

# LES RÈGLES BUDGÉTAIRES

## UNE ANALYSE EMPIRIQUE SUR DONNÉES RÉVISÉES ET EN TEMPS RÉEL<sup>1</sup>

**Pierre Aldama**

*Sciences Po, OFCE*

**Jérôme Creel**

*Sciences Po, OFCE et ESCP Europe*

---

Nous estimons des fonctions de réaction budgétaires afin de capturer deux objectifs de la politique budgétaire : la stabilisation du cycle macroéconomique et la stabilisation de la dette publique, selon la position de l'économie dans le cycle, avec une attention particulière aux années de crise (2009-2013) et en fonction de l'appartenance ou non à la zone euro. Nous utilisons des données révisées et en temps réel entre 1996 et 2018 pour les 15 premiers pays membres de l'UE plus 4 économies avancées de l'OCDE. Les données en temps réel aident à identifier les déterminants effectifs des États au moment de leurs décisions budgétaires. Nous ne trouvons aucune preuve empirique d'un comportement budgétaire « irresponsable », du point de vue de la soutenabilité budgétaire, des pays de la zone euro. Le solde primaire et le solde structurel primaire s'accroissent respectivement de 0,7 et 0,5 point de PIB à la suite d'une hausse de 10 points de PIB de la dette publique, toutes choses égales par ailleurs. Pendant la crise, les États extérieurs à la zone euro ne réagissent plus à la dette publique, contrairement à ceux de la zone euro. Nous trouvons ensuite que la politique budgétaire est contra-cyclique, en haut de cycle et en dehors des années de crise ; cependant, sa composante discrétionnaire est plutôt pro-cyclique, particulièrement en bas de cycle et pendant les années de crise. La principale différence entre les États de la zone euro et les autres tient au caractère pro-cyclique de la consolidation budgétaire des premiers après la crise de 2008-2009. Les résultats pour la zone euro plaident pour une réforme des règles budgétaires, mais pas forcément dans le sens le plus généralement admis. En effet, la question de la discipline de marché ne semble pas primordiale : les États assurent, par leurs politiques budgétaires, la soutenabilité de leurs finances publiques. Cela concourt

---

1. Nous remercions le rapporteur anonyme pour ses remarques pertinentes qui ont permis d'améliorer le contenu de l'article. Nous restons seuls responsables des erreurs et imprécisions éventuelles.

sans doute à des politiques pro-cycliques qui retardent la stabilisation macroéconomique parce qu'elles pèsent, *via* les effets multiplicateurs, sur l'activité et accélèrent, au lieu de la ralentir, l'accumulation des dettes publiques. Les politiques budgétaires européennes ont donc grand besoin d'être plus souples, moins normatives, centrées sur les propriétés de stabilisation. Cela passera par une attention moins grande portée à l'objectif de dette publique au bénéfice de politiques discrétionnaires de stabilisation.

*Mots clés* : politique budgétaire, données en temps réel, données révisées, règle budgétaire, zone euro.

---

Les États membres de la zone euro ont mal géré la crise financière internationale de 2008, en s'engageant dans une politique de consolidation budgétaire prématurée et généralisée à tous les États membres dès 2011, et précipitant l'économie européenne dans une nouvelle récession en 2012-2013. La responsabilité des règles budgétaires européennes dans cette erreur de politique macroéconomique ne peut être écartée : d'un côté, les règles n'ont pas été appliquées par certains pays qui ont eu, comme la Grèce, des déficits « excessifs » quasi-continus depuis la création de l'euro ; de l'autre, l'application de manière insuffisamment flexible des dispositions du Pacte de stabilité et de croissance a prolongé la crise.

Dans un tel contexte, on comprend aisément pourquoi de nouvelles réformes des règles budgétaires sont à prévoir. L'application de règles insuffisamment flexibles et contingentes au contexte macroéconomique engendre, en cas de crise, des coûts économiques importants qui, *in fine*, écartent les États d'une situation de solvabilité ou de soutenabilité de leurs finances publiques. En situation de conjoncture plus favorable, les incitations à appliquer les règles (ou les mécanismes y contribuant) peuvent être insuffisantes et des déviations fréquentes vis-à-vis de la règle budgétaire engendrent, là aussi, des risques potentiels d'insoutenabilité budgétaire.

La focalisation des débats sur le respect de règles comptables, et les réformes envisagées pour les améliorer – assurer une meilleure application des règles existantes ou adopter de nouvelles règles –, négligent bien souvent un élément important : la description du comportement des États, donc de leurs motivations et de leurs déterminants. Les États sont jugés sur la base du respect de règles numériques qui servent de

référence pour juger du caractère approprié de la politique budgétaire en Europe. Un déficit public sera jugé « excessif », donc inapproprié, s'il dépasse la limite de 3 % du PIB. Cela n'en dit pas très long cependant sur les raisons qui auront prévalu à ce dépassement. Certes, celui-ci pourra être jugé acceptable si diverses conditions sont respectées, par exemple si le pays en question a subi un ralentissement économique. La dimension statique et comptable de cette évaluation – le ralentissement en question portera sur l'année écoulée et sera compris dans une fourchette – n'informe cependant pas sur le comportement de l'État en question : est-ce uniquement le ralentissement économique qui a provoqué l'augmentation du déficit *au-delà* de l'objectif de 3 % du PIB, ou l'augmentation forte des taux d'intérêt sur la dette, par exemple ? N'est-ce pas plutôt la faiblesse non anticipée de l'inflation, la mise en œuvre d'un plan de relance, ou une gabegie financière incontrôlée ? Sans ce surcroît d'informations – que les États fournissent par ailleurs à la Commission européenne –, il n'est guère possible de savoir si les États membres ont sciemment dérogé à la règle, ont modifié structurellement leur politique budgétaire (au-delà de l'information fournie, il faut aussi avoir caractérisé le comportement passé des États), ou ont juste eu à faire face à des conditions économiques exceptionnelles ou simplement différentes de celles qu'ils avaient anticipées.

En estimant le comportement des États, donc leurs règles budgétaires, nous cherchons à mesurer la contribution de tous ces facteurs et à vérifier ou voir émerger les objectifs (de stabilité économique ou de soutenabilité budgétaire) que les États ont coutume de poursuivre. Il serait aussi possible de mesurer, à l'erreur d'estimation près, les éventuels écarts de conduite par rapport à ce que leur comportement passé a révélé. Dans ce cadre, le jugement porté sur la plus ou moins bonne application des règles budgétaires ne passe pas par la comparaison d'un indicateur budgétaire avec ce qu'il devrait être selon une règle normative (dont les fondements ne sont pas toujours qu'économiques) mais par la comparaison de cet indicateur avec ce qu'il a été dans des conditions économiques similaires. Les résultats qu'on en retirerait seraient d'autant plus intéressants qu'ils témoigneraient du comportement *effectif* des États. Pour cela, il est préférable d'utiliser les données dont disposaient les décideurs politiques au moment de leurs prises de décision, et non pas des données statistiques révisées.

La meilleure compréhension des déterminants de la politique budgétaire ne se limite pas à la zone euro (ZE) ou à l'Union européenne

(UE). Aussi, à partir d'un panel de pays de l'OCDE, nous cherchons à expliquer le comportement budgétaire des États par trois variables principales : la dette publique sur PIB, l'écart de production (ou *output gap*) et le taux d'inflation. Nous testons les réactions de deux instruments de politique budgétaire à ces trois variables : le solde primaire et le solde structurel primaire, l'un et l'autre exprimés en pourcentage du PIB. Nous testons la robustesse des spécifications obtenues à l'introduction de variables indicatrices d'appartenance à l'UE et à la ZE et des variables indicatrices de situation de crise économique. Nous évaluons leurs effets spécifiques (ou en interaction avec des variables macroéconomiques) sur les comportements budgétaires. Nous procédons à ces différents tests sur des variables *ex post*, potentiellement révisées, puis sur des variables disponibles en temps réel. Nous pouvons donc comparer les règles budgétaires en fonction de l'instrument utilisé, en fonction de variables institutionnelles, et en fonction de la temporalité de l'information sur laquelle nous basons les estimations de règles budgétaires.

