	(-1.38)	(-0.16)	(0.86)	(-0.17)	(-1.39)	(-0.71)	(-1.74)
lag EndBal.\$ RPercep	-0.00259	0.00137	-0.00259	-0.00340	-0.000551	-0.00340	0.00679	0.00803***	0.00679*
	(-1.06)	(1.16)	(-0.97)	(-0.66)	(-0.28)	(-0.83)	(1.36)	(4.61)	(1.81)
lag RDF.\$ RPercep	0.00579	0.00318	0.00579	0.00791	0.0122**	0.00791	-0.00158	-0.00659***	-0.00158
	(1.46)	(1.20)	(1.61)	(0.73)	(2.29)	(1.27)	(-0.25)	(-2.64)	(-0.33)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000114	-0.0000130	-0.0000114	-0.0000122	-0.0000171	-0.0000122	0.0000405	0.0000398*	0.0000405
	(-0.56)	(-0.59)	(-0.32)	(-0.20)	(-0.31)	(-0.16)	(1.40)	(1.68)	(0.95)
Fed.Grants growth	-0.0123	-0.00993	-0.0123	-0.0212	-0.0364*	-0.0212	0.0357	0.0393	0.0357
	(-0.54)	(-0.51)	(-0.42)	(-0.79)	(-1.88)	(-0.49)	(0.72)	(0.97)	(0.85)
Alignment gov.pres	-0.277	-0.153	-0.277	1.496	0.623	1.496	-1.607	-0.638	-1.607**
	(-0.36)	(-0.30)	(-0.52)	(0.90)	(0.56)	(1.57)	(-1.11)	(-0.67)	(-2.01)
FedFunds.gr*gov.pres	0.0182	0.0115	0.0182	0.0252	0.0425*	0.0252	-0.0350	-0.0392	-0.0350
	(0.78)	(0.56)	(0.59)	(0.73)	(1.72)	(0.50)	(-0.77)	(-0.97)	(-0.81)
State Income growth	0.0197	0.0551	0.0197	-0.0780	0.243	-0.0780	0.104	-0.0837	0.104
	(0.12)	(0.59)	(0.11)	(-0.26)	(1.20)	(-0.27)	(0.36)	(-0.84)	(0.49)
Unemployment growth	0.0155	0.00461	0.0155	0.0105	-0.0161	0.0105	0.0515	0.0219*	0.0515
	(0.60)	(0.37)	(0.53)	(0.27)	(-0.65)	(0.22)	(1.13)	(1.94)	(1.34)
Residuals			1.000***			1.000***			1.000***
			(4.41)			(3.69)			(4.14)
Constant	1.903	0.143	-1.444	4.086	-0.0688	-2.018	3.883	1.961*	-0.958
	(0.55)	(0.24)	(-0.83)	(1.39)	(-0.08)	(-1.00)	(0.73)	(1.74)	(-0.32)
Observations	478	478	478	238	238	238	240	240	240
R-squared	0.094		0.127	0.155		0.198	0.214		0.272
Adjusted R-squared	0.007		-0.014	0.032		-0.051	0.097		0.050
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.17 – Résultats sur les variations de l'emploi public – Prisons - Robustesse critère 4

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
<u>second</u>									
Nbr_BBR_Prep_C								0.597*** (2.71)	
Nbr_BBR_Prep_S									
Nbr_BBR_Imp_C		-0.354 (-1.26)			-0.0159 (-0.04)			-0.541 (-1.46)	
Nbr_BBR_Imp_S					-0.695* (-1.79)				
Constant		-0.219 (-0.28)			-0.347 (-0.37)			-1.316 (-1.34)	
<u>main</u>									
DEFSHOCK	0.00527 (0.35)	0.00444 (0.46)	0.00527 (0.25)	-0.00586 (-0.19)	0.00918 (0.50)	-0.00586 (-0.15)	0.0273* (2.05)	0.00290 (0.31)	0.0273 (1.00)
Nbr_BBR_Prep_C	-1.806** (-2.76)	0.771** (2.36)	0.637 (1.24)	1.567 (0.99)	0.0746 (0.12)	0.234 (0.25)	0 (.)		1.321** (2.06)
