

Petit précis de politique budgétaire par tous les temps

Les multiplicateurs budgétaires au cours du cycle

Jérôme Creel

OFCE et ESCP Europe, Paris

Éric Heyer

Mathieu Plane

OFCE, Centre de recherche
en économie de Sciences Po

La *Revue de l'OFCE* est ouverte aux chercheurs et à tous les spécialistes en économie et en sociologie. La revue s'assure de la rigueur des propos qui sont tenus mais les jugements et opinions exprimés par les auteurs, y compris quant ils appartiennent à l'OFCE, n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquels ils appartiennent.

jerome.creel@ofce.sciences-po.fr

eric.heyer@ofce.sciences-po.fr

mathieu.plane@ofce.sciences-po.fr

La crise économique et financière a remis au goût du jour les politiques budgétaires keynésiennes. Si celles-ci n'ont pas permis d'éviter une récession sévère en 2009, elles ont pu néanmoins stopper l'hémorragie de la dépression. Même si l'incertitude concernant la reprise est grande, l'heure est désormais dans la plupart des pays à la consolidation budgétaire.

Plusieurs questions se posent alors. La première est celle de l'efficacité des politiques budgétaires que l'on évalue à partir de la mesure des multiplicateurs. Dans la première partie, nous passons en revue les différentes évaluations des multiplicateurs budgétaires. L'impact sur l'activité des politiques budgétaires diffère, d'une part, en fonction des instruments utilisés (dépenses publiques, baisse d'impôts...), des horizons de prévision, de la taille des pays et de leur structure productive et fiscale. Au-delà de la mesure des multiplicateurs keynésiens à court, moyen et long terme en fonction des différents instruments budgétaires, l'apport principal de cet article est d'introduire l'effet du cycle économique dans les chocs budgétaires. En intégrant dans notre modèle macroéconomique (emod.fr) une relation entre le taux chômage structurel et le taux de chômage effectif différente selon le cycle économique, l'impact de toute politique économique variera selon la position de l'économie dans le cycle. La dernière question qui découle des précédentes est donc : les politiques de consolidation budgétaire sont-elles adaptées à la situation conjoncturelle actuelle ? La réponse est non car les économies avancées se situent actuellement toutes en bas ce cycle. Dans ce contexte, les multiplicateurs budgétaires sont élevés et les effets récessifs des politiques d'austérité seront forts.

Mots clés : Modèle macroéconomique. Cycle économique.
Chômage structurel. Politique budgétaire, multiplicateur

« L'équilibre du budget n'était pas la seule camisole de force imposée à la politique. Il y avait aussi l'épouvantail (...) de risquer l'inflation. »

J. K. Galbraith. *La crise économique de 1929*.
Petite bibliothèque Payot, édition 2008, p. 258.

La crise économique et financière a remis au goût du jour les politiques budgétaires keynésiennes. Pour éviter un effondrement du système économique et financier, tous les pays de l'OCDE ont mis en place des plans de relance. Si ces mesures de crise n'ont pas permis, dans la plupart des pays, d'éviter une récession sévère en 2009, elles ont pu néanmoins stopper l'hémorragie de la dépression. Après la récession, une grande majorité d'entre eux a en effet retrouvé une croissance positive dès 2010. En revanche, le rebond de la croissance a été limité au regard de la chute et le déficit d'activité sera long à combler. Or, ce dernier pèse et pèsera durablement sur les comptes publics.

Même si l'incertitude concernant la reprise est grande, l'heure est désormais dans la plupart des pays à la consolidation budgétaire. Plusieurs questions se posent alors. La première, déterminante, est celle de l'efficacité des politiques budgétaires que l'on évalue à partir de la mesure des multiplicateurs. Dans la première partie, nous passons en revue les différentes évaluations des multiplicateurs budgétaires, dont certains peuvent être qualifiés de keynésiens, tant leur impact sur le PIB est important. L'impact sur l'activité des politiques budgétaires diffère, d'une part, en fonction des instruments utilisés (dépenses publiques, baisse d'impôts, ...), des horizons de prévision (court, moyen ou long terme), de la taille et la structure productive et fiscale des pays. D'autre part, au-delà des différences d'impact, les résultats diffèrent en fonction des méthodes utilisées pour ces évaluations (approches narratives, modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR), modèles macro économétriques). Les évaluations que nous avons menées dans notre étude se situent dans la dernière catégorie, c'est-à-dire que nous utilisons le modèle macro économétrique de l'économie française, *e-mod.fr* de l'OFCE, pour mesurer l'impact sur l'activité d'un choc permanent de 1 point de PIB d'une hausse des dépenses publiques ou d'une baisse équivalente des prélèvements obligatoires. Au-delà de la mesure des multiplicateurs keynésiens à court, moyen et long terme en fonction des différents instruments budgétaires, l'apport principal de cet article est d'introduire l'effet du cycle économique dans les chocs budgétaires. Dans la deuxième partie de l'article, nous détaillons la méthode utilisée pour prendre en compte cet effet dans notre modèle. Cela passe principalement par le canal du chômage structurel dont les variations dépendent de la position de l'économie dans le cycle. En intégrant dans notre modèle une relation entre le taux chômage structurel et le taux de chômage effectif différente selon le cycle économique, toute politique économique aura non seulement un impact conjoncturel mais aussi structurel, et celui-ci variera selon la position de l'économie dans le cycle. Une impulsion budgétaire positive aura un

impact différent sur l'activité selon que l'économie se situe en bas ou en haut de cycle. Dans le cas d'une relance budgétaire en haut de cycle, l'impact inflationniste annulera progressivement, *via* le creusement du déficit commercial, les effets positifs de la relance. À l'inverse, une politique de relance en bas de cycle sera durablement efficace car non inflationniste, le chômage structurel baissant avec le chômage effectif. La dernière question qui découle des précédentes est donc : les politiques de consolidation budgétaire sont-elles adaptées à la situation conjoncturelle actuelle ? La réponse est non car les économies avancées se situent actuellement toutes en bas ce cycle. Dans ce contexte, les multiplicateurs budgétaires sont élevés et les effets récessifs des politiques d'austérité seront forts. D'autres effets, non intégrés dans notre modèle et qui feront l'objet d'un travail ultérieur, renforcent ce résultat. L'impact de la restriction budgétaire sera d'autant plus fort que la situation conjoncturelle est dégradée, que les cycles économiques dans les pays partenaires sont proches, que ces politiques budgétaires sont synchronisées, et que les marges d'action de la politique monétaire sont restreintes.

1. L'effet multiplicateur, keynésien ou non keynésien ?

Après la mise en œuvre de plans de relance massifs dans la plupart des pays pour contrecarrer les effets de la crise économique mondiale, la question de l'impact de la hausse des dépenses publiques et/ou de la baisse des impôts sur l'activité économique est un sujet de débat incontournable. Ces plans permettent-ils effectivement de relancer l'activité et l'emploi, ou sont-ils voués à l'échec ?

Deux grandes écoles théoriques s'opposent sur l'impact attendu à court terme et moyen terme d'une politique budgétaire ¹. D'un côté, les économistes dits « keynésiens » considèrent qu'une augmentation d'un point de PIB des dépenses publiques (ou d'une baisse équivalente des impôts) doit donner lieu à une augmentation du PIB de plus d'un pourcent : on parle alors *strictement* d'effet multiplicateur keynésien (*cf.* Kahn, 1931 ; Keynes, 1936 ; Haavelmo, 1945) ². De l'autre, de nombreux économistes doutent des capacités de la politique budgétaire à engendrer une augmentation plus que proportionnelle du PIB. Dans cette école, il

1. De grandes différences demeurent entre les écoles de pensée à propos des effets à long terme de la politique budgétaire. Elles dépendent fondamentalement des effets attribués à la dette publique, partie intégrante ou non de la richesse nette de ceux qui la détiennent. La majeure partie des évaluations empiriques que nous évoquons dans cet article ne traite pas de cette question. Pour cette raison, nous ne développons pas ce point ici.

2. D'après Keynes (1936), « dans chaque période la théorie du multiplicateur s'applique, en ce sens que l'accroissement de la demande globale est égal au produit de l'accroissement de l'investissement global par le multiplicateur, tel qu'il est alors déterminé par la propension marginale à consommer » (p.102). La relation entre le multiplicateur k et la propension marginale à consommer c est telle que $c = 1 - 1/k$ d'après Keynes (p. 96). Le multiplicateur budgétaire keynésien est toujours supérieur à l'unité car la propension marginale à consommer est toujours strictement inférieure à l'unité. Pour sa part, le théorème d'Haavelmo, selon lequel une politique d'accroissement des dépenses publiques financée immédiatement et exclusivement par l'impôt produit un effet multiplicateur unitaire conduit à l'argument suivant : seule une politique d'accroissement des dépenses publiques engendrant un déficit budgétaire (donc financée par l'emprunt) peut produire un effet multiplicateur supérieur à l'unité. Ceci vaut aussi en économie ouverte, à condition toutefois que le taux d'ouverture de l'économie soit inférieur à la propension marginale à consommer.

faut alors distinguer ceux qui concluent en faveur d'un multiplicateur budgétaire positif (quoiqu'inférieur à l'unité) de ceux qui concluent en faveur d'un multiplicateur budgétaire négatif ; dans ce dernier cas, on parlera strictement de multiplicateurs budgétaires anti-keynésiens.

On a pu montrer ailleurs que l'existence de tels effets anti-keynésiens était exceptionnelle, voire qu'elle n'était qu'une illusion statistique consécutive à une mauvaise prise en compte des autres politiques menées simultanément par les autorités publiques, monétaire et/ou de change (*cf. Creel et al., 2005*).

Nous nous concentrerons donc ici sur des estimations des effets macroéconomiques de la politique budgétaire qui concluent à un effet positif de celle-ci sur le PIB³.

On distingue aujourd'hui trois approches d'identification des chocs de politique budgétaire permettant de calculer des multiplicateurs : les deux premières sont (presque) totalement empiriques, tandis que la troisième repose sur un modèle macro économétrique, incorporant donc l'approche empirique dans un cadre théorique.