Les conclusions principales quant à la conduite de la politique budgétaire dans 19 pays de l'OCDE et au cours des vingt dernières années sont de trois ordres. En lien avec les enjeux de soutenabilité d'abord, nos estimations indiquent que les gouvernements suivent, en moyenne, une règle de stabilisation de leur ratio d'endettement ; ce résultat est d'ailleurs relativement robuste selon qu'on utilise des données *ex post* ou en temps réel. Il reste à noter que pendant la crise, les gouvernements des pays extérieurs à la ZE ne réagissent plus à la dette publique, contrairement aux gouvernements des pays de la ZE qui continuent d'assurer la soutenabilité budgétaire. En matière de contra-cyclicité ou pro-cyclicité de la politique budgétaire, nous aboutissons à des résultats contrastés selon l'instrument considéré (solde primaire ou solde structurel primaire), la temporalité des données utilisées (*ex post* ou temps réel) ou encore selon la position dans le cycle et pendant la crise. Enfin, nous trouvons une tendance à la consolidation budgétaire pro-cyclique dans la ZE pendant la crise. C'est bien cette tendance qui justifie une réforme des règles budgétaires européennes.

## 1. Revue de littérature

La littérature sur les règles budgétaires se sépare en deux grandes traditions : la première est plutôt institutionnelle et traite des dispositifs précis permettant de limiter les déficits et les dettes publics, de les justi-

fier et, plus généralement, d'encadrer les pratiques de politique budgétaire. On y trouve des articles utilisant une veine plutôt normative et d'économie politique pour proposer et classer les règles selon des critères politico-économiques (e.g. Kopits et Symansky, 1998 ; Buti, Eijffinger et Franco, 2003 ; Creel, 2003) et des articles utilisant la science politique et les déterminants politiques des pratiques budgétaires (e.g. Hallerberg et von Hagen, 1999 ; Hallerberg, Strauch, et von Hagen, 2007) et/ou une dimension plus stratégique (e.g., Alesina, 1987 ; Leeper, 1991) pour justifier l'adoption de règles et prévoir leur application et les sanctions nécessaires à celle-ci.

La seconde tradition est plus exclusivement empirique et vise à décrire le comportement budgétaire des États en estimant leurs déterminants économiques. La question de la soutenabilité des dettes publiques a longtemps été primordiale (e.g. Barro, 1986 ; Bohn, 1998). La capacité de la politique budgétaire à stabiliser l'économie, en étant donc contra-cyclique, a ensuite été débattue (e.g. Arreaza, Sorensen et Yosha, 1999) à la suite du succès rencontré par la règle de Taylor (1993) qui décrit le comportement de la banque centrale par rapport à des objectifs d'inflation et de croissance. Deux extensions ont suivi : la première a étudié les questions de soutenabilité et de contra-cyclicité en estimant une seule et même règle (e.g. Gali et Perotti, 2003), et la seconde a consisté à appliquer la spécification précédente, non plus sur les données *ex post*, mais sur les données disponibles en temps réel auprès des décideurs politiques (e.g. Golinelli et Momiigliano, 2006 ; Cimadomo, 2012, 2016).

Le présent article s'inscrit dans cette seconde tradition. Il complète quelques contributions récentes en panel sur la soutenabilité budgétaire (Afonso et Jallès, 2015), sur la contra-cyclicité des politiques budgétaires et sur ces deux dimensions étudiées simultanément (Huart, 2013 ; Plödt et Reicher, 2015 ; Checherita-Westphal et Zdarek, 2017) et sur les différences entre données *ex post* et données en temps réel (Beetsma et Giuliadori, 2010 ; Paloviita et Kinnuen, 2011).

Afonso et Jallès (2015) étudient les propriétés statistiques en panel de variables de finances publiques (stationnarité, cointégration) entre 1970 et 2010 et concluent que la soutenabilité n'est pas assurée dans la très grande majorité des pays étudiés. D'autres travaux des mêmes auteurs, sur données individuelles (Afonso et Jallès, 2016), introduisent des changements de régime et nuancent la conclusion précédente. Dans ce cas en effet, le nombre de pays pour lequel la soutenabilité

n'est pas assurée diminue fortement. Aldama et Creel (2017, 2018) ont montré à quel point les propriétés des changements de régime étaient importantes pour la soutenabilité à long-terme de la dette publique. Partant de l'idée que les gouvernements n'accroissent que *périodiquement* leur solde budgétaire primaire à la suite d'une hausse de la dette publique, ils développent des conditions de soutenabilité budgétaire, en fonction de la durée de chaque *régime* budgétaire – soutenable *versus* insoutenable – et des réactions du solde primaire à la dette publique spécifiques à chaque régime. Ainsi, même des périodes de consolidation budgétaire brèves mais de grande ampleur – à l'instar de la consolidation budgétaire menée par l'Administration Clinton dans les années 1990 – peuvent garantir la soutenabilité de la dette publique à long-terme.

Huart (2013) estime entre 1970 et 2009 la réaction du solde structurel primaire à la variation de l'écart de production et à la dette publique sur un panel de pays de la zone euro et sur données individuelles sur un échantillon élargi à 6 autres pays de l'OCDE. Elle conclut que la politique budgétaire est très contra-cyclique dans la zone euro, tandis que la réaction à la dette publique est peu significative. De façon désagrégée, pays par pays, la politique budgétaire apparaît cependant moins contra-cyclique, et plus souvent acyclique. Quoi qu'il en soit, F. Huart rejette l'hypothèse de procyclicité de la politique budgétaire dans la zone euro, avant 2009. Le degré d'inertie dans la politique budgétaire est pour sa part très élevé et très significatif.

Plödt et Reicher (2015) retirent du solde primaire et du solde structurel primaire les mesures budgétaires exceptionnelles (*one-off*, en anglais) et évaluent leurs réactions respectives à l'écart de production et à la dette publique. Contrairement à de nombreuses études, ils réalisent des estimations non-linéaires et réconcilient la littérature sur les fonctions de réaction et celles sur les estimations directes des stabilisateurs automatiques. Là où la première conclut généralement à un effet assez faible de l'écart de production sur la politique budgétaire, la seconde conclut facilement que cette sensibilité est proche de 0,5. En appliquant leur méthodologie, Plödt et Reicher trouvent une sensibilité de la politique budgétaire à l'écart de production un peu supérieure à 0,5. Leurs résultats sont robustes à l'introduction de données révisées et de données prévisionnelles sur l'écart de production.

Checherita-Westphal et Zdarek (2017) estiment la réaction du solde primaire sur un panel de pays de la zone euro entre 1970 et 2013 et

élargissent considérablement le nombre de variables explicatives : solde des comptes courants, degré d'ouverture, inflation, etc. Les résultats sont très différents de ceux de Huart (2012), obtenus cependant à partir d'un autre instrument budgétaire. L'inertie dans le comportement budgétaire est bien moins forte, la réaction à la dette publique est positive et très significative, et l'écart de production n'est jamais significatif. La réaction budgétaire n'est pas totalement a-cyclique pour autant, dans la mesure où le solde primaire réagit positivement et significativement au taux de croissance du PIB.

Beetsma et Giuliadori (2010) estiment les règles budgétaires sur données en temps réel entre 1995 et 2006, puis étudient les réactions budgétaires à de nouvelles informations, notamment sur l'activité économique. Ils distinguent deux phases dans les pratiques budgétaires : il y a la période préparatoire de prévision du budget, puis la période de mise en œuvre. Beetsma et Giuliadori montrent ainsi que dans la première phase, la politique budgétaire est acyclique dans l'UE et contra-cyclique dans les autres pays de l'OCDE. Dans la seconde phase, les politiques budgétaires européennes deviendraient pro-cycliques tandis qu'elles deviendraient acycliques dans les autres pays de l'OCDE.

Paloviita et Kinnunen (2011) intègrent la crise de 2008-2009 dans leur échantillon qui s'étend de 1997 à 2010 et estiment la réaction du solde structurel primaire à l'*output gap* pour un panel de 12 pays de la zone euro. Ils montrent que la politique budgétaire prévisionnelle est contra-cyclique, d'une part et, d'autre part, que la politique budgétaire mise en œuvre a été modifiée lors de la phase de crise économique pour répondre aux erreurs de prévision budgétaire et atténuer les effets de la crise.

