



Munich Personal RePEc Archive

Fiscal and Monetary Policy Interactions : The Greece Case

Daly, Hounaida and Smida, Mounir

Faculté des sciences économiques et de gestion de Sousse, Unité de
recherche FIMOD

3 March 2013

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/45931/>
MPRA Paper No. 45931, posted 26 Apr 2013 21:10 UTC

Interaction entre Politique Monétaire et Politique Budgétaire: Cas de la Grèce

Hounaida Daly*

Mounir Smida†

3 mars 2013

Résumé

Nous essayons d'attirer l'ensemble des politiques monétaire et budgétaire faisant la méthodologie théorique étudiée par Kirsanova et al. (2005) et la méthodologie décrite par J.Reade et J.Sthen (2010) qui utilisent des méthodes de cointégration à plusieurs variables pour étudier les interactions des politiques monétaire et budgétaire. Kirsanova et al ont fourni la théorie sur la conception de meilleures politiques monétaires et budgétaires, mais l'estimation des arrangements de politique monétaire a souffert de nombreuses critiques principales, notamment la non-stationnarité. Le modèle vectoriel autorégressif cointégré (CVAR ou VAR cointégré) est utilisé dans ce papier pour estimer les règles des politiques monétaire et budgétaire et avoir un aperçu sur les interactions des politiques dans la Grèce. Ainsi, la sphère principale d'interaction entre ces deux politiques, porte sur le financement du déficit budgétaire et la gestion monétaire. En effet, elle expose la nature de la relation entre les politiques budgétaires et monétaires et montre le rôle que jouent les autorités monétaires pour assurer la stabilité de la conjoncture économique sans compromettre leur crédibilité. Les preuves ne laissent pas entendre des interactions politiques fortes dans la Grèce, et soutient l'idée que la politique monétaire est plus stabilisateur dans son influence sur l'activité économique que la politique budgétaire.

Classification JEL : E52, E58, E62, E61.

Mots-clés : Politique monétaire, Politique budgétaire, Grèce, Interaction entre politique monétaire et budgétaire, Dettes publiques, Déficit Budgétaires.

*Doctorante en sciences économiques à la faculté des Sciences Économique et de Gestion de Sousse. Unité de recherche: Monnaie, Financement et Modélisation (MOFID) (E.49/C.06). E-mail:Hounaida.Daly@gmail.com

†Professeur en sciences économiques à la faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Sousse. Directeur de l'école doctorale et directeur de l'unité de recherche (MOFID) (E.49/C.06).

1 Introduction

Au cours des dernières années, le débat sur les déficits publics et la dette publique ont resurgi à nouveau, principalement comme une réponse aux graves problèmes d'un certain nombre de pays apportant des finances publiques en équilibre ou en excédent.

Pendant un quart de siècle de déficits budgétaires importants provoquant le doublement de la dette publique de 20% à 42% du PIB dans les pays industrialisés, la nécessité d'une plus grande discipline budgétaire semble être un consensus (Taylor, 1995).

Considérons la situation économique grecque dans les années 1980 et 1990, avant la décision d'essayer de rejoindre la zone euro. Durant cette période, la politique monétaire et budgétaire de la Grèce laissaient beaucoup à désirer : à la fois l'inflation et les taux d'intérêt atteignent 20% une forte inflation qui porte généralement atteinte la croissance économique. La Grèce n'a pas fait exception, sa croissance du PIB réel est en moyenne 0,7% du taux annuel, entre 1980 et 1994 [41].

Le budget public grec est encore dans une crise. Le ratio dette-PIB, c'est à dire la dette publique exprimée en pourcentage du PIB est supérieure à 150% tandis que les déficits budgétaires actuels dépassent 10%. Compte tenu des faibles perspectives économiques pour la période à venir, les marchés financiers doutent que le pays puisse résoudre le problème financier à temps. Plutôt, l'insoutenabilité du développement a conduit les investisseurs à exiger des primes de risque énormes pour maintenir la dette publique. Avant la crise, les marchés ainsi que les décideurs ont ignoré le risque spécifique associé à certains pays de la zone euro.

Dans cette démarche, la matière de réduction de déficit budgétaire a fait l'objet de plusieurs enquêtes approfondies par les économistes et les analystes politiques. Des recherches économiques ont prouvé que la réduction des déficits budgétaires fait baisser les taux d'intérêt réels, accroître les investissements, et augmenter la productivité et la croissance des revenus réels. Dans ce même contexte, il a été prouvé que l'augmentation des investissements est généralement moins proportionnelle que la réduction du déficit budgétaire, car la consommation et les exportations nettes augmentent au fur et à mesure que le déficit budgétaire baisse (Taylor, 1995).