La question de l'identification des chocs de politique budgétaire est centrale, dans la mesure où les dépenses, les recettes et, par conséquent, les déficits publics sont soumis à de nombreuses influences qui ne permettent pas d'attribuer leurs modifications exclusivement à des décisions du gouvernement. Outre les stabilisateurs automatiques, qui lient solde public et conjoncture, les déficits présents dépendent également du montant de la dette publique – donc des déficits passés –, pour le calcul du service de la dette, mais aussi du niveau des taux d'intérêt, donc à la fois de la politique monétaire, passée, présente, voire future anticipée, et des forces de marché intervenant sur les marchés obligataires. Le report des opérateurs de marché – banques, assurances, fonds d'investissement, etc. – vers les obligations publiques, dans une phase aiguë de crise de financement des entreprises privées, produit un surcroît de demande d'obligations publiques qui aboutit à une baisse des rendements de ces titres. Le coût de financement présent des dépenses publiques en est réduit d'autant. En revanche, une défiance vis-à-vis de la dette publique d'un Etat, même si elle est limitée aux seuls marchés secondaires, peut engendrer une montée des taux de rendement des émissions obligataires nouvelles qui pèse à terme sur les capacités de financement des dépenses publiques, et grève ces dépenses de charges d'intérêt supplémentaires.

La première méthode empirique d'identification des chocs de politique budgétaire permettant de calculer des effets multiplicateurs est due à Ramey et Shapiro (1998), puis à Romer et Romer (2009, 2010), et repose sur la méthode d'identification des changements de politique monétaire des seconds, méthode qualifiée d'approche narrative (Romer et Romer, 1989). Dans le cas de la politique budgétaire, cette approche consiste à répertorier les changements de législation fiscale qui apparaissent dans les lois de finances successives. Romer et Romer (2009,

3. On évoquera cependant quelques exceptions dans la littérature.

2010) distinguent ces changements selon quatre grandes motivations : financer un nouveau programme de dépenses, réduire les déficits publics passés, mener une politique contra-cyclique ou accroître la croissance économique à long terme. Seuls les changements de fiscalité répondant à cette dernière motivation sont exogènes de toute autre variable macroéconomique selon les auteurs : ils constituent donc des chocs non anticipés et discrétionnaires de politique budgétaire. La méthode de Romer et Romer (2009, 2010) vise donc à mesurer l'impact sur le PIB d'un changement discrétionnaire de politique fiscale : il s'agit donc de mesurer l'effet d'une politique structurelle, et non pas l'effet d'une politique conjoncturelle.

La seconde méthode empirique est due à Blanchard et Perotti (2002). Elle repose sur l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) réduit à trois variables : dépenses publiques, recettes fiscales et PIB. Conceptuellement a-théorique, le modèle suppose que le PIB réagit graduellement – et pas instantanément – aux chocs de politique budgétaire⁴. Ces derniers sont identifiés comme les résidus structurels du modèle SVAR initial. Les résidus canoniques du SVAR initial sont corrigés des élasticités instantanées entre variables budgétaires (dépenses, recettes) et PIB – témoignant ainsi des stabilisateurs automatiques – mais aussi des relations instantanées entre dépenses et recettes discrétionnaires : soumis à la contrainte (implicite dans Blanchard et Perotti, 2002) d'équilibre budgétaire inter temporel, les gouvernements choisissent de façon discrétionnaire leurs montants de dépenses (ou bien de recettes) et ajustent en conséquence les montants de recettes (ou bien de dépenses). Enfin, les auteurs estiment, par la méthode des variables instrumentales, les effets systématiques, mais non automatiques, des dépenses et des recettes sur le PIB, effets qu'ils déduisent là aussi des résidus canoniques. Les résidus structurels ainsi calculés sont interprétés comme la part discrétionnaire des dépenses, d'une part, et des recettes, d'autre part. Par les calculs d'impulsion, Blanchard et Perotti (2002) calculent, à l'instar de Romer et Romer (2009, 2010), les effets sur le PIB d'une politique budgétaire structurelle, et non pas d'une politique conjoncturelle.

Il faut souligner que le calcul du multiplicateur budgétaire devrait permettre de calculer l'impact d'une politique budgétaire conjoncturelle sur le PIB : lorsque la croissance économique ralentit, la mise en œuvre d'une politique contra-cyclique peut relancer l'économie. La question est alors de savoir de combien. Pour cela, le recours à un modèle macro économétrique peut s'avérer utile. Dans un tel cadre, les modifications de politique budgétaire peuvent être introduites en variantes ; ainsi, il n'est pas nécessaire de procéder à une identification préalable de la part autonome de cette politique budgétaire qui aboutit forcément à des calculs d'effets multiplicateurs de la seule part discrétionnaire ou structurelle de la politique budgétaire.

4. Canova et Pappa (2007) et Mountford et Uhlig (2009) identifient les chocs budgétaires en introduisant dans le modèle VAR des restrictions de signe sur la dynamique des variables budgétaires. Ils imposent aussi l'orthogonalité entre les chocs réels et les chocs de politique monétaire afin de corriger l'évolution des variables budgétaires de celle des variables monétaires.

Aussi, la dernière méthode employée pour procéder à des calculs d'effets multiplicateurs utilise des modèles macro économétriques, qui mêlent concepts théoriques et estimations empiriques, dans un cadre bouclé macro-économiquement. Le développement récent des modèles dynamiques stochastiques en équilibre général (DSGE en anglais, pour *dynamic stochastic general equilibrium*) au FMI, à la Commission européenne, dans les banques centrales, etc., qui ont remplacé les modèles macro économétriques keynésiens, permet d'évaluer les répercussions des chocs, réels, monétaires, financiers et de politique économique sur les grands comportements économiques (consommation, investissement, balance courante, etc.), dans un environnement international et bouclé. Par définition, cependant, les effets ainsi calculés des chocs le sont à partir d'une situation économique préalable d'équilibre général. Les chocs introduits sont exogènes, par définition, et bien souvent autorégressifs.

La diversité des approches utilisées pour calculer des effets multiplicateurs donne évidemment lieu à une diversité de résultats (tableau 1). Dans le cas des États-Unis, les approches statistiques donnent des valeurs maximales des multiplicateurs budgétaires comprises entre 1,2 (Blanchard et Perotti, 2002) et 3,0 (Romer et Romer, 2010). Ces mêmes valeurs sont comprises entre 0,5 (Cogan *et al.*, 2010) et 2,2 (IMF, 2010a) si l'on adopte une approche macro économétrique. En dépit de cette diversité, qui s'explique par des choix différents de modélisation des comportements (*cf. infra*), on remarquera que dans la majorité des études recensées, le multiplicateur budgétaire américain peut bel et bien être qualifié de keynésien. Etant supérieur à l'unité (dans le meilleur des cas, certes), le choc budgétaire concourt donc largement à son financement : la hausse de dépenses (ou la baisse de fiscalité) induit une hausse plus que proportionnelle du PIB qui engendre une hausse suffisamment importante des rentrées fiscales pour résorber considérablement le déficit public⁵.

Les différences d'effets multiplicateurs parmi les études fondées sur des modèles macro économétriques dépendent des hypothèses de modélisation sur les éléments jugés défavorables de la politique budgétaire : effet d'éviction par le taux d'intérêt, effet d'éviction par le taux de change (ou par l'extérieur), effet du fardeau de la dette (ou équivalence ricardienne), ou effet distorsif de la fiscalité.

Plus précisément, parmi les raisons qui peuvent expliquer la faiblesse des effets multiplicateurs dans les études de Smets et Wouters (2007) et Cogan *et al.* (2010), il faut rappeler deux éléments importants, déjà mis en avant dans l'analyse critique de l'étude du FMI (2010a). D'une part, dans Smets et Wouters (2007), les ménages sont supposés ne pas faire face à une contrainte de liquidité (principe d'équivalence ricardienne) : ils optimisent leur consommation sur une durée de vie infinie, et peuvent avoir recours à des marchés financiers et de crédits parfaits pour faire face à

5. Si l'élasticité des recettes fiscales au PIB est unitaire et si le taux moyen de prélèvements obligatoires est proche de 0,3, comme c'est le cas aux États-Unis, un effet multiplicateur égal à 3 aboutit à l'autofinancement intégral de la politique budgétaire.

des dépenses de consommation supérieures à leurs revenus présents. En levant cette hypothèse et en estimant une proportion de ménages contraints par la liquidité (27 % de l'ensemble des ménages), Cogan *et al.* (2010), dont le modèle reproduit sensiblement celui de Smets et Wouters (2007) après introduction de *scenarii* d'évolution des taux d'intérêt, montrent que l'effet multiplicateur passe de 0,5 à 0,56 et reste donc bien loin de l'unité. D'autre part, les deux études font l'hypothèse que les chocs budgétaires sont permanents mais ne visent pas à améliorer la croissance de long terme, contrairement à la procédure d'identification des chocs budgétaires par Romer et Romer (2010). Ces chocs permanents pèsent alors lourdement sur l'endettement public et sur les politiques fiscales futures, nécessairement restrictives pour stabiliser la dette. Ces politiques, supposées être anticipées par des ménages non contraints par la liquidité, ont des effets négatifs sur les décisions de consommation et d'investissement de ces agents et limitent la production future, donc l'effet multiplicateur.