## 2. Données et méthode empirique

À la différence de la politique monétaire qui contrôle quasi-directement le taux d'intérêt de court-terme *via* des opérations d'*open-market* et que l'on observe en temps réel, la politique budgétaire ne dispose pas vraiment d'un instrument que le gouvernement contrôlerait instantanément.

Ceci tient au fait que le solde budgétaire primaire et d'autant plus le solde structurel primaire, généralement exprimés en pourcentage de PIB et de PIB potentiel, sont des constructions comptables pour

lesquelles on dispose au mieux d'observations trimestrielles et qui sont sujettes à révisions. Ces phénomènes sont encore plus marqués dans le cas du solde structurel primaire dans la mesure où il dépend en plus de l'estimation du PIB potentiel et des élasticités des dépenses et des recettes au PIB et au niveau des prix. Par ailleurs, compte tenu de l'existence de stabilisateurs automatiques, la dynamique des recettes et des dépenses est en grande partie endogène à l'activité économique et échappe partiellement au contrôle des gouvernements dans l'exécution de leur budget. Par conséquent, le niveau *ex post* de solde budgétaire (en pourcentage de PIB) peut dévier très significativement de son niveau planifié *ex ante*. Enfin, les mesures de PIB potentiel ou d'écart de PIB ont elles-mêmes tendance à être fortement révisées, en particulier depuis la crise financière et la récession de 2008 (voir Coibion *et al.* 2017), ce qui induit mécaniquement un biais dans l'estimation de la réaction budgétaire à l'activité économique.

Par conséquent, une solution peut être d'utiliser une mesure en temps réel de l'instrument budgétaire et des variables d'intérêt (PIB, écart de PIB, inflation, dette publique, etc.), à l'instar de Golinelli et Momigliano (2006), Beetsma et Giuliodori (2010) et Cimadomo (2012, 2016).

Pour construire notre base de données *ex post* et en temps réel, nous avons utilisé différents millésimes des *Perspectives Économiques de l'OCDE* (édition de décembre) allant de 1996 à 2017. Par convention, les séries *ex post* sont tirées du millésime de décembre 2017 et s'arrêtent en 2016<sup>2</sup>. Ensuite, pour chaque série en temps réel, nous avons extrait le « forecast » et le « nowcast » des différents millésimes de l'OCDE. De manière formelle, la mesure *ex post* de la variable  $x_t$  pour un ensemble d'information  $T \geq t$  se note  $x_{t|T}$ , tandis que son nowcast et son forecast en  $t - 1$  se notent respectivement  $x_{t|t}$  et  $x_{t|t-1}$ . Nos séries en temps réel couvrent les années 1996-2018. Nous disposons d'observations pour les séries de solde primaire (en % de PIB) et de solde structurel primaire<sup>3</sup> (en % de PIB potentiel), de dette financière brute des APU (en % de PIB)<sup>4</sup>, de PIB potentiel, d'écart de PIB (en % du PIB potentiel) et d'inflation (déflateur du PIB), pour un panel

2. Les données pour les années 2015 et 2016 ne sont pas exemptes de futures révisions, puisqu'il ne s'agit pas de chiffres définitifs. Mais nous faisons néanmoins le choix de les conserver, dans la mesure où les révisions sont potentiellement moins importantes que pour l'année 2017, et également afin de conserver le maximum d'observations.

3. Par solde structurel primaire, nous faisons référence au « cyclically adjusted primary balance » qui ne tient pas compte, dans son calcul, des mesures exceptionnelles et temporaires.



comprenant les 15 premiers États membres de l'Union européenne, plus 4 pays avancés de l'OCDE : Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Nouvelle-Zélande, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni et Suède. Nous avons fait le choix d'exclure le Japon qui reste un cas singulier compte tenu du niveau très élevé de sa dette publique depuis 20 ans. Nous excluons aussi la Norvège qui dispose d'un actif public net exceptionnel (*via* son fonds souverain abondé par ses ressources pétrolières) dont ne rend pas compte (par construction) sa dette publique brute.

L'analyse théorique aussi bien qu'empirique des règles budgétaires (ou fonctions de réaction) introduit généralement deux objectifs principaux de politique budgétaire : d'une part, la contrainte de soutenabilité (voire de stabilisation de son ratio d'endettement public en pourcentage de PIB), et d'autre part, la stabilisation contra-cyclique à travers la réaction à une mesure de la position dans le cycle macroéconomique, l'écart de PIB ou l'écart du taux de chômage par rapport à son niveau structurel de long-terme. Cette modélisation, symétrique à celle de la règle de Taylor, peut d'ailleurs se dériver (par approximation) d'une règle de comportement optimale à la Benigno et Woodford (2003) dont l'objectif serait de minimiser à la fois la volatilité de l'inflation et de l'écart de PIB.

La première spécification que nous retenons est dérivée de la règle budgétaire proposée par Bohn (1998) qui lie le solde primaire à l'année  $t$  au niveau de dette en  $t - 1$ , pour un pays  $i$  :

$$sp_{it|T} = c + \rho sp_{it-1|T} + \gamma d_{it-1|T} + \alpha_x x_{it|T} + \alpha_\pi \pi_{it|T} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|T} \quad (1)$$

où  $sp$ ,  $d$ ,  $x$  et  $\pi$  représentent, respectivement, le solde primaire (en % de PIB), la dette financière brute (en % de PIB), l'écart de PIB (en % de PIB potentiel) et le taux d'inflation (en %, déflateur du PIB). Nous introduisons des effets fixes pays et période ( $\alpha_i$  et  $\delta_t$ ) pour tenir compte de l'hétérogénéité entre pays et au cours du temps, comme par exemple les différences potentielles dans la taille des stabilisateurs automatiques. Enfin, cette équation est estimée sur données *ex post* et l'indice  $T$  représente l'ensemble d'information disponible à la fin de notre échantillon, c'est-à-dire l'année 2017.

---

4. L'utilisation de la dette brute au sens de Maastricht, pour les pays de l'UE, rendrait moins probantes les comparaisons avec les pays hors UE.

L'équation (1) se démarque de la spécification proposée par Bohn en deux points. D'une part, elle intègre un retard de la variable expliquée afin de tenir compte de l'inertie de la politique budgétaire. Ceci implique que le coefficient estimé de réaction  $\gamma$  à la dette passée est un coefficient de *court-terme* ; le coefficient de *long-terme* s'obtient par le calcul suivant :

$$\gamma^{LT} = \frac{\gamma}{1 - \rho}$$

On rappelle que Bohn (1998) a notamment montré qu'un coefficient  $\gamma^{LT} > 0$  est une condition suffisante pour que la politique budgétaire respecte sa contrainte budgétaire intertemporelle tandis qu'une condition suffisante pour garantir la stabilité à moyen-terme du ratio dette publique/PIB est  $\gamma^{LT} > (r - g)/(1 + g)$  où  $r$  et  $g$  sont respectivement le taux d'intérêt réel de long terme sur les obligations d'État et le taux de croissance du PIB de long terme.

D'autre part, nous n'intégrons pas de variable de dépenses publiques cycliques ou temporaires, usuellement définie comme la composante cyclique des dépenses publiques réelles et généralement obtenu par un filtre Hodrick-Prescott, et nous ajoutons le taux d'inflation (déflateur du PIB) qui, avec l'écart de PIB, devrait apporter une information supplémentaire sur l'éventuelle fonction de stabilisation macroéconomique de la politique budgétaire.