Nbr_BBR_Prep_S	-4.462*** (-4.96)	-0.129 (-0.33)	0.304 (0.45)	0 (.)	-1.794** (-2.23)	-0.918 (-0.78)	0.841 (0.46)	0.0444 (0.10)	0.199 (0.23)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		-0.611 (-0.78)	0 (.)		-0.210 (-0.16)	0 (.)		-0.847 (-0.84)
Nbr_BBR_Imp_S	0.638 (0.84)	-0.274 (-0.67)	-0.940 (-1.53)	0 (.)		-1.139 (-1.10)	-0.177 (-0.14)	0.798 (1.19)	0.758 (0.99)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	0.000943 (0.24)	-0.00112 (-0.41)	0.000943 (0.14)	-0.00487 (-0.76)	-0.00315 (-0.59)	-0.00487 (-0.38)	-0.00490 (-1.15)	0.00258 (0.93)	-0.00490 (-0.58)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	0.00396 (0.67)	-0.00336 (-1.06)	0.00396 (0.48)	0.00129 (0.14)	-0.00780* (-1.83)	0.00129 (0.09)	-0.00604 (-1.36)	-0.00394 (-1.29)	-0.00604 (-0.57)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.00941 (-1.18)	-0.00214 (-0.48)	-0.00941 (-0.83)	-0.00654 (-0.72)	-0.00136 (-0.16)	-0.00654 (-0.32)	0.00180 (0.25)	0.00434 (0.75)	0.00180 (0.12)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.00900 (-1.58)	-0.00383 (-1.03)	-0.00900 (-1.03)	-0.00467 (-0.62)	-0.00247 (-0.36)	-0.00467 (-0.29)	-0.00631 (-1.52)	-0.00568 (-1.24)	-0.00631 (-0.59)



Tableau A4.17 – Suite

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	-1.627 (-1.25)	-0.355 (-0.52)	-1.627 (-1.37)	-1.376 (-0.53)	0.00996 (0.01)	-1.376 (-0.69)	-0.376 (-0.40)	-1.585 (-1.28)	-0.376 (-0.25)
Election year +0	-0.159 (-0.19)	-0.865 (-0.91)	-0.159 (-0.14)	1.037 (1.05)	-0.304 (-0.26)	1.037 (0.55)	0.0828 (0.13)	-1.804 (-1.56)	0.0828 (0.06)
Party control	1.535 (1.65)	0.732 (1.14)	1.535 (1.55)	2.015 (1.21)	1.851* (1.86)	2.015 (1.22)	0.512 (0.45)	1.003 (1.23)	0.512 (0.39)
Legiscontrol divided	1.831 (1.56)	0.504 (0.51)	1.831 (1.25)	2.850 (1.54)	0.617 (0.49)	2.850 (1.26)	-0.498 (-0.33)	0.749 (0.67)	-0.498 (-0.24)
Republican governor	-0.783 (-0.80)	-0.827 (-0.90)	-0.783 (-0.84)	0.479 (0.41)	0.228 (0.24)	0.479 (0.27)	-0.484 (-0.51)	-1.204 (-1.11)	-0.484 (-0.34)
Substitute governor	-1.401 (-0.97)	-1.579 (-1.26)	-1.401 (-0.60)	0.364 (0.16)	-1.227 (-0.77)	0.364 (0.09)	-2.074 (-1.25)	-3.494** (-2.07)	-2.074 (-0.69)
Lameduck governor	0.0215 (0.02)	-0.865 (-1.23)	0.0215 (0.02)	-0.731 (-0.50)	-1.195 (-0.95)	-0.731 (-0.42)	1.437 (1.32)	-1.264 (-1.32)	1.437 (1.10)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.00333 (-0.42)	0.00555** (2.53)	-0.00333 (-0.76)	0.00327 (0.22)	0.00892*** (2.81)	0.00327 (0.48)	0.00450 (0.69)	0.00127 (0.37)	0.00450 (0.70)