Tableau 1 : Les effets multiplicateurs aux États-Unis dans la littérature récente

| Auteur(s) | Effet multiplicateur maximal |
|---------------------------------------|------------------------------|
| Méthode 1 : approche narrative | |
| Romer et Romer (2010) | 3,0 |
| Méthode 2 : (S)VAR | |
| Blanchard et Perotti (2002) | 1,2 |
| Ilzetzki <i>et al.</i> (2009) | 2,3 |
| Méthode 3 : modèles | |
| Taylor (1993) | 1,4 |
| Smets et Wouters (2007) | 1,0 |
| Romer et Bernstein (2009) | 1,6 |
| Cogan <i>et al.</i> (2010) | 0,5 |
| FMI (2010a) | 2,2 |

La dispersion des effets multiplicateurs aux États-Unis, telle qu'elle apparaît dans le tableau 1, ne découle pas seulement de techniques d'estimation ou d'hypothèses de modélisation différentes, mais aussi d'instruments différents de politique économique. Les estimations du FMI (2010a) et d'Ilzetzki *et al.* (2009) portent sur l'investissement public, tandis que Romer et Romer (2010) évaluent l'impact d'une baisse des impôts. Il existerait donc un effet de composition dans le calcul des multiplicateurs. En témoigne le résultat d'une méta-analyse sur les effets multiplicateurs calculés dans la littérature à partir de modèles macro économétriques réalisée par l'OCDE en 2009 (tableau 2) ⁶. S'il ressort qu'aucune politique budgétaire expansionniste, quelle qu'elle soit, n'engendre d'effet

6. Les estimations ont été réalisées en supposant que la politique monétaire était accommodante.

défavorable sur le PIB, en moyenne, les politiques fiscales imposent une charge importante sur le budget de l'État : les recettes fiscales qu'elles permettent de dégager, *via* la hausse de l'activité, sont très insuffisantes pour compenser la baisse initiale. En effet, les baisses d'impôts donnent lieu à des augmentations d'épargne. L'effet de la politique fiscale sur la demande en est atténué d'autant. Ces effets négatifs jouent cependant d'autant moins que les ménages sont soumis à des pressions sur leurs revenus et/ou sont dans l'incapacité de recourir au crédit pour financer leur consommation. Pour cette raison, les multiplicateurs relatifs aux baisses de l'impôt sur le revenu et à la TVA peuvent être supérieurs à l'unité. Ces effets négatifs sont évidemment profondément atténués en cas de dépenses directes de l'Etat dans l'économie, *via* les investissements publics. Ceux-ci génèrent en moyenne un multiplicateur budgétaire keynésien, *i.e.* supérieur à l'unité.

**Tableau 2 : Multiplicateurs budgétaires dans les modèles macro économétriques
résultats de la méta-analyse de l'OCDE**

| | Année 1 | | |
|-------------------------|--------------|--------------|----------------|
| | Valeur basse | Valeur haute | Valeur moyenne |
| Investissement public | 0,6 | 1,9 | 1,1 |
| Impôts sur les sociétés | 0,1 | 0,5 | 0,3 |
| Impôts sur le revenu | 0,1 | 1,1 | 0,5 |
| TVA | 0,0 | 1,4 | 0,5 |
| Cotisations sociales* | 0,0 | 1,2 | 0,4 |

* Effet estimé d'une baisse des cotisations sociales employeurs et/ou employés.

Source : OCDE (2009).

Le choix de l'instrument budgétaire est donc un élément clé dans l'évaluation de l'efficacité des politiques budgétaires. Spilimbergo *et al.* (2009) ne s'y sont pas trompés. Après avoir précisé les défauts que l'on attribue bien souvent aux politiques budgétaires en général et aux plans de relance en particulier – les auteurs évoquent les longs délais de prise de décision budgétaire, les baisses d'impôts qui interviennent trop tardivement ou sont pérennisées au-delà de la période de crise –, ils insistent sur le fait que, pour être efficace, un plan de relance, *i.e.* une politique budgétaire discrétionnaire de soutien à la demande, doit s'appuyer sur des mesures prises à temps, temporaires, et ciblées, la désormais fameuse trilogie (en anglais) des 3T : *timely, temporary, targeted*. La référence à des mesures ciblées est justement liée au choix de l'instrument budgétaire : à titre d'exemple, en phase de chute de demande, les politiques de transferts sociaux peuvent se révéler très efficaces pour relancer la consommation à court terme.

Le caractère temporaire de la politique budgétaire de relance va à l'encontre de l'identification des chocs budgétaires promue par Romer et Romer (2010). Il sied cependant parfaitement à l'utilisation de modèles VAR. Comme en témoigne le tableau 3, l'évaluation récente des effets multiplicateurs ne s'est pas cantonnée aux

États-Unis. De nombreuses études ont été menées sur des données issues de pays européens et sud-américains. Hormis certains pays dans Perotti (2004) – le Royaume-Uni – ou Marcellino (2006) – la France et l’Espagne –, et Cerda *et al.* (2006) pour l’économie chilienne, toutes les études répertoriées concluent à un effet positif de la politique budgétaire sur le PIB. Quelques-unes concluent, à l’instar de Blanchard et Perotti (2002), à un effet multiplicateur keynésien, pour l’Espagne, la France, l’Italie et le Royaume-Uni.

Tableau 3 : Multiplicateurs budgétaires dans la littérature fondée sur des estimations (S)VAR

| | Pays | | Effet multiplicateur de... |
|----------------------------------------|------------|-----------------------|---------------------------------------------------------|
| Blanchard & Perotti (2002) | États-Unis | Dépenses | = [0,9;1,3] (court terme) |
| Mohr (2002) | Allemagne | Dépenses | Positif (court terme) |
| Perotti (2004) | États-Unis | Dépenses | = [0,1;0,7] (court terme) = [-1,3;1,0] (long terme) |
| | Allemagne | Dépenses | = [0,8;1,3] (court terme) = [-0,7;1,1] (long terme) |
| | RU | Dépenses | = [-0,2;0,5] (court terme) = [-1,1;0,8] (long terme) |
| | Canada | Dépenses | = [0,1;0,6] (court terme) = [-2,2;0,9] (long terme) |
| | Australie | Dépenses | = [0,0;0,6] (court terme) = [0,2;0,6] (long terme) |
| Biau & Girard (2005) | France | Dépenses | = 1,4 (court terme) = 1,8 (long terme) |
| Cerda <i>et al.</i> (2006) | Chili | Dépenses | Négatif (court terme) |
| Marcellino (2006) | Allemagne | Dépenses | Nul |
| | France | Dépenses | Négatif (court terme) |
| | Italie | Dépenses | Nul |
| | Espagne | Dépenses | Négatif (court terme) |
| Restrepo & Ricon (2006) | Chili | Dépenses | Positif (court terme) |
| | Colombie | Dépenses | |
| Rezk <i>et al.</i> (2006) | Argentine | Dépenses | Positif (court terme) |
| Giordano <i>et al.</i> (2007) | Italie | Dépenses | = 1,7 (court terme) |
| Creel <i>et al.</i> (2007) | France | Solde primaire | = 0,8 (court terme) = 2,0 (long terme) |
| De Castro Fernandez & Hernandez (2008) | Espagne | Dépenses | = 1,3 (court terme) = 0,3 (long terme) |
| Creel <i>et al.</i> (2009) | RU | Investissement public | = 3,1 (long terme) |
| Benetrix & Lane (2009) | Irlande | Investissement public | Positif (court terme) |
| Burriel <i>et al.</i> (2010) | Zone euro | Dépenses | = 0,9 (court terme) = 0,0 (long terme) |

La dimension temporelle de la politique budgétaire – le fait qu'elle soit mise en œuvre « à temps » – est particulièrement cruciale : une politique macro-économique efficace se doit en effet d'être contra-cyclique. L'estimation d'effets multiplicateurs par la méthode VAR n'est pas adaptée à cette condition d'efficacité de la politique budgétaire. Les chocs sur les résidus structurels interviennent sur une économie parvenue à une position historique moyenne, donc pas forcément soumise à une situation défavorable justifiant le recours à une politique budgétaire. L'approche narrative est, de ce point de vue, potentiellement plus adaptée : il doit être possible d'identifier, parmi toutes les modifications intervenues dans la politique fiscale ou budgétaire d'un pays, celles qui ont eu lieu en phase de basse conjoncture et d'évaluer leurs effets sur le PIB, en comparaison avec les mêmes modifications intervenues en phase plus haute de conjoncture. Cependant, il n'existe pas, à notre connaissance, d'étude ayant mené une telle analyse. L'étude récente du FMI (2010b) généralise, certes, l'approche de Romer et Romer (2010) à un panel de quinze pays, mais ne répertorie que les contractions budgétaires délibérées des autorités gouvernementales pour réduire leurs déficits. Après deux ans, une contraction budgétaire de l'ordre de 1 % du PIB réduirait le PIB en volume de 0,5 %.

De leur côté, les modèles macro économétriques de type DSGE ne sont pas adaptés à l'estimation des effets d'une politique budgétaire mise en œuvre « à temps » : ils présupposent l'équilibre général. Les chocs estimés interviennent donc à l'état stationnaire.

L'objectif de cet article est justement d'introduire dans l'estimation macro économétrique des effets de la politique budgétaire et fiscale sur le PIB l'incidence de la position dans le cycle de l'économie considérée, en l'occurrence la France. L'incidence du cycle d'activité dans les variations du chômage structurel est l'objet de la partie suivante.

2. La prise en compte du cycle d'activité dans les variations du chômage structurel

2.1. Le modèle théorique

Au cours des années 1990, dans un contexte de baisse du taux de chômage sans inflation, se sont développées des méthodes économétriques à paramètres variables (dites Time-Varying NAIRU) permettant de rendre compte de ce phénomène par une baisse du chômage structurel (\bar{U})⁷.

Cette méthode s'appuie sur un « modèle espace-état » composé d'une boucle prix-salaire (équation de signal) et d'un processus décrivant les variations de \bar{U} , seule variable inobservée du système estimé (équation d'état ou de transition).

7. Nous ne ferons pas ici de distinction entre le chômage d'équilibre, le chômage structurel et le NAIRU.

Le modèle standard est le suivant :

$$\begin{cases} \dot{P}_C = \sum_{i=1}^n \alpha_i \dot{P}_{C_{t-i}} + \sum_{i=1}^n (1-\alpha_i) \dot{P}_{C_{t-i+1}} + \alpha_4 (\dot{P}_{M_t} - \dot{P}_{C_t}) + \alpha_5 (U_t - \bar{U}_t) + \varepsilon_{P_C} & (1) \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \varepsilon_U & (2) \end{cases}$$

avec \dot{P}_C : taux de croissance des prix à la consommation

\dot{P}_M : taux de croissance des prix à l'importation

U : taux de chômage

\bar{U} : taux de chômage structurel, d'équilibre, NAIRU

L'équation (1) est identique au « *triangle model* » de Gordon (1997). L'inflation est ici déterminée par trois catégories de facteurs : l'inflation passée⁸, la demande mesurée par l'écart entre le taux de chômage observé et le chômage structurel, et une variable d'offre, mesurée ici par l'écart entre les prix d'importations et de consommation. C'est une équation proche des formes réduites des équations de Phillips où, à la place du chômage, intervient l'écart entre chômage et chômage structurel.

L'équation (2) décrit le processus de variations du chômage structurel, qui, dans sa version la plus simple, suit une marche aléatoire (King *et alii*, 1995 ; Gordon, 1997).