Nous estimons également la même règle budgétaire pour le solde structurel primaire :

$$ssp_{it|T} = c + \rho ssp_{it-1|T} + \gamma d_{it-1|T} + \alpha_x x_{it|T} + \alpha_\pi \pi_{it|T} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|T} \quad (2)$$

Le choix de cette spécification est motivé par deux raisons principales<sup>5</sup>. Tout d'abord, cette règle budgétaire se focalise sur la composante spécifiquement *discrétionnaire* de la politique budgétaire – ce qui en fait théoriquement une meilleure mesure de l'*instrument* de politique budgétaire – par comparaison à l'équation (1) qui ne fait pas de distinction entre la composante discrétionnaire et les stabilisateurs

5. Le passage de l'équation (1) à l'équation (2) pourrait se déduire d'une relation décomposant le solde primaire en composante structurelle et stabilisateurs automatiques du type :

$sp_{it|T} = ssp_{it|T} + \theta_x x_{it|T}$ . Nous obtiendrions alors une spécification non-linéaire :

$ssp_{it|T} = c + \rho ssp_{it-1|T} + \rho \theta_x \cdot x_{it-1|T} + \gamma d_{it-1|T} + (\alpha_x - \theta_x) x_{it|T} + \alpha_\pi \pi_{it|T} + \alpha_i + \varepsilon_{it|T}$  (2bis).

Nous avons vérifié que l'estimation d'une telle spécification donnait des résultats très similaires à ceux de l'équation (2).

automatiques. Cette différence est cruciale dès lors qu'il s'agit d'apprécier la nature contra- ou pro-cyclique de la politique budgétaire.

Nous estimons ensuite des spécifications identiques mais cette fois-ci en temps réel, pour l'ensemble d'information disponible en  $t-1$ , c'est-à-dire l'année précédant l'exécution du budget et compte-tenu des prévisions annuelles de l'OCDE. Les versions en temps réel des équations (1) et (2) se notent donc :

$$sp_{it|t-1} = c + \rho sp_{it-1|t-1} + \gamma d_{it-1|t-1} + \alpha_x x_{it|t-1} + \alpha_\pi \pi_{it|t-1} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|t-1} \quad (3)$$

$$ssp_{it|t-1} = c + \rho ssp_{it-1|t-1} + \gamma d_{it-1|t-1} + \alpha_x x_{it|t-1} + \alpha_\pi \pi_{it|t-1} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|t-1} \quad (4)$$

Dans chacune de ces spécifications, nous estimons ainsi la réponse du solde primaire (ou solde structurel primaire) à l'année  $t$  prévu en  $t-1$  (*forecast*), au niveau de solde primaire (ou solde structurel primaire) et de dette publique en  $t-1$  prévu en  $t-1$  (*nowcast*) et au niveau d'écart de PIB et d'inflation en  $t$  prévus en  $t-1$  (*forecast*). Par conséquent, ces spécifications se rapprochent davantage du comportement *ex ante* de la politique budgétaire.

Nous estimons ensuite des variantes de cette spécification standard. Tout d'abord, afin d'explorer l'effet spécifique de l'appartenance à la zone euro et à l'Union européenne, nous introduisons des variables indicatrices que nous faisons interagir avec la variable de dette publique. La spécification retenue est la suivante :

$$f_{it|j} = c + \rho f_{it-1|j} + \gamma_1 (1 - UE) \times d_{it-1|j} + \gamma_2 (1 - Euro) \times d_{it-1|j} + \gamma_3 Euro \times d_{it-1|j} + \alpha_x x_{it|j} + \alpha_\pi \pi_{it|j} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|j} \quad (5)$$

pour chaque instrument budgétaire  $f = \{sp, ssp\}$  et chaque ensemble d'information  $J = \{T, t-1\}$ . La variable indicatrice UE valant 1 pour un pays membre de l'Union européenne et la variable EURO valant 1 pour un pays membre de la zone euro. Dans cette spécification, les coefficients  $\gamma_2$  et  $\gamma_3$  s'interprètent comme la réaction moyenne de l'instrument budgétaire au niveau de dette publique parmi les pays du panel qui appartiennent à la zone euro et ceux qui n'y appartiennent pas (intra UE et extra UE). Pour les pays extérieurs à la zone euro dans notre panel (*i.e.* Australie, Canada, États-Unis et Nouvelle-Zélande), le coefficient  $\gamma_1$  s'interprète comme l'effet additionnel (sur la réaction

moyenne à la dette publique) du fait de ne pas appartenir à l'Union européenne.

Ensuite, nous cherchons à identifier des effets spécifiques de la position dans le cycle (en fonction d'une variable indicatrice construite selon le signe positif ou négatif de l'écart de PIB) ainsi que des 5 années ayant suivi la crise financière et économique de 2008, à partir d'une variable indicatrice *Crise* égale à 1 de 2009 à 2013. En particulier, l'objectif de ces estimations est d'identifier des réponses asymétriques selon chacune de ces deux variables indicatrices, en interaction avec les variables de dette publique mais également d'écart de PIB. Les spécifications retenues sont de la forme :

$$f_{it|j} = c + \rho f_{it-1|j} + \gamma_1 Crise \times d_{it-1|j} + \gamma_2 (1 - Crise) \times d_{it-1|j} + \alpha_{x,1} Crise \times x_{it|j} + \alpha_{x,2} (1 - Crise) \times x_{it|j} + \alpha_\pi \pi_{it|j} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|j} \quad (6)$$

pour la spécification dédiée à l'effet spécifique des années de crise, et :

$$f_{it|j} = c + \rho f_{it-1|j} + \gamma_1 (Ecart\ PIB < 0) \times d_{it-1|j} + \gamma_2 (Ecart\ PIB > 0) \times d_{it-1|j} + \alpha_{x,1} (Ecart\ PIB < 0) \times x_{it|j} + \alpha_{x,2} (Ecart\ PIB > 0) \times x_{it|j} + \alpha_\pi \pi_{it|j} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|j} \quad (7)$$

pour la spécification liée à l'effet de la position dans le cycle. Nous estimons les deux spécifications pour chaque instrument budgétaire  $f = \{sp, ssp\}$  et chaque ensemble d'information  $J = \{T, t - 1\}$ .

Enfin, nous estimons une dernière spécification, pour chacun des instruments budgétaires et pour des données *ex post* et en temps réel, croisant à la fois la spécification (5) et les spécifications (6) et (7). Nous cherchons dans ce cas à identifier l'effet spécifique de l'appartenance à la zone euro *et* de la crise ou de la position dans le cycle sur les deux objectifs de la politique budgétaire, c'est-à-dire la soutenabilité de la dette publique et la stabilisation conjoncturelle. Les deux spécifications retenues sont :

$$f_{it|j} = c + \rho f_{it-1|j} + \gamma_1 (1 - UE) \times d_{it-1|j} + \gamma_2 (1 - Crise) \times Euro \times d_{it-1|j} + \gamma_3 Crise \times Euro \times d_{it-1|j} + \gamma_4 (1 - Crise) \times (1 - Euro) \times d_{it-1|j} + \gamma_5 Crise \times (1 - Euro) \times d_{it-1|j} + \alpha_{x,1} (1 - Crise) \times Euro \times x_{it|j} + \alpha_{x,2} Crise \times Euro \times x_{it|j} + \alpha_{x,3} (1 - Crise) \times (1 - Euro) \times x_{it|j} + \alpha_{x,3} Crise \times (1 - Euro) \times x_{it|j} + \alpha_\pi \pi_{it|j} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|j} \quad (8)$$

$$\begin{aligned}
 f_{it|j} = & c + \rho f_{it-1|j} + \gamma_1(1 - UE) \times d_{it-1|j} + \gamma_2(\text{Ecart PIB} > 0) \times \text{Euro} \times \\
 & d_{it-1|j} + \gamma_3(\text{Ecart PIB} < 0) \times \text{Euro} \times d_{it-1|j} + \gamma_4(\text{Ecart PIB} > 0) \times \\
 & (1 - \text{Euro}) \times d_{it-1|j} + \gamma_5(\text{Ecart PIB} < 0) \times (1 - \text{Euro}) \times d_{it-1|j} + \\
 & \alpha_{x,1}(\text{Ecart PIB} > 0) \times \text{Euro} \times x_{it|j} + \alpha_{x,2}(\text{Ecart PIB} < 0) \times \text{Euro} \times \\
 & x_{it|j} + \alpha_{x,3}(\text{Ecart PIB} > 0) \times (1 - \text{Euro}) \times x_{it|j} + \\
 & \alpha_{x,3}(\text{Ecart PIB} < 0) \times (1 - \text{Euro}) \times x_{it|j} + \alpha_\pi \pi_{it|j} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it|j} \quad (9)
 \end{aligned}$$

Nous estimons les équations précédentes par moindres carrés ordinaires (MCO) sur notre panel de 19 pays et sur deux échantillons comparables : 1997-2016 à partir des données *ex post* et 1997-2018 à partir des données en temps réel<sup>6</sup>. Les premiers résultats que nous tirons de cette analyse sont donc exploratoires. En effet nous n'avons pas eu recours, à ce stade, à une estimation par Variables Instrumentales qui permettrait de corriger du biais probable d'endogénéité entre le solde primaire et les conditions macroéconomiques (écart de PIB et inflation). Pour autant, la sélection d'instruments exogènes pour des variables macroéconomiques est difficile, notamment dans l'estimation des règles budgétaires. L'utilisation fréquente de la valeur retardée de l'écart de production comme instrument dans l'estimation d'une règle budgétaire n'assure probablement pas que l'instrument soit prédéterminé, compte tenu de l'usage intensif du filtre HP dans l'estimation de l'écart de production (Coibion *et al.*, 2017)<sup>7</sup>.