lag RDF.\$ RPercap	-0.0177 (-1.40)	-0.00187 (-0.34)	-0.0177*** (-2.60)	-0.00999 (-0.82)	-0.00538 (-0.82)	-0.00999 (-0.96)	0.0235 (1.50)	0.00799 (1.13)	0.0235*** (2.87)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000118 (-0.25)	-0.0000133 (-0.48)	-0.0000118 (-0.20)	0.0000771 (1.03)	0.0000283 (0.78)	0.0000771 (0.60)	-0.000119* (-2.06)	-0.0000497 (-1.20)	-0.000119 (-1.62)
Fed.Grants growth	0.00542 (0.12)	0.00317 (0.11)	0.00542 (0.11)	-0.0537 (-0.65)	-0.0607 (-0.96)	-0.0537 (-0.72)	0.0914** (2.07)	0.0596* (1.79)	0.0914 (1.29)
Alignment gov.pres	0.604 (0.61)	0.344 (0.37)	0.604 (0.68)	0.981 (0.73)	0.00189 (0.00)	0.981 (0.61)	1.298 (1.09)	1.216 (1.18)	1.298 (0.96)
FedFunds.gr*gov.pres	0.00248 (0.06)	0.00960 (0.33)	0.00248 (0.05)	0.0357 (0.45)	0.0556 (0.82)	0.0357 (0.42)	-0.0588 (-1.21)	-0.0371 (-1.04)	-0.0588 (-0.81)
State Income growth	0.150 (0.42)	0.387*** (2.99)	0.150 (0.52)	0.764 (1.07)	0.634* (1.79)	0.764 (1.52)	-0.420 (-1.05)	0.284*** (2.84)	-0.420 (-1.17)
Unemployment growth	0.0403 (0.98)	0.0292 (1.18)	0.0403 (0.82)	0.0850 (1.02)	0.0886 (1.01)	0.0850 (1.05)	-0.00722 (-0.21)	0.000550 (0.03)	-0.00722 (-0.11)
Residuals			1.000*** (5.25)			1.000*** (4.90)			1.000*** (3.78)
Constant	11.82*** (4.87)	-0.475 (-0.26)	-0.845 (-0.29)	-1.978 (-0.60)	1.356 (0.56)	-0.400 (-0.12)	-1.896 (-0.37)	-1.224 (-1.59)	-5.629 (-1.08)
Observations	478	478	478	238	238	238	240	240	240
R-squared	0.101		0.159	0.104		0.226	0.132		0.220
Adjusted R-squared	0.015		0.024	-0.026		-0.013	0.002		-0.019
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.18 – Résultats sur les variations de l'emploi public - Hôpitaux - Robustesse critère 4

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
<u>second</u>									
Nbr_BBR_Prep_C								0.495 (0.58)	
Nbr_BBR_Prep_S									
Nbr_BBR_Imp_C		0.459 (0.55)			-0.807 (-1.01)			1.741 (1.03)	
Nbr_BBR_Imp_S					-0.0468 (-0.07)				
Constant		0.242 (0.19)			-0.365 (-0.21)			-3.784 (-1.51)	
<u>main</u>									
DEFSHOCK	-0.0212 (-0.57)	-0.0226 (-0.68)	-0.0212 (-0.66)	-0.0496 (-0.86)	-0.0693 (-1.24)	-0.0496 (-1.28)	0.0277 (0.52)	0.00702 (0.19)	0.0277 (0.50)
Nbr_BBR_Prep_C	1.819** (2.36)	0.246 (0.29)	0.202 (0.26)	-1.542 (-1.23)	1.091 (1.09)	1.165 (1.25)	0 (.)		0.497 (0.38)
Nbr_BBR_Prep_S	6.046*** (7.83)	-0.453 (-0.42)	-0.547 (-0.54)	0 (.)	0.310 (0.26)	0.601 (0.51)	11.57** (2.39)	-0.963 (-0.42)	-1.691 (-0.98)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		0.921 (0.78)	0 (.)		-0.896 (-0.68)	0 (.)		3.634* (1.76)