Mais cette spécification standard, purement stochastique du chômage structurel, ne permet pas d'expliquer ses fluctuations. D'ailleurs, la majorité des études ne tente pas de prévoir ses évolutions futures, renonçant alors à formuler des recommandations de politique économique pour en abaisser le niveau (Richardson *et alii*, 2000 ; Irac, 2000 ; Boone *et alii*, 2001 ou Laubach, 2001).

De nombreux travaux (Mc Morrow et Roeger, 2000 ; Heyer et Timbeau, 2002 ; Logeay et Tober, 2003 ; Slacalek, 2003 ; Heyer *et alii*, 2007) ont tenté de dépasser les limites du modèle standard en enrichissant la dynamique du chômage structurel. En partant de celui-ci, ces travaux limitent au court terme l'influence de la variable inobservée et permettent de définir un chômage structurel à partir de la dynamique jointe de variables exogènes, comme le chômage (U), les taux d'intérêt à dix ans réels (i) ou la productivité du travail (π^9).

$$\begin{cases} \dot{P}_C = \sum_{i=1}^n \alpha_i \dot{P}_{C_{t-i}} + \sum_{i=1}^n (1-\alpha_i) \dot{P}_{C_{t-i+1}} + \alpha_4 (\dot{P}_{M_t} - \dot{P}_{C_t}) + \alpha_5 (U_t - \bar{U}_t) + \varepsilon_{P_C} & (1) \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \gamma_1 \Delta U_t + \gamma_2 (i_t - i_{t-4}) + \gamma_3 (\pi_t - \pi_{t-4}) + \varepsilon_U & (3) \end{cases}$$

8. Notons ici qu'il est fait l'hypothèse d'une indexation des prix unitaire. Bien que la désindexation ait souvent été mise en évidence économétriquement (par exemple, Ralle et Toujas-Bernatte, 1990 ou Passeron et Romans, 2002), elle est controversée. Pour certains auteurs l'indexation serait toujours unitaire (Blanchard et Sevestre, 1989).

L'équation (2) du modèle de base s'enrichit donc de ces variables exogènes (équation (3)). Ce modèle est très proche de ceux formulés et estimés dans Heyer et Timbeau (2002) ou Heyer *et alii* (2007).

Dans ces travaux, un ralentissement de la productivité conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une élévation du taux de chômage d'équilibre. L'élasticité de long terme estimée dans les différents travaux sur l'économie française se situe entre - 0,5 et - 0,1: une hausse de la productivité de 1 point réduit le taux de chômage d'équilibre de 0,1 à 0,5 point. Celle estimée pour les taux d'intérêt réels de long terme est comprise entre 0,1 et 0,6. Cet impact des taux d'intérêt sur le chômage d'équilibre peut transiter au travers de canaux simples *via* le coût d'usage du capital productif (Bonnet et Mahfouz, 1996 ; Cotis, Méary et Sobczak, 1998) ou plus complexes. Pour Fitoussi et Phelps (1988), la demande de travail dépend du salaire réel, comme dans les théories traditionnelles, mais aussi du taux d'intérêt puisqu'il détermine le prix des actifs que les entreprises désirent accumuler. L'impact des taux d'intérêt sur le taux de chômage structurel passe alors *via* le marché des capitaux. Un niveau élevé des taux d'intérêt déprime le prix des actifs et donc la demande de travail entraînant une hausse du taux de chômage d'équilibre.

Enfin, la variation du chômage structurel dépend de la variation du chômage effectif. Cette idée est déjà présente dans Cross (1988) ou Mankiw (2001). Lorsque le paramètre γ_1 est positif, une augmentation du chômage entraîne une augmentation du chômage structurel. Cet effet dynamique peut s'interpréter par un effet d'hystérèse¹⁰ (Blanchard et Summers, 1986) : cela correspond à une convergence entre le chômage d'équilibre et le chômage effectif, après un choc macroéconomique. Le taux de chômage d'équilibre tend à augmenter avec le chômage effectif, expliquant une partie de sa variation (Phelps, 1994). L'explication d'une telle situation tient d'une part à la possible persistance du choc, d'autre part à l'insuffisance des mécanismes d'ajustement. Ainsi, après un choc macroéconomique, lorsque le chômage augmente, certains salariés sont exclus définitivement du marché du travail, et le poids du chômage sur les salaires s'en trouve diminué, impliquant un chômage plus élevé pour une même inflation. Inversement, lorsque le chômage baisse, les exclus sont progressivement réintégrés (soit par des politiques actives, soit par l'apurement des files d'attente) et le poids du chômage sur les salaires augmente. La perte de capital humain associée aux périodes d'inactivité, d'autant plus importante que la durée moyenne de chômage augmente, peut aussi justifier ce type

9. D'autres déterminants du chômage d'équilibre sont avancés dans la littérature théorique. Ils sont généralement déduits d'un modèle WS-PS (salaire minimum (L'Horty et Rault (1999), Campens *et alii* (2001), taux de remplacement (Layard *et alii* (1991), Laffargue et Thibault (1998), le coin fiscal-social (Padoa-Schioppa (1990), Manning (1993), Cornéo (1994), Cotis *et alii* (1998), ainsi que toutes autres variables (pouvoir de négociation, *mismatch*, degré de concurrence, coûts de licenciements, etc.) pointées par les théoriciens du marché du travail Cahuc et Zylberberg (1996). Aucune de ces variables ne ressort significativement au seuil de 10 % ; elles ne sont donc pas retenues dans la suite de notre travail.

10. Certains auteurs contestent le terme d'hystérèse pour décrire ces phénomènes. Voir Cross (1995) ou Amable *et alii* (1995).

de dynamique. Ces explications ne sont pas les seules possibles. Tout phénomène dynamique d'ajustement entre l'offre et la demande de travail peut aussi justifier ce type de liaisons (Lipsey, 1960 ; Lindbeck et Snower, 1989).

Dans ces études, ces trois effets – le chômage effectif, les taux d'intérêt réels et la productivité du travail – sont supposés constants, identiques quelle que soit la situation économique initiale. Or il est possible d'imaginer que ces effets, en particulier l'effet d'hystérèse, soient différents selon que l'économie se situe en haute conjoncture, proche du plein emploi ou au contraire lorsque celle-ci s'éloigne de son potentiel de croissance¹¹.

Nous proposons ici de compléter les travaux antérieurs en levant l'hypothèse de constance de ce type d'effet et de leur permettre de varier eux aussi au cours du temps.

Cela revient à prendre en compte la position de l'économie dans le cycle d'activité en faisant dépendre les coefficients de l'équation (3) de celui-ci. Cela revient à tester l'hypothèse selon laquelle les élasticités de l'équation (3) sont une fonction linéaire du cycle économique :

$$\begin{cases} \beta_1 = F_1(\text{CycleEconomie}_t) \\ \beta_2 = F_2(\text{CycleEconomie}_t) \\ \beta_3 = F_3(\text{CycleEconomie}_t) \end{cases}$$

Le modèle finalement estimé est le suivant :

$$\begin{cases} \dot{P}_C = \sum_{i=1}^n \alpha_i \dot{P}_{C_{t-i}} + \sum_{i=1}^n (1 - \alpha_i) \dot{P}_{C_{t-i+1}} + \alpha_4 (\dot{P}_M - \dot{P}_C) + \alpha_5 (U_t - \bar{U}_t) + \varepsilon_{P_C} & (1) \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \gamma_1 \Delta U_t + \gamma_2 (\Delta U_t * \text{CycleEconomie}_t) + \gamma_3 (i_t - i_{t-4}) + \gamma_4 ((i_t - i_{t-4}) * \text{CycleEconomie}_t) \\ \quad + \gamma_5 (\pi_t - \pi_{t-4}) + \gamma_6 ((\pi_t - \pi_{t-4}) * \text{CycleEconomie}_t) + \varepsilon_U & (4) \end{cases}$$

avec

$$\begin{cases} \beta_1 = \gamma_1 + \gamma_2 \text{CycleEconomie}_t \\ \beta_2 = \gamma_3 + \gamma_4 \text{CycleEconomie}_t \\ \beta_3 = \gamma_5 + \gamma_6 \text{CycleEconomie}_t \end{cases}$$

11. Un travail récent de Guichard et Rusticelli (2010) examine justement comment le choc sur le chômage global résultant de la crise économique peut être transmis au chômage structurel par des effets d'hystérèse qui se produisent *via* la montée du chômage de longue durée. L'augmentation estimée de chômage structurel résultant de la crise est estimée à ¾ de point de pourcentage pour l'OCDE dans son ensemble, mais cette étude souligne les différences importantes entre pays.

2.2. Les résultats d'estimations

La période d'estimation s'étend de 1980 à 2008. Les données proviennent des comptes nationaux trimestriels pour l'économie française. En ce qui concerne la mesure du cycle économique, plusieurs variables sont candidates : le taux de chômage de longue durée (ou sa part dans le taux de chômage total) en est une mais n'a pu être retenue compte tenu du fait qu'il n'est connu que depuis 1993. Le taux d'utilisation des capacités de production en est une autre mais les données issues d'enquêtes de conjoncture ne portent que sur le seul secteur industriel. Une méthode simple de décomposition cycle-tendance du PIB à l'aide d'un filtre HP a été testée et donne des résultats intéressants (colonne 8 du tableau 1). Nous avons aussi retenu la mesure du cycle économique calculé par de nombreux instituts, comme la Banque de France, l'OFCE ou l'OCDE. Retenant des méthodes et des concepts différents, les évaluations diffèrent selon les instituts. En privilégiant le critère de « reproductibilité » de nos résultats ainsi que la possibilité de tester cette formulation pour d'autres pays développés, cela nous a conduit à retenir celle mesurée et calculée par l'OCDE¹².

Dans un premier temps, nous avons actualisé les estimations réalisées au cours de travaux antérieurs (Heyer et Timbeau, 2002 ; Heyer *et alii* 2007). Les résultats sont résumés dans la colonne (1) du tableau 4. L'estimation de l'équation 1 donne des résultats similaires à ceux obtenus lors des études précédentes. En revanche, en ce qui concerne l'équation d'état (équation 4), si les variations du chômage structurel semblent toujours influencées par un effet d'hystérèse et par les variations du taux d'intérêt avec un ordre de grandeur comparable aux estimations antérieures, les variations de la productivité du travail ne ressortent plus significativement dans nos nouvelles estimations.