### 3. Résultats

Ces différentes équations nous permettent d'étudier trois questions quant au comportement budgétaire des pays de l'OCDE en général : la soutenabilité budgétaire, la réaction face au cycle et les éventuelles spécificités des États membres de la zone euro.

#### 3.1. Les gouvernements suivent généralement une règle de soutenabilité budgétaire

Dans l'ensemble des 19 pays de l'OCDE que nous considérons, il apparaît que la politique budgétaire vérifie en particulier les critères de

6. Notons que pour le Luxembourg, il manque 10 années d'observation des variables budgétaires ajustées du cycle et de l'écart de production.

7. Le filtre HP étant une moyenne mobile *backward* et *forward*, l'écart de production « retardé » incorpore des valeurs futures de la variable considérée, ce qui au passage expliquerait la puissance prédictive des variables lissées par un filtre HP (Hamilton, 2018).

soutenabilité à la Bohn (1998) ou de politique budgétaire passive à la Leeper (1991). Le solde primaire s'accroît, en moyenne et significativement, lorsque la dette publique augmente, avec un facteur (le paramètre  $\gamma$ ) supérieur au taux d'intérêt ajusté du taux de croissance (tableau 1). On rappelle d'ailleurs que le coefficient de réaction au niveau de dette publique doit être ajusté du terme autorégressif pour obtenir le coefficient de long terme (*cf. supra*).

**Tableau 1. Règles budgétaires de solde primaire et solde primaire structurel, *ex post* et en temps réel**

	SP(t)		SSP(t)	
	<i>Ex post</i>	Temps réel	<i>Ex post</i>	Temps réel
Constante	-2,406*** (0,505)	-1,029** (0,477)	-1,885*** (0,489)	-0,712 (0,441)
SP(t - 1) / SSP(t - 1)	0,603*** (0,046)	0,570*** (0,045)	0,586*** (0,050)	0,600*** (0,042)
Dette(t - 1)	0,029*** (0,007)	0,020*** (0,006)	0,020*** (0,007)	0,015*** (0,005)
Écart de PIB(t)	0,070 (0,059)	0,131*** (0,038)	-0,239*** (0,053)	-0,100*** (0,036)
Inflation(t)	0,172** (0,079)	0,025 (0,088)	0,242*** (0,081)	0,041 (0,082)
R <sup>2</sup> ajusté	0,765	0,895	0,725	0,881
Nb. Obs.	379	402	369	402
Échantillon	1997-2016	1997-2018	1997-2016	1997-2018

Note : Chaque équation est estimée avec des effets fixes par pays et par période. Les écarts-types robustes sont rapportés entre parenthèses. Seuils de significativité : \*\*\* p-value < 0,01, \*\* p-value < 0,05, \* p-value < 0,1.

Source : *Perspectives Économiques de l'OCDE* (déc. 1996 - déc. 2017), calculs des auteurs.

Nous estimons que le solde primaire (en % de pourcentage de PIB) s'accroît, en moyenne et sur une année, de 0,725 pp à la suite d'une hausse de 10 pp du ratio de dette publique/PIB<sup>8</sup>, toutes choses égales par ailleurs. Il faut d'abord noter que la réaction du solde primaire est généralement d'une magnitude plus faible lorsqu'on l'estime sur données en temps réel (0,02 en temps réel contre 0,03 sur données *ex post*), sans cependant que l'écart soit significatif. En procédant de la même façon pour le solde primaire structurel, nous trouvons une réaction plus faible au niveau de dette publique : à la suite d'une hausse de

8. Il s'agit ici de l'espérance de l'impact de long terme d'une hausse de 10 pp de dette publique/PIB, compte-tenu du terme autorégressif dans la règle budgétaire soit, pour la règle de solde primaire en temps réel (tableau 1) :  $\gamma^{LT} = 0,029/(1-0,603) = 0,0725$ .

10 pp du ratio dette publique/PIB, le solde primaire structurel s'accroît de 0,47 pp. Mais cet écart avec la réaction estimée pour le solde primaire n'est vraisemblablement pas significatif. De même que pour le solde primaire, il apparaît que la réaction du solde structurel primaire est d'une amplitude moindre lorsque l'équation est estimée en temps réel (0,015 contre 0,02 *ex post*).

La moindre réaction des instruments budgétaires à la dette publique en temps réel plutôt que sur données révisées peut s'expliquer en s'appuyant sur les travaux de Beetsma et Giuliodori (2010). Il est en effet possible qu'une grande majorité des pays de notre panel, membres de l'Union européenne, réagissent pro-cycliquement aux erreurs de prévisions de croissance et d'écart de production, donc accroissent leur effort budgétaire entre la phase de préparation et d'exécution des budgets. Cette réaction pro-cyclique pourrait également expliquer pourquoi la réaction estimée *ex ante* (en temps réel) est moins forte que la réaction estimée *ex post*.

Les règles budgétaires en zone euro (et dans l'Union européenne) sont souvent taxées d'inefficacité dans la mesure où elles auraient été bien peu respectées, sans que les sanctions prévues par les traités ne soient appliquées. Dans le tableau 2, nous rapportons les estimations des différentes variantes de l'équation (5). On note que le coefficient de réaction à la dette pour les pays membres de l'euro est positif mais pas significativement supérieur à celui des pays non-membres, quels que soient les instruments que l'on considère ou la temporalité des données. Mais si l'euro ne semble pas avoir induit une *plus forte* soutenabilité de la politique budgétaire, il demeure que la politique budgétaire des pays membres satisfait les critères de soutenabilité, dans la mesure où la réaction du solde primaire à la dette y est significativement positive et supérieure au taux d'intérêt ajusté du taux de croissance<sup>9</sup>. Pour les pays extérieurs à l'UE (Australie, Canada, États-Unis, Nouvelle-Zélande), nous ne trouvons pas de différence significative avec les pays membres de l'UE.

---

9. La présence dans l'échantillon d'États membres de la zone euro de pays ayant été temporairement « sous programme », tels la Grèce ou le Portugal, renforce sans aucun doute la réaction budgétaire à la dette. Le fait que celle-ci soit d'ordre comparable à celle des pays non membres de la zone euro laisse cependant imaginer que l'effet additionnel des pays « sous programme » sur la réaction à la dette a été marginal.

Ces résultats économétriques tendent à infirmer l'idée selon laquelle les pays de la zone euro et les pays de l'UE n'ont pas suivi de règle budgétaire même si, paradoxalement, les règles du PSC ont été peu respectées *de facto*. Cela pointe peut-être l'inadéquation entre des règles normatives et comptables et le comportement plus pragmatique des États face aux évolutions de l'environnement macroéconomique dans lequel ils doivent opérer. Ceci n'implique pas pour autant qu'il n'y ait aucune distinction entre pays membres et non membres de la zone euro en matière de soutenabilité budgétaire (*cf. infra*).