Nbr_BBR_Imp_S	8.187*** (6.33)	0.377 (0.48)	0.464 (0.51)	0 (.)		-0.162 (-0.16)	7.607** (2.17)	0.704 (0.57)	2.237 (1.43)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	0.0107 (0.96)	0.0126 (1.37)	0.0107 (1.04)	0.00806 (0.40)	0.0181 (1.07)	0.00806 (0.62)	0.00902 (0.51)	0.00818 (0.72)	0.00902 (0.52)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	0.0269 (1.35)	0.0193 (1.24)	0.0269** (2.16)	0.00589 (0.45)	0.00188 (0.16)	0.00589 (0.43)	0.0681 (1.37)	0.0372 (1.24)	0.0681*** (3.09)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.0315 (-1.26)	-0.0227 (-1.30)	-0.0315* (-1.84)	0.00492 (0.28)	0.00287 (0.17)	0.00492 (0.24)	-0.100 (-1.57)	-0.0511 (-1.48)	-0.100*** (-3.22)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.0165 (-0.86)	-0.0125 (-0.79)	-0.0165 (-1.26)	0.0184 (0.88)	0.0180 (0.94)	0.0184 (1.16)	-0.0683 (-1.50)	-0.0393 (-1.45)	-0.0683*** (-3.08)

Tableau A4.18 – Suite

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	0.00232 (0.00)	-0.216 (-0.16)	0.00232 (0.00)	1.154 (0.63)	-0.425 (-0.25)	1.154 (0.58)	-1.183 (-0.50)	1.216 (0.81)	-1.183 (-0.39)
Election year +0	0.294 (0.25)	-0.286 (-0.20)	0.294 (0.17)	0.0835 (0.06)	1.231 (0.94)	0.0835 (0.04)	0.370 (0.18)	-2.442 (-0.90)	0.370 (0.12)
Party control	0.691 (0.79)	0.809 (0.97)	0.691 (0.47)	-1.224 (-0.50)	-0.799 (-0.45)	-1.224 (-0.74)	0.483 (0.27)	-0.0449 (-0.03)	0.483 (0.18)
Legiscontrol divided	2.752 (1.49)	1.811 (1.13)	2.752 (1.26)	2.936 (0.99)	2.492 (1.30)	2.936 (1.34)	3.415 (0.98)	0.802 (0.41)	3.415 (0.79)
Republican governor	0.949 (0.77)	0.182 (0.17)	0.949 (0.68)	-2.682 (-1.45)	-2.792 (-1.32)	-2.682 (-1.52)	3.821 (1.32)	3.890* (1.94)	3.821 (1.34)
Substitute governor	-0.200 (-0.06)	-1.227 (-0.37)	-0.200 (-0.06)	-3.893 (-0.63)	-2.267 (-0.40)	-3.893 (-0.99)	1.113 (0.31)	1.972 (0.66)	1.113 (0.18)
Lameduck governor	-2.043 (-1.20)	-1.780* (-1.89)	-2.043 (-1.36)	-1.072 (-0.44)	-0.308 (-0.31)	-1.072 (-0.63)	-3.340 (-1.35)	-2.415* (-1.86)	-3.340 (-1.32)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.00791 (-0.48)	0.00122 (0.33)	-0.00791 (-1.22)	-0.00977 (-0.81)	-0.0105* (-1.74)	-0.00977 (-1.46)	-0.00810 (-0.41)	0.0131* (1.75)	-0.00810 (-0.62)
lag RDF.\$ RPercap	-0.0103 (-0.71)	-0.0104 (-1.62)	-0.0103 (-1.16)	-0.00811 (-0.42)	0.00282 (0.39)	-0.00811 (-0.78)	-0.00882 (-0.33)	-0.0185 (-1.22)	-0.00882 (-0.58)
RDF*DEFSHOCK	0.0000587 (0.51)	0.000118 (1.11)	0.0000587 (0.64)	0.000108 (0.70)	0.000251** (2.09)	0.000108 (0.83)	-0.00000859 (-0.05)	0.0000541 (0.47)	-0.00000859 (-0.06)
Fed.Grants growth	-0.0139 (-0.25)	-0.00332 (-0.04)	-0.0139 (-0.19)	0.00253 (0.06)	0.0346 (0.67)	0.00253 (0.03)	-0.0479 (-0.54)	-0.00101 (-0.01)	-0.0479 (-0.33)
Alignment gov.pres	1.599 (1.69)	1.619* (1.65)	1.599 (1.19)	1.727 (0.92)	2.450 (1.61)	1.727 (1.07)	4.149* (1.75)	3.358 (1.58)	4.149 (1.51)