Dans ces conditions, nous avons testé l'impact de la conjoncture sur les deux effets restants significatifs. Si l'effet d'hystérèse semble bien dépendre de la situation conjoncturelle, cela ne semble pas être le cas pour le second effet lié aux taux d'intérêt. Ainsi l'estimation simultanée de ces deux effets (colonne 3) ne permet pas de faire ressortir significativement l'effet cyclique des taux d'intérêt sur le chômage structurel, tandis que l'effet d'hystérèse est significatif à 5 %. Ce résultat est confirmé par l'estimation séparée de ces deux effets (colonnes 4 et 5). Ainsi, seul l'impact des variations du chômage sur le chômage structurel semble dépendre du contexte conjoncturel.

Enfin, à l'instar de la littérature utilisant la technique du filtre de Kalman, l'estimation de la variance du TV-NAIRU, et par là du ratio signal/bruit, donnent des résultats décevants. Dans de nombreux cas, l'estimation de la variance des

12. Il est important de signaler que la prise en compte de l'*output gap* dans nos estimations a pour but de prendre en considération les mouvements de l'activité. Le niveau de l'*output gap* ne sera pas ici interprété. Ainsi, un *output gap* nul, par exemple, n'implique pas une égalité entre le taux de chômage effectif et le NAIRU. Par ailleurs, les résultats obtenus en utilisant l'*output gap* de l'OCDE (colonne 6) ou le cycle par un filtre HP (colonne 8) sont très proches.

erreurs ne permet pas la convergence du système. Dans d'autres, comme c'est le cas ici (colonne 5), elle aboutit à une valeur très faible et non significative, c'est-à-dire au résultat gênant d'un TV-NAIRU constant. Stock (1994) impute ce résultat à un biais économétrique qualifié de *pile-up problem* et lié à la méthode du filtre de Kalman : en présence de variables d'état non stationnaires, l'estimation par le maximum de vraisemblance des variances est « piégée » dans une solution en coin et tend généralement vers zéro. Stock et Watson (1998) montrent que le risque de rencontrer ce problème est significativement réduit grâce à la « méthode d'initialisation diffuse » qui consiste à calibrer de façon suffisamment grande la valeur de la variance avant la procédure d'estimation. Dans tous ces cas, nous avons été contraints d'imposer la valeur de la variance. Le choix s'appuie alors sur un *a priori* relatif aux évolutions de la variable d'état. Conformément à la littérature, nous retenons le critère « esthétique » de Gordon (1997) selon lequel le TV-NAIRU doit être relativement lisse afin de rester fidèle à la définition du taux de chômage naturel proposée par Friedman (1968). Cette paramétrisation est relativement satisfaisante car l'estimation du TV-NAIRU et des autres élasticités n'en dépendent que faiblement (colonnes 5 à 7).

À l'aune des critères d'information, l'estimation la plus robuste est celle résumée en colonne 6. L'élasticité du chômage structurel au taux d'intérêt réel (i) s'élève à 0,24. Ainsi, une baisse de 1 point de « i » conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de 0,24 point du chômage structurel. Cette élasticité est très proche de celle estimée par Heyer *et alii* (2007) qui l'évaluait à 0,26. En ce qui concerne l'effet d'hystérèse, sa valeur moyenne, se situe aux alentours de 0,9. Là aussi, nous retrouvons un résultat proche de ceux obtenus dans des travaux antérieurs, qui la situait entre 0,8 et 0,9.

L'originalité de ce travail réside dans le caractère non constant de cet effet. Celui-ci dépend de la position dans le cycle économique, mesurée ici par l'*output gap* de l'OCDE. Le paramètre γ_2 qui mesure cet effet sort significativement dans nos estimations. Son signe est négatif et indique une contra-cyclicité de cet effet : plus on se situe en bas de cycle (respectivement en haut de cycle), plus la valeur de β_1 est forte (respectivement faible). Autrement dit l'effet d'hystérèse serait plus important en période de basse conjoncture, lorsque le taux de chômage effectif est très éloigné du chômage structurel.

Précisons à ce stade que la valeur de cette élasticité, issue de l'équation 4, est une évaluation de long terme de l'effet d'hystérèse en fonction du cycle d'activité. Or, avant de procéder à des simulations de politique économique, il conviendra d'enrichir cette analyse de sa dynamique de court terme. Cette dernière doit être cohérente notamment avec une certaine inertie du TV-NAIRU estimée par notre modèle et illustrée par un ratio signal-bruit faible.

Tableau 4 : Estimation des différents modèles selon le ratio signal/bruit

Période d'estimation : 1980 t1-2008 t4

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | |
|----------------------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|------------|
| Équation 1 | | | | | | | | | |
| ΔP_{C-1} | 0,40 (3,70) | 0,39 (3,70) | 0,41 (3,85) | 0,40 (3,56) | 0,36 (5,05) | 0,42 (4,09) | 0,41 (3,88) | 0,39 (3,84) | α_1 |
| ΔP_{C-2} | 0,24 (2,65) | 0,24 (2,97) | 0,23 (2,43) | 0,24 (3,01) | 0,43 (7,10) | 0,24 (2,51) | 0,24 (2,53) | 0,24 (2,58) | α_2 |
| ΔP_{C-3} | 0,32 (3,99) | 0,32 (3,98) | 0,31 (4,06) | 0,32 (3,99) | 0,14 (2,26) | 0,31 (3,91) | 0,31 (3,89) | 0,31 (4,05) | α_3 |
| $\Delta P_M - \Delta P_C$ | 0,06 (3,41) | 0,06 (3,47) | 0,07 (3,49) | 0,06 (3,42) | 0,11 (7,82) | 0,07 (3,57) | 0,07 (3,61) | 0,05 (2,54) | α_4 |
| U-U | -0,15* (-1,95) | -0,15* (-2,08) | -0,11* (-2,27) | -0,16 (-2,05) | -0,13 (-2,53) | -0,11 (-2,40) | -0,11 (-2,36) | -0,10 (-2,58) | α_5 |
| Équation 4 | | | | | | | | | |
| ΔU | 0,92 (2,67) | 0,93 (2,75) | 0,78** (1,82) | 0,90 (2,64) | 0,94 (2,36) | 0,92 (2,02) | 0,91 (1,91)* | 0,91 (2,10) | γ_1 |
| $\Delta U * \text{CycleEco}^a$ | | | -0,32* (-2,31) | | -0,20* (-1,86) | -0,28* (-1,77) | -0,23** (-1,79) | -0,18* (-2,20) | γ_2 |
| $i-i_{-4}$ | 0,21* (2,24) | 0,20* (2,27) | 0,25* (2,34) | 0,19* (2,24) | 0,16 (2,51) | 0,24* (2,32) | 0,26* (2,37) | 0,30* (2,06) | γ_3 |
| $(i-i_{-4}) * \text{CycleEco}^a$ | | | 0,04*** (0,72) | 0,01*** (0,21) | | | | | γ_4 |
| $\pi - \pi_{-4}$ | -0,01*** (-0,13) | | | | | | | | γ_5 |
| σ^2_{eq1} | 0,09 (7,54) | 0,09 (7,69) | 0,09 (8,46) | 0,09 (7,79) | 0,06 (11,22) | 0,09 (8,30) | 0,09 (8,03) | 0,08 (8,13) | |
| Ratio signal/bruit | 0,25c | 0,25c | 0,01 c | 0,20 c | 10-4 E*** | 0,1 c | 0,25 c | 0,25 c | |
| Likelihood | -25,67 | -25,68 | -23,77 | -25,78 | -24,10 | -24,55 | -24,85 | -19,58 | |
| Akaike | 0,64 | 0,62 | 0,63 | 0,64 | 0,61 | 0,62 | 0,63 | 0,54 | |
| Schwarz | 0,87 | 0,83 | 0,87 | 0,87 | 0,83 | 0,84 | 0,85 | 0,77 | |
| Hannan-Quinn | 0,73 | 0,70 | 0,73 | 0,73 | 0,70 | 0,71 | 0,72 | 0,63 | |
| Taux de chômage 2008t4 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | 7,8 | |
| TV-NAIRU 2008t4 | 6,8 | 6,8 | 7,2 | 6,8 | 7,2 | 7,1 | 6,8 | 7,2 | |

Notations : *, **, *** signifie que le coefficient est non significatif à 1%, 5% et 10%

Le t de Student est entre parenthèses.

C : contraint et E : estimé

^a Le cycle économique est mesuré soit par une méthode simple de décomposition cycle-tendance du PIB à l'aide d'un filtre HP (colonne 8). Dans les autres colonnes, la mesure retenue est l'*output gap* évalué par l'OCDE.

Sources : INSEE, OCDE, calculs des auteurs.

3. Évaluation de l'impact des multiplicateurs budgétaires au cours du cycle

À partir des éléments discutés dans les parties précédentes, il est possible d'évaluer l'impact de chocs de politique budgétaire sur l'économie française selon que ceux-ci sont mis en place en haut ou en bas de cycle.

Nous évaluons les différents scénarios à l'aide du modèle macroéconomique de l'OFCE, *e-mod.fr*.

Encadré : *e-mod.fr*

Estimé dans le cadre fourni par la comptabilité nationale, le modèle trimestriel de l'OFCE, *e-mod.fr* *, est centré sur l'étude de l'économie française. Ce modèle permet d'analyser des politiques macroéconomiques et budgétaires. Il est également utilisé comme un outil d'analyse de la conjoncture et sert à la prévision à court terme et à la simulation de moyen terme. Il impose un cadre comptable rigoureux et assoit les exercices de prévision sur des équations de comportement. Le secteur productif est décomposé en sept branches (agriculture et agroalimentaire, énergie, produits manufacturés, bâtiment et travaux publics, commerce, services marchands et services non marchands) et cinq agents sont distingués (ménages, sociétés et quasi-sociétés, institutions financières, administrations publiques, reste du monde).

Le modèle est construit à partir de l'hypothèse d'un fonctionnement « néo-keynésien » de l'économie. En période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale (consommation, investissement, variations de stocks, exportations) contraint l'offre et détermine à court terme la production. Cependant, ce modèle de demande est tempéré par le fait que le niveau de la production rétroagit sur les prix et par ricochet sur les comportements de demande. Une baisse de la production réduit l'emploi, si bien que le nombre de chômeurs augmente. Le taux d'utilisation des capacités de production diminue. Le relâchement des tensions sur les marchés du travail et des biens et services diminue les coûts de production et donc les prix, ce qui tend à restaurer la demande.