Tableau 2. Règles budgétaires à l'intérieur et en dehors de la zone euro

Variable expliquée :	SP(t)		SSP(t)	
	Ex post	Temps réel	Ex post	Temps réel
Constante	-2,286*** (0,513)	-0,952*** (0,468)	-1,802*** (0,496)	-0,639 (0,428)
SP(t - 1) / SSP(t - 1)	0,599*** (0,046)	0,561*** (0,046)	0,583*** (0,050)	0,591*** (0,042)
Dettes(t - 1)*(1 - UE)	-0,006 (0,018)	-0,010 (0,011)	0,001 (0,018)	-0,009 (0,010)
Dettes(t - 1)*Euro	0,030*** (0,007)	0,023*** (0,006)	0,020*** (0,007)	0,017*** (0,005)
Dettes(t - 1)*(1 - Euro)	0,025*** (0,008)	0,017*** (0,006)	0,014*** (0,008)	0,011*** (0,006)
Écart de PIB(t)	0,076 (0,061)	0,141*** (0,037)	-0,237*** (0,054)	-0,092*** (0,035)
Inflation(t)	0,178** (0,080)	0,052 (0,088)	0,250*** (0,082)	0,067 (0,083)
R <sup>2</sup> ajusté	0,76	0,90	0,72	0,88
Nb. Obs.	379	402	369	402
Échantillon	1997-2016	1997-2018	1997-2016	1997-2018

Notes : Chaque équation est estimée avec des effets fixes par pays et par période. Les écarts-types robustes sont rapportés entre parenthèses. Seuils de significativité : \*\*\* p-value < 0,01, \*\* p-value < 0,05, \* p-value < 0,1.

Source : *Perspectives Économiques de l'OCDE* (déc. 1996 - déc. 2017), calculs des auteurs.

### 3.2. Contra-cyclicité ou pro-cyclicité de la politique budgétaire ?

Le caractère contra- ou pro-cyclique de la politique budgétaire est abondamment discuté par la littérature empirique, et nombreux sont les travaux qui concluent au caractère acyclique voire pro-cyclique de la politique budgétaire. C'est d'ailleurs ce qui motive l'usage de données en temps réel ou *ex ante* (voir Cimadomo, 2012, 2016), afin de corriger d'éventuels biais liés à la temporalité des décisions de politique budgétaire, notamment liés au décalage entre l'information



disponible au moment de la préparation du budget, qui conditionne la décision, et l'information disponible *ex post*.

Nos résultats sont assez contrastés. Tout d'abord, une différence assez nette apparaît selon l'instrument utilisé. Les estimations indiquent un coefficient de réaction à l'écart de PIB généralement positif (contra-cyclicité) pour les équations de solde primaire, mais un coefficient généralement négatif (pro-cyclicité) pour les équations de solde structurel primaire (voir tableaux 1 et 2). La *composante discrétionnaire* de la politique budgétaire (le solde structurel primaire) semble ainsi plutôt pro-cyclique, tandis que la contra-cyclicité de l'ensemble de la politique budgétaire proviendrait essentiellement des stabilisateurs automatiques, qui définissent la *composante cyclique et non-discrétionnaire* du solde primaire.

Sur données *ex post*, la règle de solde primaire indique une faible contra-cyclicité, avec un coefficient de réaction à l'écart de PIB positif mais non significatif. L'estimation de la règle de solde structurel primaire conclut à un coefficient de réaction à l'écart de PIB significatif et négatif, ce qui indiquerait une forte pro-cyclicité. Cependant, le coefficient de réponse à l'inflation apparaît significativement positif dans les deux équations, ce qui pourrait s'interpréter comme une forme de contra-cyclicité, à travers une relation de Phillips inflation/écart de PIB. Dans l'ensemble, les estimations sur données *ex post* restent ambiguës et ne permettent pas de conclure quant à la contra- ou à la pro-cyclicité de la politique budgétaire.

À l'inverse, les estimations sur données en temps réel apportent des conclusions sensiblement différentes et univoques. D'une part, l'inflation n'a plus d'effet significatif sur le solde primaire et le solde structurel primaire. D'autre part, l'écart de PIB est significativement positif dans le cas de l'équation de solde primaire, mais significativement négatif dans l'équation de solde structurel primaire. Ainsi, si les stabilisateurs automatiques semblent bien jouer leur rôle contra-cyclique, la composante discrétionnaire de la politique budgétaire apparaît pro-cyclique en temps réel.

Peut-on expliquer ces résultats par des réactions asymétriques de chaque instrument budgétaire à l'écart de PIB, en fonction de l'état de l'économie ? C'est la question à laquelle nous tentons de répondre au moyen des spécifications (6) et (7) qui font interagir la variable d'écart de PIB avec la variable indicatrice *Crise* ainsi qu'avec le *signe* de l'écart de PIB, et dont les estimations sont présentées dans le tableau 3.

Tableau 3. Les effets de la position dans le cycle et des années de crise (2009-2013) sur les règles budgétaires

Variable expliquée :	SP(t)				SSP(t)			
	Ex post		Temps réel		Ex post		Temps réel	
Constante	-2,199*** (0,522)	-2,424*** (0,516)	-1,123** (0,475)	-1,132** (0,472)	-1,843*** (0,508)	-1,914*** (0,498)	-0,830* (0,428)	-0,837* (0,436)
SP(t - 1) / SSP(t - 1)	0,602*** (0,045)	0,599*** (0,046)	0,576*** (0,045)	0,559*** (0,046)	0,583*** (0,048)	0,581*** (0,050)	0,612*** (0,041)	0,587*** (0,043)
Inflation(t)	0,175** (0,079)	0,174** (0,080)	0,018 (0,087)	0,030 (0,088)	0,249*** (0,080)	0,244*** (0,082)	0,033 (0,080)	0,047 (0,082)
Dette(t - 1)*(1 - crise)	0,025*** (0,007)	—	0,020*** (0,005)	—	0,016** (0,007)	—	0,015*** (0,005)	—
Dette(t - 1)*crise	0,034*** (0,010)	—	0,027*** (0,008)	—	0,029*** (0,010)	—	0,022*** (0,007)	—
Dette(t - 1)*(Écart PIB > 0)	—	0,027*** (0,008)	-	0,021*** (0,006)	—	0,017** (0,007)	—	0,015*** (0,005)
Dette(t - 1)*(Écart PIB < 0)	—	0,030*** (0,007)	—	0,020*** (0,006)	—	0,021*** (0,007)	—	0,015*** (0,005)
Écart de PIB*(1 - crise)	-0,005 (0,066)	—	0,168*** (0,039)	—	-0,273*** (0,061)	—	-0,045 (0,034)	—
Écart de PIB*crise	0,190** (0,094)	-	0,097* (0,055)	—	-0,181*** (0,086)	—	-0,147*** (0,053)	—
Écart de PIB*(Écart PIB > 0)	—	0,131 (0,101)	—	0,354*** (0,110)	—	-0,175* (0,096)	—	0,151 (0,096)
Écart de PIB*(Écart PIB < 0)	—	0,072 (0,082)	—	0,103** (0,043)	—	-0,238*** (0,074)	—	-0,137*** (0,043)
R <sup>2</sup> ajusté	0,77	0,76	0,90	0,90	0,73	0,72	0,89	0,88
Nb. Obs.	379	379	402	402	369	369	402	402
Échantillon	1997-2016	1997-2016	1997-2018	1997-2018	1997-2016	1997-2016	1997-2018	1997-2018

Notes : Chaque équation est estimée avec des effets fixes par pays et par période. Les écarts-types robustes sont rapportés entre parenthèses. Seuils de significativité : \*\*\* p-value < 0,01, \*\* p-value < 0,05, \* p-value < 0,1.

Source : *Perspectives Économiques de l'OCDE* (déc. 1996 - déc. 2017), calculs des auteurs.

À partir des spécifications incluant la variable indicatrice *Crise*, il apparaît que les résultats divergent nettement selon qu'on estime les équations à partir des données *ex post* ou en temps réel. Dans le cas du solde primaire en particulier, les conclusions s'inversent. Les estimations *ex post* montrent une contra-cyclicité significative en temps de crise, tandis qu'*ex ante* cette contra-cyclicité est très faiblement significative. En dehors des années de crise, la contra-cyclicité du solde primaire apparaît nettement dès lors qu'on considère des données en temps réel, tandis que l'estimation *ex post* indique plutôt une politique budgétaire *acyclique*. Nous verrons plus loin que la moindre contra-cyclicité du solde primaire en temps réel pourrait provenir du fait qu'un grand nombre de pays de la zone euro ont également poursuivi une politique de consolidation budgétaire pro-cyclique.