FedFunds.gr*gov.pres	0.00872 (0.14)	-0.0160 (-0.18)	0.00872 (0.11)	0.000519 (0.01)	-0.0658 (-1.09)	0.000519 (0.01)	0.0448 (0.46)	-0.000270 (-0.00)	0.0448 (0.30)
State Income growth	0.345 (0.45)	0.377 (1.16)	0.345 (0.78)	-0.392 (-0.68)	-0.303 (-1.11)	-0.392 (-0.79)	0.792 (0.62)	0.783* (1.73)	0.792 (1.08)
Unemployment growth	-0.00775 (-0.16)	-0.00657 (-0.33)	-0.00775 (-0.10)	-0.0284 (-0.33)	-0.0277 (-0.58)	-0.0284 (-0.35)	0.110 (0.99)	0.0146 (0.59)	0.110 (0.83)
Residuals			1.000*** (5.67)			1.000*** (5.03)			1.000*** (5.72)
Constant	-23.80*** (-5.83)	-1.665 (-0.53)	-1.953 (-0.44)	-0.238 (-0.05)	-1.113 (-0.43)	-0.613 (-0.18)	-20.46** (-2.37)	-3.046 (-0.70)	-12.42 (-1.19)
Observations	478	478	478	238	238	238	240	240	240
R-squared	0.081		0.141	0.140		0.245	0.139		0.245
Adjusted R-squared	-0.008		0.003	0.015		0.011	0.011		0.014
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.19 – Résultats sur les variations de l'emploi public – Autoroutes - Robustesse critère 4

	MCO 1	1998-2017 SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	1998-2007 SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	2008-2017 SEQREG 8	FEVD 9
_second									
Nbr_BBR_Prep_C								-0.0592 (-0.29)	
Nbr_BBR_Prep_S									
Nbr_BBR_Imp_C		-0.306* (-1.81)			0.00784 (0.02)			-0.333 (-1.20)	
Nbr_BBR_Imp_S					0.0718 (0.57)				
Constant		1.284** (2.31)			0.396 (0.59)			0.990 (1.37)	
main									
DEFSHOCK	-0.00114 (-0.09)	-0.00168 (-0.15)	-0.00114 (-0.11)	-0.00206 (-0.10)	-0.00640 (-0.41)	-0.00206 (-0.11)	0.0111 (1.13)	0.0111 (1.28)	0.0111 (0.72)
Nbr_BBR_Prep_C	-3.909*** (-10.14)	-0.0818 (-0.46)	0.0554 (0.21)	-0.969* (-1.85)	-0.0861 (-0.32)	0.0494 (0.11)	0 (.)		0.0675 (0.19)
Nbr_BBR_Prep_S	-3.199*** (-5.83)	-0.257 (-1.26)	-0.286 (-0.84)	0 (.)	-0.281 (-1.20)	-0.544 (-0.99)	-0.889 (-1.13)	-0.369 (-0.90)	-0.652 (-1.34)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		-0.359 (-0.91)	0 (.)		0.384 (0.62)	0 (.)		-0.309 (-0.54)
Nbr_BBR_Imp_S	-3.216*** (-6.99)	0.206 (1.33)	0.173 (0.56)	0 (.)		0.337 (0.70)	-1.879* (-1.87)	0.395 (1.32)	0.669 (1.50)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	0.00541* (1.72)	0.00430* (1.84)	0.00541 (1.58)	-0.000168 (-0.03)	0.000581 (0.16)	-0.000168 (-0.03)	0.00508* (1.85)	0.00280 (1.26)	0.00508 (1.05)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	0.00565* (1.81)	0.00415 (1.58)	0.00565 (1.37)	-0.00353 (-0.91)	-0.00350 (-0.75)	-0.00353 (-0.55)	0.0145** (2.14)	0.0104** (2.29)	0.0145** (2.39)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	-0.0108 (-1.63)	-0.00962* (-1.81)	-0.0108* (-1.90)	0.00274 (0.31)	0.00302 (0.41)	0.00274 (0.29)	-0.0228** (-2.37)	-0.0198*** (-3.32)	-0.0228*** (-2.67)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.00539 (-1.45)	-0.00335 (-0.99)	-0.00539 (-1.23)	0.00228 (0.39)	0.00444 (0.88)	0.00228 (0.31)	-0.0138*** (-2.91)	-0.0111*** (-3.81)	-0.0138** (-2.26)