Les conditions de l'offre jouent à court terme sur le commerce extérieur, *via* la compétitivité et les tensions sur les capacités de production, et, sur la consommation, *via* l'inflation. La dynamique prend en compte les comportements de stockage. Enfin, à moyen terme, le modèle retrouve une dynamique plus classique, avec un état stationnaire réglé par un chômage d'équilibre.

* Pour plus de détails le lecteur pourra se référer à Chauvin *et al.* (2002).

Dans ce modèle, nous avons enrichi l'équation de Phillips standard en y introduisant l'analyse effectuée dans la section 2 ; l'ensemble peut être résumé par le système qui suit ¹³ :

$$\left\{ \begin{aligned} \ddot{W}_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ddot{W}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \ddot{P}_{C,t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta U_{t-i} \\ &\quad - \gamma \left[\dot{W}_{t-1} - \mu_0 \dot{P}_{C,t-1} + \mu_1 (U_{t-1} - \bar{U}_{t-1}) - \mu_2 \pi_{t-1} \right] + \varepsilon_{W_t} \quad (5) \\ \bar{U}_t^* &= \bar{U}_{t-1} + \gamma_1 \Delta U_t + \gamma_2 \Delta U_t^* \text{ CycleEconomiq}_t \\ &\quad + \gamma_3 (i_t - i_{t-4}) + \gamma_4 ((i_t - i_{t-4})^* \text{ CycleEconomiq}_t) + \varepsilon_{U_t} \quad (6) \\ \bar{U}_t &= \lambda \bar{U}_{t-1} + (1 - \lambda) \bar{U}_t^* + \varepsilon_{\bar{U}_t} \quad (7) \end{aligned} \right.$$

L'équation (5) est une écriture en modèle à correction d'erreurs de la courbe de Phillips dans laquelle apparaît le chômage d'équilibre issue du filtre de Kalman. L'équation (6) retranscrit les évolutions à long terme de ce chômage d'équilibre alors que l'équation (7) décrit sa dynamique.

Cette dernière a été estimée sur la période 1980-2008. Les résultats sont les suivants ¹⁴ :

$$\bar{U}_t = 0.76^* \bar{U}_{t-1} + 0.24^* \bar{U}_t^* + \nu_t \quad (6.27) \quad (2.02)$$

Diagnostic statistique

$$\begin{aligned} LM(1) &= 1.02 & LM(4) &= 1.38 & ARCH(4) &= 1,06 \\ &[p > 0,31] & [p > 0,25] & & [p > 0,39] \\ RESET(1) &= 1.32 & BERA JARQUE &= 3.16 \\ &[p > 0,25] & & [p > 0,21] \\ R^2 &= 0,96 & \hat{\varepsilon}, \hat{\varepsilon} &= 8.12 & \hat{\sigma} &= 0.29 \end{aligned}$$

Cette équation a des propriétés statistiques satisfaisantes. Les tests LM conduisent au rejet de l'hypothèse d'auto-corrélation des résidus de l'équation. Ces résidus sont homoscédastiques au regard du test ARCH. La forme fonctionnelle de l'équation est validée par le test Reset. Enfin, selon le test de Bera Jarque, les résidus de l'équation suivent une loi normale.

13. Dans le modèle *emod.fr*, les prix à la consommation sont fonction des prix à l'importation (P_M) et des prix de la valeur ajoutée (P_V) :

$$\dot{P}_{C_t} = \eta \dot{P}_{M_t} + (1 - \eta) \dot{P}_{V_t} + \varepsilon_{P_C}$$

Les prix de la valeur ajoutée résultent de la maximisation du profit des firmes sur un marché à compétitivité imparfaite. Le niveau de prix désiré correspond à un taux de marge désiré (M^d) qui s'ajoute aux coûts salariaux unitaires (CU).

$P_{V_t} = CU_t + M^d$, avec $CU_t = W_t + P_{v_t} - \pi_t$ où T_C est le taux de cotisations sociales employeurs.

14. Le t de Student est entre parenthèses.

Afin d'évaluer l'impact des multiplicateurs budgétaires sur le PIB en fonction de la position de l'économie dans le cycle, nous avons testé un certain nombre de variantes budgétaires. Quatre variantes s'attachent à quantifier l'impact sur la croissance d'une baisse durable des prélèvements obligatoires de 1 point de PIB. Elles concernent les cotisations sociales salariées, les cotisations sociales employeurs, la CSG et la TVA. Trois autres variantes évaluent les effets sur l'activité d'une hausse durable des dépenses publiques de 1 point de PIB également. Celles-ci concernent l'investissement public, les prestations sociales et l'emploi public.

Dans toutes nos variantes, la politique monétaire est exogène et neutre, quelle que soit la position de l'économie dans le cycle et quels que soient l'origine et l'impact de la variante. Les variations des agrégats macroéconomiques liées à l'impact des variantes budgétaires n'ont en retour aucun effet sur les taux d'intérêt.

Les variantes sont effectuées dans le cadre d'une économie ouverte. Les politiques budgétaires et monétaires de nos partenaires commerciaux sont toujours neutres et leur position dans le cycle est en permanence intermédiaire. Cela suppose que les variantes des politiques budgétaires et fiscales sont toujours isolées et que celles-ci ne sont jamais coordonnées avec nos partenaires commerciaux. Ce type d'exercice nécessite de faire l'hypothèse implicite qu'il puisse y avoir des désynchronisations conjoncturelles entre la France et ses partenaires commerciaux.

3.1. Effet des multiplicateurs budgétaires selon l'instrument utilisé

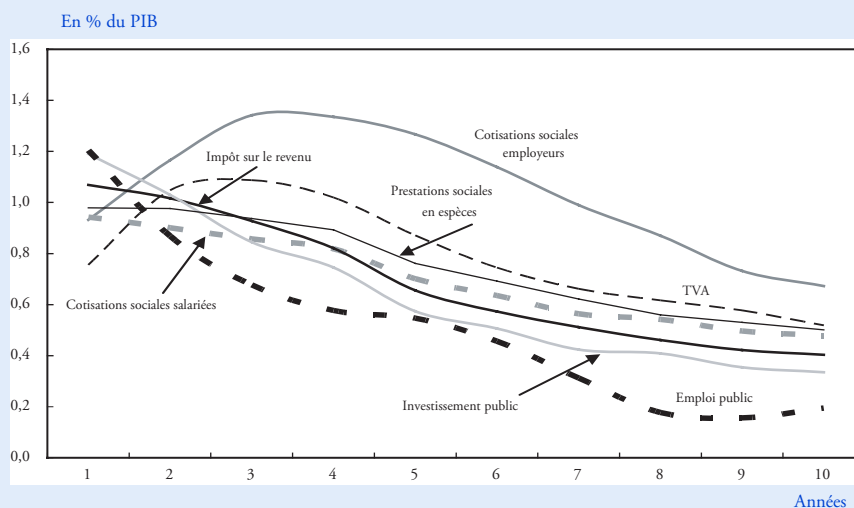
Dans un premier temps, nous avons évalué l'impact des variantes budgétaires en faisant l'hypothèse que l'économie se situait en milieu de cycle, c'est-à-dire avec un *output gap* nul. La première année, l'impact est compris entre 0,8 point de PIB (variante TVA) et 1,2 point de PIB (variantes investissement public et emploi public) selon l'origine de la variante (tableau 5). Ces valeurs d'impact sont conformes à celles issues des travaux de l'OCDE (tableau 2) et restent généralement en deçà des estimations réalisées sur données américaines à partir de modèles macro-économétriques (tableau 1).

Les variantes de dépenses publiques ont un impact plus fort à court terme (compris entre 1 et 1,2 point de PIB) que les variantes sur les prélèvements obligatoires (PO) dont les effets sont compris entre 0,8 et 1,1 point de PIB. À moyen terme (cinq ans), les disparités en termes d'impact augmentent : elles vont de 0,6 point de PIB (variante emploi public) à 1,3 point de PIB (variante cotisations sociales employeurs) (graphique 1). Pour toutes les variantes, dans le cadre d'un choc isolé, l'impact s'atténue à moyen terme en raison de la dégradation du solde commercial, à l'exception de la variante cotisations employeurs et dans une moindre mesure de celle de la baisse de la TVA. La baisse des cotisations employeurs permet aux entreprises françaises de diminuer le coût salarial unitaire et de gagner des parts de marché sur l'extérieur, ce qui dynamise les exportations. La baisse de la TVA en permettant un partage entre baisse des prix hors taxe et hausse des marges des entreprises permet aux entreprises d'augmenter les exportations, ce qui permet de

compenser les importations supplémentaires générées par la hausse de la consommation des ménages. Dans les autres variantes, la dégradation du solde commercial ampute en moyenne la croissance de 0,6 point de PIB à cinq ans et 0,7 point de PIB à dix ans.

Ces deux variantes ont des effets particulièrement positifs sur l'activité pour plusieurs raisons. La première est que les variantes visant à accroître la demande dégradent la balance commerciale dans le cadre d'une relance isolée. Dans le cadre d'une relance coordonnée avec les principaux partenaires commerciaux, le solde commercial n'aurait pas de raison de se détériorer et les effets des multiplicateurs seraient supérieurs. Deuxièmement, les taux de change dans notre modèle sont exogènes et fixes en variante. Dans un modèle où les taux de change seraient endogénéisés, la baisse des coûts de production, et l'amélioration du solde commercial qui en découle, conduiraient à une appréciation du taux de change qui diminuerait les effets du multiplicateur à moyen et long terme. Enfin, ces variantes ne supposent pas de fonction de réactions des partenaires commerciaux aux politiques économiques adoptées. Or, dans un cadre de taux de change fixe, les mesures de dévaluation fiscale peuvent conduire les partenaires commerciaux à adopter des politiques similaires de façon à réduire leurs pertes de parts de marché. Une telle politique de nos partenaires réduirait probablement les effets initiaux du multiplicateur visant à accroître des parts de marché sur l'extérieur, à moins que les effets conjugués de hausse de demande se renforcent.