Par ailleurs, nos estimations semblent indiquer que la pro-cyclicité du solde structurel primaire provient essentiellement des années de crise, celui-ci étant plutôt *acyclique* en dehors des années de crise sur données *ex post*.

Ce constat ne se retrouve pas complètement lorsqu'on considère un indicateur plus général de la position de l'économie dans le cycle (le signe de l'écart de PIB). L'utilisation de données en temps réel conclut à la contra-cyclicité du solde primaire tandis qu'à partir de données révisées, l'*acyclique* semble prévaloir. Quant à la pro-cyclicité du solde structurel primaire, elle prévaut lorsque l'écart de PIB est négatif, et disparaît pour devenir *acyclique* lorsque l'écart de production est positif.

*In fine*, il semble possible de donner une conclusion générale quant à la contra- ou pro-cyclicité de la politique budgétaire. Si la politique budgétaire apparaît globalement contra-cyclique d'après les estimations en temps réel des équations de solde primaire, elle l'est surtout *en haut de cycle* et *en dehors des années de crise*, et probablement du fait des stabilisateurs automatiques. Au contraire, la composante discrétionnaire de la politique budgétaire semble peu contra-cyclique, voire plutôt *acyclique*, en haut de cycle et en dehors des années de crise. Surtout, le solde structurel primaire apparaît significativement pro-cyclique au pire moment, aussi bien durant les années 2009-2013 que lorsque l'écart de PIB est négatif.

Quant à l'incidence sur la soutenabilité budgétaire de la séparation entre années de crise et années sans crise, on constate que dans tous les cas de figure (solde primaire ou solde structurel primaire, données

*ex ante* ou données *ex post*), la sensibilité de l'instrument budgétaire à la dette publique est comparable en temps de crise et en temps « normal ». Ce résultat persiste si l'on fait interagir la dette publique avec le signe de l'écart de production : quel que soit son signe, la soutenabilité budgétaire est assurée avec la même intensité.

### 3.3. Position dans le cycle et consolidation budgétaire : la zone euro à contretemps ?

Dans une dernière spécification, nous avons cherché à identifier d'éventuelles différences concernant le motif de soutenabilité budgétaire, selon l'appartenance (ou non) à la zone euro et selon la position dans le cycle ou plus spécifiquement pendant les années de crise.

Les résultats d'estimation des spécifications (8) et (9) sont rapportés au tableau 4. Il faut d'abord remarquer que le constat précédent concernant la contra-cyclicité du solde primaire et la pro-cyclicité (en bas de cycle ou pendant la crise) du solde structurel primaire est confirmé.

En haut de cycle ou en dehors des années de crise, nos estimations indiquent que la politique budgétaire des pays de la zone euro réagit au niveau de dette publique de façon identique aux pays extérieurs à la zone euro ; les coefficients de réaction à la dette sont proches, strictement positifs et significatifs. Mais pendant la crise, les pays extérieurs à la zone euro ne remplissent pas le critère de soutenabilité budgétaire de Bohn : les coefficients associés au niveau de dette sont non-significatifs, sauf dans le cas de l'équation de solde primaire estimée *ex post*. À l'inverse, les pays de la zone euro continuent de poursuivre une règle de soutenabilité budgétaire pendant la crise et en bas de cycle, avec des coefficients de réaction élevés et très significatifs.

Certes, la différence entre pays membres et non membres de la zone euro est statistiquement non significative dans les spécifications qui font interagir l'écart de PIB avec le niveau de dette. Les pays membres de la zone euro réagissent toujours positivement et très significativement au niveau de dette publique, quelle que soit la position dans le cycle. Les pays extérieurs à la zone euro ont quant à eux des coefficients de réaction positifs, mais faiblement significatifs dans le cas des règles de solde structurel primaire, ce qui peut suggérer qu'il s'agit d'un phénomène spécifique aux pays de la zone euro *pendant la crise*.

Tableau 4. Appartenance à la zone euro et pro-cyclicité de la politique budgétaire

Variable expliquée :	SP(t)				SSP(t)			
	Ex post		Temps réel		Ex post		Temps réel	
<b>Constante</b>	-2,111*** 0,535	-2,262*** 0,533	-1,040** 0,450	-0,980** 0,475	-1,802*** 0,513	-1,793*** 0,513	-0,755* 0,396	-0,696 0,434
<b>SP(t - 1) / SSP(t - 1)</b>	0,597*** 0,045	0,592*** 0,046	0,545*** 0,042	0,549*** 0,045	0,579*** 0,047	0,575*** 0,049	0,584*** 0,038	0,577*** 0,042
<b>Inflation(t)</b>	0,184** 0,080	0,179** 0,081	0,062 0,082	0,050 0,087	0,264*** 0,081	0,250*** 0,083	0,073 0,075	0,065 0,081
<b>Dette(t - 1)*(1 - UE)</b>	-0,002 0,019	-0,003 0,020	-0,010 0,011	-0,008 0,011	0,005 0,018	0,006 0,018	-0,008 0,009	-0,007 0,010
<b>Dette(t - 1)*Euro*(1 - Crise)</b>	0,026*** 0,007	—	0,022*** 0,005	—	0,017** 0,006	—	0,017*** 0,005	—
<b>Dette(t - 1)*Euro*crise</b>	0,034*** 0,010	—	0,028*** 0,007	—	0,028*** 0,010	—	0,024*** 0,006	—
<b>Dette(t - 1)*(1 - Euro)*(1 - Crise)</b>	0,022*** 0,008	—	0,020*** 0,006	—	0,013* 0,008	—	0,014*** 0,005	—
<b>Dette(t - 1)*(1 - Euro)*Crise</b>	0,027** 0,012	—	0,010 0,008	—	0,017 0,012	—	0,005 0,007	—
<b>Dette(t - 1)*Euro*(Écart PIB &gt; 0)</b>	—	0,026*** 0,008	—	0,018*** 0,006	—	0,016** 0,007	—	0,013** 0,006
<b>Dette(t - 1)*Euro*(Écart PIB &lt; 0)</b>	—	0,031*** 0,008	—	0,022*** 0,006	—	0,021*** 0,007	—	0,016*** 0,005

Tableau 4bis. Appartenance à la zone euro et pro-cyclicité de la politique budgétaire

Variable expliquée :	SP(t)				SSP(t)			
	Ex post		Temps réel		Ex post		Temps réel	
Dette(t - 1)*(1 - Euro)*(Écart PIB > 0)	—	0,023**	—	0,020***	—	0,014	—	0,014**
		0,009		0,007		0,009		0,006
Dette(t - 1)*(1 - Euro)*(Écart PIB < 0)	—	0,025***	—	0,017**	—	0,014*	—	0,011*
		0,008		0,007		0,008		0,006
Écart de PIB*(1 - crise)	-0,002	—	0,160***	—	-0,279***	—	-0,065*	—
	0,067		0,041		0,061		0,034	
Écart de PIB*crise	0,194**	—	0,139***	—	-0,178**	—	-0,115***	—
	0,094		0,047		0,085		0,043	
Écart de PIB*(Écart PIB > 0)	—	0,128	—	0,356***	—	-0,185*	—	0,149
		0,103		0,109		0,097		0,093
Écart de PIB*(Écart PIB < 0)	—	0,096	—	0,131***	—	-0,216***	—	-0,114***
		0,089		0,042		0,079		0,041
R <sup>2</sup> ajusté	0,76	0,76	0,90	0,89	0,73	0,72	0,89	0,88
Nb. Obs.	379	379	402	402	369	369	402	402
Échantillon	1997-2016	1997-2016	1997-2018	1997-2018	1997-2016	1997-2016	1997-2018	1997-2018

Notes : Chaque équation est estimée avec des effets fixes par pays et par période. Les écarts-types robustes sont rapportés entre parenthèses. Seuils de significativité : \*\*\* p-value < 0,01, \*\* p-value < 0,05, \* p-value < 0,1.

Source : *Perspectives Économiques de l'OCDE* (déc. 1996 - déc. 2017), calculs des auteurs.