Tableau A4.19 – Suite

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	0.227 (0.34)	-0.277 (-0.61)	0.227 (0.38)	0.597 (0.73)	-0.358 (-0.57)	0.597 (0.65)	0.125 (0.10)	0.0478 (0.06)	0.125 (0.15)
Election year +0	-0.500 (-0.69)	-0.938* (-1.77)	-0.500 (-0.86)	0.225 (0.23)	-0.0884 (-0.16)	0.225 (0.26)	-1.053 (-1.54)	-1.770** (-2.46)	-1.053 (-1.26)
Party control	0.646 (1.65)	0.786** (2.32)	0.646 (1.30)	1.204 (1.56)	1.090** (2.53)	1.204 (1.56)	0.231 (0.40)	0.581 (1.21)	0.231 (0.31)
Legiscontrol divided	1.576*** (2.89)	1.672*** (3.43)	1.576** (2.18)	2.651** (2.24)	1.900*** (2.59)	2.651** (2.56)	1.087 (1.12)	1.539** (2.10)	1.087 (0.90)
Republican governor	-0.609* (-1.85)	-0.451* (-1.89)	-0.609 (-1.30)	-0.426 (-0.56)	-0.877 (-1.25)	-0.426 (-0.51)	-0.396 (-0.63)	-0.230 (-0.47)	-0.396 (-0.50)
Substitute governor	0.0673 (0.09)	0.0944 (0.16)	0.0673 (0.06)	-1.507 (-1.21)	-1.025 (-0.85)	-1.507 (-0.82)	0.962 (1.13)	0.548 (0.89)	0.962 (0.56)
Lameduck governor	1.047** (2.24)	0.462 (1.35)	1.047** (2.08)	1.290* (1.78)	0.585 (1.33)	1.290 (1.61)	1.077 (1.44)	0.363 (0.82)	1.077 (1.50)
lag EndBal.\$ RPercep	-0.00132 (-0.52)	-0.00161 (-1.35)	-0.00132 (-0.62)	-0.00574 (-1.25)	-0.00433** (-2.23)	-0.00574* (-1.80)	0.0000744 (0.02)	-0.000370 (-0.20)	0.0000744 (0.02)
lag RDF.\$ RPercep	0.0102*** (2.92)	0.00455** (2.07)	0.0102*** (3.21)	0.0153** (2.22)	0.00442 (0.96)	0.0153*** (2.87)	0.0192 (1.61)	0.00605** (2.02)	0.0192*** (3.51)
RDF*DEFSHOCK	-0.0000398 (-1.26)	-0.0000204 (-0.60)	-0.0000398 (-1.30)	-0.0000772 (-0.95)	-0.0000347 (-0.42)	-0.0000772 (-1.24)	-0.0000597 (-1.27)	-0.0000376 (-0.99)	-0.0000597 (-1.45)
Fed.Grants growth	0.0234 (0.94)	0.0214 (0.97)	0.0234 (0.94)	-0.0387 (-0.86)	-0.0234 (-0.64)	-0.0387 (-1.12)	0.0977** (2.80)	0.0558*** (3.61)	0.0977** (2.40)
Alignment gov.pres	0.679** (2.14)	0.984*** (3.33)	0.679 (1.51)	0.0653 (0.11)	1.106** (1.97)	0.0653 (0.08)	0.971 (1.31)	0.845 (1.36)	0.971 (1.26)
FedFunds.gr*gov.pres	-0.0228 (-1.03)	-0.0281 (-1.26)	-0.0228 (-0.87)	0.0570 (1.35)	0.0321 (0.83)	0.0570 (1.42)	-0.0796** (-2.69)	-0.0626*** (-3.48)	-0.0796* (-1.93)
State Income growth	0.0614 (0.35)	0.0735 (0.91)	0.0614 (0.42)	0.190 (0.73)	0.0346 (0.25)	0.190 (0.81)	0.0227 (0.13)	0.116 (1.20)	0.0227 (0.11)