Graphique 1 : Impact sur le PIB d'une baisse durable des prélèvements obligatoires ou d'une hausse permanente des dépenses publiques d'1 point de PIB en milieu de cycle



Sources : e-mod.fr, calculs des auteurs.

À long terme (dix ans), les effets sont positifs dans toutes les variantes mais les écarts sont importants : l'impact sur le PIB va de 0,2 point de PIB (emploi public) à 0,7 point de PIB (cotisations sociales employeurs) (tableau 4 et graphique 1). Si à court terme, le multiplicateur de la dépense publique est plus fort que celui des PO, conformément aux résultats de la méta-analyse menée par l'OCDE (2009), à long terme c'est l'inverse : la baisse des impôts ou cotisations sociales est moins inflationniste que la hausse des dépenses publiques, ce qui permet de limiter les pertes de compétitivité à long terme et le creusement du déficit commercial. En revanche, le modèle ne prend pas en compte les externalités positives de certaines politiques qui vont au-delà de l'approche comptable. Le rendement économique à long terme de certaines politiques, comme l'investissement public, en augmentant la trajectoire de productivité à moyen et long terme améliore la compétitivité et la croissance potentielle de l'économie. C'est une des limites de notre travail qui entraîne une sous-estimation de l'impact de certaines variantes, notamment celle sur l'investissement public.

3.2. Effet des multiplicateurs budgétaires selon la position dans le cycle économique

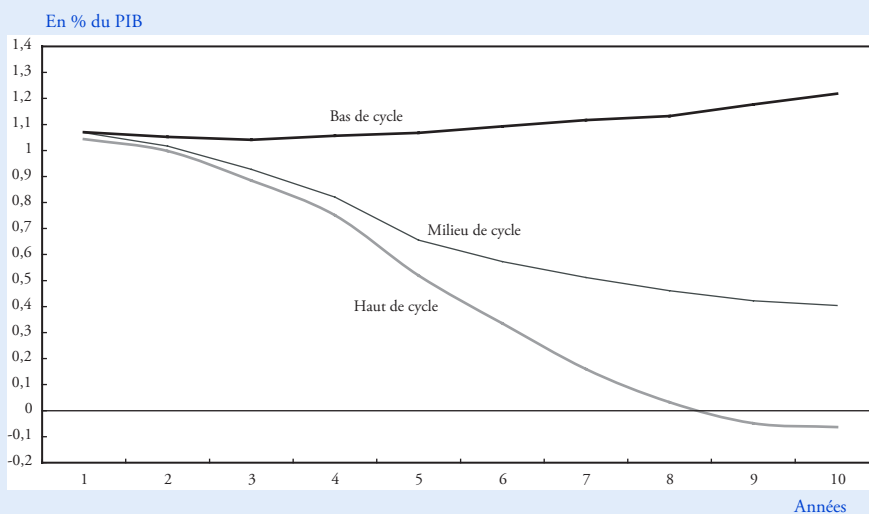
Dans toutes nos variantes, les multiplicateurs varient en fonction de la nature du choc budgétaire et de la position de l'économie dans le cycle. Pour évaluer l'impact de nos variantes, nous avons retenu pour chacune d'entre elles trois positions dans le cycle : le bas de cycle correspond à un *output gap* de -2 et le haut de cycle à un *output gap* de +2 (le milieu de cycle correspondant à un *output gap* nul). L'*output gap* est endogène, c'est-à-dire qu'il évolue avec les effets du choc sur l'activité.

En bas de cycle, les effets multiplicateurs sont amplifiés par le fait qu'il n'y a pas de tensions inflationnistes dans l'économie et que dans ce cadre là, les politiques de relance budgétaire ne font que compenser la désinflation, voire même la déflation sous jacente. Les chocs permettent de ramener plus rapidement l'économie vers l'équilibre sans déstabiliser la balance commerciale, l'inflation générée par les impulsions budgétaires étant annihilée par la tendance déflationniste liée au déficit d'activité. À l'inverse, en haut de cycle, les politiques de relance conduisent à des tensions inflationnistes dégradant rapidement et fortement le solde commercial. Dans un schéma de haute conjoncture, l'impact de la variante à long terme (dix ans), dans le meilleur des cas, est nul sur l'activité malgré la dégradation du déficit public structurel (tableau 5). Si à court terme, les effets des variantes sont proches quelle que soit la position dans le cycle, les impacts des chocs à long terme sur le PIB sont très différents selon la conjoncture (graphique 2).

Dans nos simulations, on fait les hypothèses que l'économie dans laquelle se situe le choc initial est la seule à se trouver dans cette position cyclique, les autres économies étant en milieu de cycle et ne pratiquant pas de politique de relance. De plus, la politique monétaire n'est pas endogène au cycle et ne varie pas en fonction des tensions inflationnistes ou déflationnistes.

Si nous avons fait un autre jeu d'hypothèses supposant que toutes les économies étaient dans des positions cycliques comparables, que les politiques de relance étaient coordonnées et que les politiques monétaires étaient endogènes aux cycles économiques, les effets des multiplicateurs budgétaires seraient amplifiés par les positions cycliques.

Graphique 2 : Impact sur le PIB d'une baisse durable de 1 point de PIB de la CSG en fonction de la position de l'économie dans le cycle



Sources : *e-mod.fr*, calculs des auteurs.

Si la première année suivant le choc, les différences de multiplicateur par instrument sont minimales (entre 0 et 0,3 point de PIB), à plus long terme, les mécanismes à l'œuvre conduisent à des différences d'impact élevées selon leurs effets plus ou moins inflationnistes. Les écarts sur le PIB liés à la position dans le cycle des variantes vont de 1,2 point de PIB (cotisations sociales salariées) à 2,6 points de PIB (emploi public). Pour les autres variantes, la fourchette est comprise entre 1,3 point de PIB et 1,7 point de PIB (tableau 5).

En bas de cycle, dans toutes les variantes, le multiplicateur budgétaire à long terme est supérieur à un et il est supérieur à sa valeur de court terme : à dix ans, il est compris entre 1,2 point de PIB (cotisations sociales salariées et CSG) et 1,7 point de PIB (TVA) selon le type d'instrument budgétaire à l'origine de la variante.

En revanche, en haut de cycle, les différences entre les variantes sont plus significatives en raison des répercussions plus ou moins inflationnistes des impulsions budgétaires et fiscales liées aux instruments à l'origine des chocs. Dans ce schéma précis, les effets à long terme sur le PIB des variantes vont de -1,1 point de PIB (emploi public) à 0,1 point de PIB dans le meilleur des cas (cotisations sociales

employeurs). Pour les autres variantes, toujours en haut de cycle, l'impact sur l'activité à long terme est nul voire légèrement négatif.

Tableau 5 : Impact sur le PIB à court, moyen et long terme d'une baisse des prélèvements obligatoires ou d'une hausse des dépenses publiques d'1 point de PIB en fonction de la position dans le cycle

En % du PIB

| | | | <i>1 an</i> | <i>5 ans</i> | <i>10 ans</i> |
|--------------------------------------------------------|---------------------------------|------------------------|-------------|--------------|---------------|
| Baisse de 1 point de PIB des prélèvements obligatoires | Cotisations Sociales Employeurs | <i>Bas de cycle</i> | 1,0 | 1,6 | 1,5 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 0,9 | 1,3 | 0,7 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 0,8 | 1,2 | 0,1 |
| | Cotisations Sociales Salariées | <i>Bas de cycle</i> | 1,0 | 1,0 | 1,2 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 0,9 | 0,8 | 0,5 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 0,9 | 0,7 | 0,0 |
| | CSG | <i>Bas de cycle</i> | 1,1 | 1,1 | 1,2 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 1,1 | 0,8 | 0,4 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 1,0 | 0,8 | -0,1 |
| | TVA | <i>Bas de cycle</i> | 1,2 | 1,2 | 1,7 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 0,8 | 1,0 | 0,5 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 1,1 | 0,9 | 0,0 |
| Hausse de 1 point de PIB des dépenses publiques | Prestations sociales | <i>Bas de cycle</i> | 1,0 | 1,1 | 1,3 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 1,0 | 0,9 | 0,5 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 1,0 | 0,8 | 0,0 |
| | Investissement public | <i>Bas de cycle</i> | 1,3 | 1,1 | 1,3 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 1,2 | 0,7 | 0,3 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 1,2 | 0,5 | -0,3 |
| | Emploi public | <i>Bas de cycle</i> | 1,3 | 1,2 | 1,5 |
| | | <i>Milieu de cycle</i> | 1,2 | 0,6 | 0,2 |
| | | <i>Haut de cycle</i> | 1,0 | 0,0 | -1,1 |

Sources : *e-mod.fr*, calculs des auteurs.

■ Conclusion

La question de savoir à quel moment mener une politique budgétaire est cruciale. Il en va en effet de l'efficacité même de la stratégie de politique économique mise en place, comme on l'a vu plus haut (tableau 5). Menée en haut de cycle, une politique budgétaire expansionniste, entamée éventuellement pour des raisons électoralistes, peut être inflationniste et nuire à la compétitivité mais aussi engendrer un fort effet d'éviction et réduire *in fine* le PIB : tel est le cas d'une politique d'investissement ou d'emploi public. Menées en bas de cycle, ces deux mêmes politiques deviennent efficaces, engendrant une forte augmentation du PIB.

Les prescriptions de politique budgétaire qui en découlent – les instruments budgétaires et fiscaux doivent être maniés sans parcimonie, en connaissance de cause de leurs effets négatifs indirects (perte de compétitivité, par exemple) et, surtout, au cours de la phase cyclique adéquate – valent aussi bien pour les politiques expansionnistes que pour les politiques de consolidation budgétaire. Aussi peut-on être inquiet de voir l'ensemble des gouvernements européens renoncer précocement à la relance et entamer une période de forte rigueur budgétaire alors que l'économie européenne reste dans une phase basse de conjoncture. La généralisation de la rigueur dans toute l'Europe portera un sérieux frein à la croissance économique : les multiplicateurs budgétaires sont en effet d'autant plus grands que les politiques budgétaires sont simultanément orientées vers l'expansion ou vers la rigueur. Le gain budgétaire attendu par les politiques d'austérité pourrait être en grande partie rogné par le manque à gagner du côté des recettes fiscales avec la moindre croissance. Ces politiques budgétaires, menées sous la contrainte des marchés financiers, pourraient s'avérer contreproductives. S'il est probable qu'elles ne puissent pas réduire rapidement le déficit public ¹⁵, elles pourraient en revanche avoir pour conséquence le déclenchement de la déflation dans la zone euro. Le problème de la soutenabilité de la dette publique en serait alors renforcé.