Au regard de ces résultats, la politique budgétaire des pays de la zone euro apparaît assez nettement à contretemps et à contre-emploi : à la pro-cyclicité de son solde primaire structurel s'ajoute un motif de stabilisation de la dette publique en bas de cycle et pendant les années de crise, autrement dit une stratégie de consolidation budgétaire *pro-cyclique*. À l'inverse, les pays extérieurs à la zone euro, potentiellement grâce au soutien de leurs politiques monétaires, ont été capables d'abandonner temporairement leur motif de stabilisation de la dette publique, sans subir le même sort que les pays périphériques de la zone euro.

#### 4. Conclusion

L'approche par données en temps réel apporte une information différente de celle issue de données révisées et une information probablement plus proche de la décision initiale de politique budgétaire, telle qu'anticipée par les agents, sur les questions de réaction au cycle et de soutenabilité budgétaire. Les données *ex post* rendent au contraire difficile la distinction de ce qui relève de la décision budgétaire *ex ante* et de ce qui relève de l'ajustement endogène de l'économie *via* les anticipations et les comportements des différents secteurs institutionnels.

Nous sommes arrivés à trois principales conclusions. D'abord, les pays de la zone euro ne sont pas irresponsables d'un point de vue budgétaire, mais vérifient au contraire des conditions de soutenabilité usuelles. Ils n'apparaissent pas non plus significativement plus rigoureux ou « vertueux » que les pays extérieurs à la zone euro, sauf peut-être en période de crise.

Ensuite, il apparaît difficile de répondre simplement à la question de savoir si la politique budgétaire est contra- ou pro-cyclique. Tout dépend en effet de l'instrument budgétaire considéré (solde primaire ou solde structurel primaire), de la temporalité des données utilisées pour l'estimation et de l'état de l'économie. Nous trouvons que la politique budgétaire est globalement contra-cyclique, en haut de cycle et en dehors des années de crise, grâce aux stabilisateurs automatiques. Mais si l'on considère seulement sa composante discrétionnaire, elle apparaît plutôt pro-cyclique et particulièrement en bas de cycle et pendant les années de crise.

Enfin, la principale différence concerne plutôt la stratégie de consolidation budgétaire poursuivie par les pays de la zone euro dans les années 2009-2013 : elle y fut pro-cyclique tandis que les pays extérieurs à la zone ont pu relâcher momentanément leur effort de consolidation budgétaire, certainement aidés par les politiques d'assouplissement quantitatif de leurs banques centrales respectives.

L'ensemble des résultats obtenus pour la zone euro plaide donc pour une réforme des règles budgétaires européennes, mais pas forcément dans le sens le plus généralement admis. La question de la discipline de marché ne semble pas en effet primordiale : les États membres de la zone euro assurent, par leurs politiques budgétaires, la soutenabilité de leurs finances publiques. Cela concourt d'ailleurs sans doute à la mise en œuvre de politiques budgétaires pro-cycliques qui retardent la stabilisation macroéconomique parce qu'elles pèsent *in fine*, via les effets multiplicateurs, sur l'activité économique et accélèrent, au lieu de la ralentir, l'accumulation des dettes publiques. Les politiques budgétaires européennes ont donc grand besoin d'être plus souples, moins normatives, centrées sur les propriétés de stabilisation macroéconomique. Cela passera par un renforcement des stabilisateurs automatiques *via, e.g.* la plus grande progressivité du système fiscal, et par une attention potentiellement moins grande portée à l'objectif de dette publique au bénéfice de politiques budgétaires *discrétionnaires* de stabilisation.

## Références

- Afonso A. et J. T. Jalles, 2015, « Fiscal Sustainability: A Panel Assessment for Advanced Economies », *Applied Economics Letters*, vol. 22, n° 11, juillet, pp. 925-929.
- Afonso A. et J. T. Jalles, 2016, « The Elusive Character of Fiscal Sustainability », *Applied Economics*, vol. 48, n° 28, juin, pp. 2651-2664.
- Aldama P. et J. Creel, 2017, « Why Fiscal Regimes Matter for Fiscal Sustainability: An Application to France », *INFER Working Papers*, n° 2017-01, INFER.
- Aldama P. et J. Creel, 2018, « Fiscal Policy in the US: Sustainable after all? », *Economic Modelling*, à paraître.
- Alesina A., 1987, « Macroeconomic Policy in a Two-Party System as a Repeated Game », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, n° 3, août, pp. 651-678.



- Arreaza A., Sorensen B. E., et Yosha O., 1999, « Consumption Smoothing Through Fiscal Policy in OECD and EU Countries » dans Poterba, J. R., Von Hagen J., (Eds.), *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, Chicago: University of Chicago Press.
- Barro R., 1986, « U.S. Deficits since World War I », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 88, n° 1, pp. 195-222.
- Beetsma R. et M. Giuliodori, 2010, « Fiscal Adjustment to Cyclical Developments in the OECD: An Empirical Analysis Based on Real-time Data », *Oxford Economic Papers*, vol. 62, n° 3, juillet, pp. 419-441.
- Benigno P. et M. Woodford, 2003, « Optimal Monetary and Fiscal Policy: A Linear Quadratic Approach », *NBER Working Papers*, n° 9905, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bohn H., 1998, « The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 3, août, 949-963.
- Buti M., S. Eijffinger et D. Franco, 2003, « Revisiting EMU's Stability Pact: A Pragmatic Way Forward », *Oxford Review of Economic Policy*, vol.19, n° 1, pp. 100-111.
- Checherita-Westphal C. et V. Žd'árek, 2017, « Fiscal Reaction Function and Fiscal Fatigue: Evidence for the Euro Area », *ECB Working Paper Series*, n° 2036.
- Cimadomo J., 2012, « Fiscal Policy in Real Time », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 114, juin, pp. 440-465.
- Cimadomo J., 2016, « Real-Time Data and Fiscal Policy Analysis: A Survey of the Literature », *Journal of Economic Surveys*, vol. 30, n° 2, avril, pp. 302-326.
- Coibion O., Gorodnichenko Y. et M. Ulate, 2017, « The Cyclical Sensitivity in Estimates of Potential Output », *NBER Working Papers*, n° 23580, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Creel J., 2003, « Ranking Fiscal Policy Rules: the Golden Rule of Public Finance vs. the Stability and Growth Pact », *Documents de Travail de l'OFCE*, n° 2003-04.
- Galí J. et R. Perotti, 2003, « Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe », *Economic Policy*, Vol. 18, n° 37, octobre, pp. 533-572.
- Golinelli R. et S. Momigliano, 2006, « Real Time determinants of the Fiscal Policies in the Euro Area », *Journal of Policy Modeling*, vol. 28, pp. 943-964.
- Hallerberg M. et J. von Hagen, 1999, « Electoral Institutions, Cabinet Negotiations, and Budget Deficits within the European Union » in Poterba J. et J. von Hagen (Eds.), *Fiscal Institutions and Fiscal Performance*, Chicago, University of Chicago Press, pp. 209-232.

- Hallerberg M., R. Strauch, J. von Hagen, 2007, « The Design of Fiscal Rules and Forms of Governance in European Union Countries », *European Journal of Political Economy*, vol. 23, n° 2, pp. 338-359.
- Hamilton J. D., 2018, « Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter », *Review of Economics and Statistics*, à paraître.
- Huart F., 2013, « Is Fiscal Policy Procyclical in the Euro Area? », *German Economic Review*, n° 14, pp. 73-88.
- Kopits G. et S. Symansky, 1998, « Fiscal Policy Rules », *IMF Occasional Paper*, n° 162.
- Leeper E. M., 1991, « Equilibria Under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies », *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, n° 1, février, pp. 129-147.
- Paloviita M. et H. Kinnunen, 2011, « Real Time Analysis of Euro Area Fiscal Policies: Adjustment to the Crisis », *Research Discussion Papers*, n° 21, Bank of Finland.
- Plödt M. et C. A. Reicher, 2015, « Estimating Fiscal Policy Reaction Functions: The role of Model Specification », *Journal of Macroeconomics*, vol. 46, pp. 113-128.
- Taylor J. B., 1993, « Discretion versus Policy Rules in Practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 195-214.