Unemployment growth	0.0120 (0.49)	0.0172* (1.79)	0.0120 (0.48)	0.0100 (0.22)	0.0187 (1.01)	0.0100 (0.27)	0.0328 (0.95)	0.0136 (1.24)	0.0328 (0.89)
Constant	7.475*** (3.76)	-1.663*** (-3.41)	-3.537** (-2.40)	-4.194** (-2.39)	-1.054 (-1.45)	-1.560 (-0.97)	-1.457 (-0.53)	-2.227*** (-2.87)	-5.918** (-1.99)
Observations	478	478	478	238	238	238	240	240	240
R-squared	0.154		0.176	0.182		0.231	0.206		0.245
Adjusted R-squared	0.073		0.044	0.063		-0.007	0.087		0.015
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

Tableau A4.20 – Résultats sur les variations de l'emploi public - *Public Welfare* - Robustesse critère 4

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
<u>second</u>									
Nbr_BBR_Prep_C								0.0849 (0.22)	
Nbr_BBR_Prep_S									
Nbr_BBR_Imp_C		3.580 (0.64)			11.16 (0.79)			-1.573** (-2.22)	
Nbr_BBR_Imp_S					-0.978 (-0.19)				
Constant		-20.24 (-0.95)			-35.53 (-1.03)			2.078 (1.57)	
<u>main</u>									
DEFSHOCK	0.0653 (0.56)	0.0486 (0.51)	0.0653 (0.15)	0.345 (0.87)	0.483 (0.98)	0.345 (0.34)	0.000846 (0.04)	0.0128 (0.84)	0.000846 (0.03)
Nbr_BBR_Prep_C	-6.540 (-0.73)	-0.938 (-0.32)	-3.338 (-0.32)	46.03 (0.96)	2.098 (0.32)	2.922 (0.12)	0 (.)		-0.0137 (-0.02)
Nbr_BBR_Prep_S	-31.84 (-1.14)	-9.475 (-1.15)	-3.263 (-0.24)	0 (.)	-26.38 (-1.16)	-15.38 (-0.50)	-0.583 (-0.25)	-0.128 (-0.23)	0.446 (0.54)
Nbr_BBR_Imp_C	0 (.)		5.984 (0.38)	0 (.)		16.61 (0.48)	0 (.)		-2.028** (-2.05)
Nbr_BBR_Imp_S	-45.01 (-1.43)	-3.414 (-0.75)	-13.06 (-1.04)	0 (.)		-7.635 (-0.28)	-11.03*** (-5.28)	1.072 (1.37)	0.620 (0.83)
Nbr_BBR_Prep_C*DEFSHOCK	-0.00178 (-0.05)	-0.0106 (-0.40)	-0.00178 (-0.01)	0.0212 (0.28)	0.0521 (0.65)	0.0212 (0.06)	-0.00165 (-0.21)	-0.00774 (-1.52)	-0.00165 (-0.20)
Nbr_BBR_Prep_S*DEFSHOCK	0.0197 (0.62)	-0.0466 (-1.10)	0.0197 (0.12)	0.0637 (0.68)	-0.129 (-0.90)	0.0637 (0.18)	-0.00831 (-0.62)	-0.0181* (-1.71)	-0.00831 (-0.80)
Nbr_BBR_Imp_C*DEFSHOCK	0.00825 (0.13)	0.0360 (0.61)	0.00825 (0.04)	-0.0751 (-0.51)	-0.0568 (-0.48)	-0.0751 (-0.14)	0.00401 (0.19)	0.00737 (0.52)	0.00401 (0.27)
Nbr_BBR_Imp_S*DEFSHOCK	-0.0702 (-1.00)	0.00270 (0.09)	-0.0702 (-0.40)	-0.217 (-0.96)	-0.140 (-1.00)	-0.217 (-0.52)	0.000773 (0.05)	0.00395 (0.33)	0.000773 (0.07)

Tableau A4.20 – Suite

	1998-2017			1998-2007			2008-2017		
	MCO 1	SEQREG 2	FEVD 3	MCO 4	SEQREG 5	FEVD 6	MCO 7	SEQREG 8	FEVD 9
Election year -1	13.77 (1.27)	2.352 (0.76)	13.77 (0.57)	41.61 (1.30)	9.072 (0.86)	41.61 (0.80)	-1.397 (-0.69)	0.0143 (0.01)	-1.397 (-0.96)
Election year +0	53.54 (1.07)	25.62 (1.02)	53.54** (2.27)	126.3 (1.12)	54.28 (1.01)	126.3** (2.58)	-0.752 (-0.56)	-1.741 (-1.36)	-0.752 (-0.53)