Références bibliographiques

- Amable B., J. Henry, F. Lordon et R. Topol (1995), « Hysteresis revisited : a methodological approach », in R. Cross ed., *The natural rate of unemployment, Reflections on 25 years of hypothesis*, Cambridge University Press.
- Benetrix A.S. et P. Lane (2009), « The impact of fiscal shocks on the Irish economy », *The Economic and Social Review*, 40(4), Winter, 407-434.
- Biau O. et E. Girard (2005), « Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR Structurel », *Revue économique*, 56(3), 755-64.
- Blanchard, O. et R. Perotti (2002). « An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329-68.
- Blanchard O. et L. Summers (1986), *Hysteresis and The European Unemployment Problem*, NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 1986, Volume 1, pages 15-90 NBER, Inc.
- Blanchard P. et P. Sevestre (1989), « L'indexation des salaires : quelle rupture en 1982 ? », *Économie et Prévision*, n° 87.

15. Pour une illustration à long terme de la trajectoire du déficit et de la dette publics en France en fonction de la croissance et des effets des multiplicateurs budgétaires à court et long terme, voir Heyer, Plane et Timbeau (2010).

- Bonnet X. et S. Mahfouz (1996), « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the NAIRU : the Case of France », *Document de Travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, INSEE, G 9611.
- Boone L., M. Juillard, D. Laxton et P. N'Diaye (2001), « How Well Do Alternative Time-Varying Parameter Models of the NAIRU Help Policymakers Forecast Unemployment and Inflation in the OECD Countries? », *IMF Working Paper*, février.
- Burriel P., F. de Castro, D. Garrote, E. Gordo, J. Paredes, et J.J. Perez (2010), « Fiscal policy shocks in the Euro area and the US: an empirical assessment », *Fiscal Studies*, 31(2), 251-285.
- Canova, F. et E. Pappa, 2007. « Price differentials in monetary unions: the role of fiscal shocks », *Economic Journal* 117, 713-737.
- Cerda R.A., H. Gonzalez et L.F. Lagos (2006), « Is fiscal policy effective? Evidence for an emerging economy: Chile 1833-2000 », *Applied Economics Letters*, 13(9), 575-580.
- Chauvin V., G. Dupont, E. Heyer, M. Plane et X. Timbeau (2002) : « Le modèle France de l'OFCE : La nouvelle version *e-mod.fr* », *Revue de l'OFCE*, n° 81, avril.
- Cogan J.F., T. Cwik, J.B. Taylor et V. Wieland (2010), « New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34, n° 3, mars, 281-295.
- Cotis J.-PH., R. Méary et N. Sobczak (1998), « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Revue Économique*, vol. 49, n° 9, pp 921-935.
- Creel J., B. Ducoudré, C. Mathieu et H. Sterdyniak (2005), « Doit-on oublier la politique budgétaire ? Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques », *Revue de l'OFCE*, n° 92, janvier 2005.
- Creel, J., P. Monperrus-Veroni et F. Saraceno (2007), « Politique budgétaire discrétionnaire en France : les effets à court et à long terme », *Revue économique*, vol. 58, n°5, septembre, 1035-1053.
- Creel, J., P. Monperrus-Veroni et F. Saraceno (2009), « Has the Golden Rule of public finance made a difference in the United Kingdom? », *Scottish Journal of Political Economy* 56(5), 580-607.
- Cross R. (1995), « Is the natural rate hypothesis consistent with Hysteresis? », in R. Cross ed., *The natural rate of unemployment, Reflections on 25 years of hypothesis*, Cambridge University Press.
- De Castro F. et P. Hernández de Cos (2008), « The economic effects of fiscal policy: The case of Spain », *Journal of Macroeconomics*, 30(3), 1005-1028.
- Fitoussi J.-P. et E. Phelps (1988), *The Slump in Europe*, Oxford, Basil Blackwell.
- FMI (2010a), « Effects of fiscal stimulus in structural models », *IMF Working Paper*, 10/73, mars.
- FMI (2010b), « Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation », dans *IMF World Economic Outlook*, octobre.
- Friedman M. (1968), « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, mars.
- Giordano R., S. Momigliano, S. Neri et R. Perotti (2007), « The effects on the economy of shocks to different government expenditures items: estimates with a SVAR model », *European Journal of Political Economy*, 23(3), 707-733.

- Guichard S. et E. Rusticelli (2010), « Assessing the impact of the financial crisis on structural unemployment in OECD countries », *Economics department working paper*, n° 767.
- Gordon R. J. (1997), « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, n° 1.
- Haavelmo T. (1945), « Multiplier effects of a balanced budget », *Econometrica*, vol. 13, n°4, octobre, pp. 311-318.
- Heyer E. et X. Timbeau (2002), « Le chômage structurel à 5 % en France ? », *Revue de l'OFCE*, n° 80, janvier.
- Heyer E. (2007), « La défiscalisation des heures supplémentaires : quels impacts micro et macro-économique ? », in *2012 : cibler la croissance plutôt que la dette publique*, Les rapports du Sénat, n° 81, novembre.
- Heyer É., F. Reynes et H. Sterdyniak (2007), « Structural and reduced approaches of the equilibrium rate of unemployment, a comparison between France and the United States », *Economic Modelling*, Volume 24, Issue 1, January 2007, Pages 42-65.
- Heyer É., M. Plane et X. Timbeau (2010), « Quelle dette publique à l'horizon 2030 en France ? » *Revue de l'OFCE*, n° 112, janvier 2010.
- Ilzetzi E., E.G. Mendoza et C.A. Vegh (2009), « How bug are fiscal multipliers? », *CEPR Policy Insight* n° 39, octobre.
- Kahn R.F. (1931), « The relation of home investment to unemployment », *Economic Journal*, vol. 41, n°162, juin, pp.173-198.
- Keynes J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York: Harcourt (citations tirées de la version en français parue aux Editions Payot en 1942).
- King R. G., J. H. Stock et M. Watson (1995), « Temporal instability of the unemployment inflation relationship », *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, n° 19, pp. 2-12.
- Irac (2000), « Estimation of a time varying NAIRU for France », *Note d'études et de recherche de la Banque de France*, n° 75, juillet.
- Laubach T. (2001), « Measuring the NAIRU : evidence from seven economies », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, n° 2, mai, pp.218-231.
- Lindbeck A. et Snower D. (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press, Cambridge.
- Lipsey R. G. (1960), « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis », *Economica*, New Series, Vol. 27, n° 105, février, pp. 1-31.
- Logeay C. et S. Tober (2003), « Time-varying Nairu and real interest rates in the Euro Area », *Discussion Papers du DIW*, n° 351.
- Marcellino M. (2006), « Some stylised facts on non-systematic fiscal policy in the Euro area », *Journal of Macroeconomics*, 28, 461-479.
- Mc Morrow K. et W. Roeger (2000), « Time - Varying Nairu/Nawru Estimates for the EU's Member States », *European Commission Economic Paper*, n° 145, septembre.
- Mohr M. (2002), « On the macroeconomic impact of fiscal policy in Germany – Preliminary results of a SVAR approach » in Banca d'Italia, *The impact of fiscal policy*, Rome: Bank of Italy.

- Mountford, A., H. Uhlig (2009), « What are the effects of fiscal policy shocks? », *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960-992.
- OCDE (2009), « The effectiveness and scope of fiscal stimulus », chapitre 3 dans *OECD Economic Outlook*, Interim Report, mars.
- Passeron V. et F. Romans (2002), « Prévoir l'évolution des salaire en France », *Note de conjoncture de l'INSEE*, mars, pp. 23-34.
- Perotti R. (2004), « Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries », *IGIER Working Paper*, 276.
- Phelps E. (1994), *Structural Slumps, The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets*, Harvard University Press. rééd. 1998.
- Phillips A. W. (1958), « The relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK, 1861-1957 », *Economica*, New Series, Vol. 25, n° 100, novembre, pp. 283-299.
- Ralle P. et J. Toujas-Bernatte (1990), « Indexation des salaires : la rupture de 1983 », *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp.187-194.
- Ramey, V.A. et M.D. Shapiro (1998), « Costly capital reallocation and the effects of government spending ». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48(1), 145-194.
- Restrepo J.E. et H. Rincon (2006), « Identifying fiscal policy shocks in Chile and Colombia » in Banca d'Italia, *Fiscal indicators*, Rome: Bank of Italy, 2006.
- Rezk E., M.C. Avramovich et M. Basso (2006), « Dynamic effects of fiscal shocks upon diverse macroeconomic variables: a structural VAR analysis for Argentina » in Banca d'Italia, *Fiscal indicators*, Rome: Bank of Italy.
- Richardson P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae et D. Turner (2000), «The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 250.
- Romer C. et J. Bernstein (2009), « The job impact of the American Recovery and reinvestment plan », *Council of Economic Advisors*, 8 janvier.
- Romer, C. et D. Romer (1989), « Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz ». *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 121-170.
- Romer, C. et D. Romer (2009), « Do tax cuts starve the beast? The effect of tax changes on government spending », *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 139-200.
- Romer, C. et D. Romer (2010), « The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks », *American Economic Review* 100, 763-801.
- Slacalek J. (2003), « Productivity and the Natural Rate of Unemployment », *Document de Travail*, [www.econ.jhu.edu/people/slacalek/\(16/12/2003\)](http://www.econ.jhu.edu/people/slacalek/(16/12/2003)).
- Smets F. et R. Wouters (2007), « Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE approach », *American Economic Review*, vol. 97, n° 3, 586-606.
- Spilimbergo A., S. Symansky, O.J. Blanchard et C. Cottarelli (2009), « Fiscal policy for the crisis », *CEPR DP 7130*, janvier.
- Stock J. H. (1994), « Unit Roots, Structural Breaks and Trends », in R. Engle et D. McFadden eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Amsterdam : Elsevier.

Stock J. H. et M. W. Watson (1998), « Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93, n° 441, mars, pp 349-358.

Taylor J.B. (1993), *Macroeconomic policy in the world economy*, WW Norton, New York.