Party control	22.15 (1.26)	15.92 (1.12)	22.15 (1.11)	20.65 (0.88)	16.62 (1.10)	20.65 (0.48)	0.0201 (0.02)	1.433* (1.79)	0.0201 (0.02)
Legiscontrol divided	18.72 (0.94)	-6.516 (-0.79)	18.72 (0.63)	-1.979 (-0.08)	-28.70 (-0.97)	-1.979 (-0.03)	0.492 (0.30)	0.269 (0.19)	0.492 (0.24)
Republican governor	-5.383 (-0.57)	-15.89 (-1.05)	-5.383 (-0.28)	-32.98 (-1.01)	-36.23 (-1.06)	-32.98 (-0.71)	-1.137 (-0.74)	0.586 (0.72)	-1.137 (-0.83)
Substitute governor	-15.00 (-0.88)	-0.553 (-0.12)	-15.00 (-0.32)	-31.39 (-0.82)	-2.761 (-0.21)	-31.39 (-0.31)	0.614 (0.41)	-1.891 (-1.24)	0.614 (0.21)
Lameduck governor	-10.97 (-0.86)	-8.821 (-0.98)	-10.97 (-0.54)	-22.98 (-0.66)	-22.84 (-0.96)	-22.98 (-0.51)	-2.316* (-1.89)	-1.461* (-1.94)	-2.316* (-1.85)
lag EndBal.\$ RPercap	-0.194 (-1.20)	0.0220 (0.97)	-0.194** (-2.05)	-0.200 (-0.84)	0.0653 (0.98)	-0.200 (-1.06)	0.00935 (1.08)	0.00754* (1.67)	0.00935 (1.52)
lag RDF.\$ RPercap	-0.434 (-1.51)	-0.0660 (-0.91)	-0.434*** (-3.11)	-0.394 (-1.02)	-0.150 (-0.95)	-0.394 (-1.42)	0.00252 (0.17)	0.000342 (0.07)	0.00252 (0.34)
RDF*DEFSHOCK	0.000321 (1.23)	0.000138 (0.82)	0.000321 (0.26)	-0.00105 (-0.63)	-0.00130 (-0.90)	-0.00105 (-0.31)	0.0000252 (0.44)	0.0000409 (0.81)	0.0000252 (0.36)
Fed.Grants growth	1.548 (0.98)	1.484 (0.98)	1.548 (1.54)	2.377 (1.01)	1.853 (0.86)	2.377 (1.23)	0.103* (2.06)	0.0770 (1.26)	0.103 (1.47)
Alignment gov.pres	-3.244 (-0.39)	-9.958 (-1.12)	-3.244 (-0.18)	26.93 (1.06)	0.997 (0.12)	26.93 (0.63)	-0.854 (-0.56)	-0.444 (-0.35)	-0.854 (-0.65)
FedFunds.gr*gov.pres	-1.286 (-0.94)	-1.424 (-0.99)	-1.286 (-1.21)	-1.639 (-0.95)	-1.507 (-0.81)	-1.639 (-0.73)	-0.0907* (-1.83)	-0.0834 (-1.33)	-0.0907 (-1.28)
State Income growth	-2.035 (-0.68)	3.391 (1.08)	-2.035 (-0.34)	-4.823 (-0.68)	9.914 (0.96)	-4.823 (-0.37)	1.111*** (3.94)	0.424** (2.25)	1.111*** (3.17)
Unemployment growth	-2.587 (-1.08)	-0.216 (-0.87)	-2.587** (-2.59)	-5.308 (-1.04)	-0.882 (-1.01)	-5.308** (-2.51)	0.138** (2.51)	0.0132 (1.08)	0.138** (2.17)
Residuals			1.000*** (5.45)			1.000*** (4.33)			1.000*** (4.28)
Constant	98.81 (1.48)	19.32 (0.98)	22.05 (0.37)	-65.49 (-0.84)	29.35 (1.10)	-52.62 (-0.58)	9.249* (1.72)	-1.215 (-0.96)	-9.293* (-1.86)
Observations	478	478	478	238	238	238	240	240	240
R-squared	0.106		0.148	0.130		0.213	0.224		0.287
Adjusted R-squared	0.019		0.012	0.003		-0.030	0.109		0.069
State FE	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
States	24	24	24	24	24	24	24	24	24

t statistics in parentheses \* p&lt;.1, \*\* p&lt;.05, \*\*\*p&lt;.01