De ce fait, la Banque Centrale Européenne (BCE) et le Pacte de Stabilité et de Croissance (PSC) ont fait l'objet de controverses récentes qui suggèrent, en marge d'une action sur la croissance potentielle, l'importance d'une coordination cohérente des deux instruments de régulation de la croissance effective ; la politique monétaire et la politique budgétaire.

De plus, l'expérience de la récente crise financière et économique mondiale a confirmé la nécessité d'une coordination entre les politiques macro-économiques pour répondre efficacement aux chocs économiques[16]. Ceci permet d'augmenter la vitesse de convergence vers l'état stationnaire et conduit l'économie plus près de

l'objectif prévu par rapport au résultat de la politique non coopérative. De plus, les études effectuées par Tabellini, (1986) et Dahn, (1998) ont également démontré la nécessité d'une telle coordination, après avoir étudié les implications budgétaires des actions de la banque centrale et les implications monétaires des réactions du gouvernement.

Par ailleurs, la nécessité d'une coordination des politiques monétaire et budgétaire se pose également dans le cas des réformes structurelles et dans la libéralisation du secteur financier[56]. Ces réformes ne peuvent réussir que dans le cadre d'une politique de soutien budgétaire qui assure la stabilité macro-économique, la discipline budgétaire et l'évitement de l'impôt qui sont discriminatoires contre les activités financières. Celles-ci représentent les conditions préalables à la réussite de la libéralisation financière [6].

Dans ce contexte, notre étude se résume aux questions suivantes. *Dans un contexte de déficit budgétaire et d'endettement important et difficile à satisfaire quel est le rôle de l'interaction des politiques monétaire et budgétaire et quel est son effet sur la durabilité des développements de la dette publique et du déficit budgétaire ? et quel est l'effet de cette interaction dans le cas de la Grèce ?*

Cette étude se divise en quatre sections. La deuxième décrit Les modèles théoriques de politiques monétaire et budgétaire. la troisième présente Une Méthodologie empirique et résultats de l'estimation et enfin la quatrième section décrit l'analyse des résultats empiriques obtenus.

2 Modèles théoriques des politiques monétaire et budgétaire

Les modèles macro-économiques théoriques des interactions des politiques monétaire et budgétaire trouvent leur origine dans l'abondante littérature sur la politique monétaire et budgétaire, et plus précisément dans la littérature fondée sur les règles initiées par la littérature classique d'incohérence dynamique (voir notamment Barro et Gordon, 1983).

Bien que l'analyse de la politique monétaire soit restée fermement favorable depuis la Seconde Guerre mondiale, l'analyse de la politique budgétaire a perdu la faveur de l'optimisation keynésienne des politiques anticycliques dans les années 1970 dans la mesure où une grande partie de la littérature monétaire considéré indifférente pour la réalisation de la stabilité des prix (Walsh, 2003).

Taylor (2000) donne un aperçu sur l'intérêt accru dans l'élaboration de politiques dans les modèles macro-économiques au cours des vingt années précédentes,

décrivant ça par « la nouvelle macroéconomie normative ». Cette nouvelle orientation met l'accent sur l'évaluation des différentes règles politiques dans le contexte d'un particulier, micro-fondé, le modèle de l'économie.

Leeper (1991), entre autres, a développé la théorie budgétaire du niveau des prix (FTPL)¹, selon laquelle les régimes de la politique budgétaire sont optimaux étant donné le régime de la politique monétaire. Il introduit deux points essentiels : d'une part, la distinction entre politique active et politique passive, d'autre part, la mise en évidence de deux organisations stables des politiques économiques (politique budgétaire active et politique monétaire passive ou l'inverse)[33].

Leith et Wren-Lewis (2000) ont défini un régime de politique monétaire actif qui satisfait le principe de Taylor. Ils ont conclu que les politiques monétaire et budgétaire devraient être soit la stabilité active ou passive.

Dixit et Lambertini (2003), étendant Barro et Gordon (1983), considèrent que les interactions entre politiques dans une configuration où l'autorité monétaire contrôle l'inflation. La source de conflit est que l'autorité budgétaire vise à augmenter la production et l'inflation. L'équilibre non coopératif de Nash possède à la fois une hausse de l'inflation et une baisse de la production. L'engagement par l'autorité monétaire n'est pas appropriées ni suffisantes si la politique budgétaire est active, mais, l'engagement budgétaire entendu entraînerait un meilleur résultat.

Kirsanova et al. (2005) étendent le modèle de trois équations des politiques monétaire à un modèle à cinq équations des politiques monétaire et budgétaire en ajoutant la contrainte budgétaire du gouvernement inter-temporelle. Une spécification générale des deux équations, la courbe IS et la relation ajustement-inflation, commune à la fois aux politiques monétaires et budgétaires serait :

$$y_t = \gamma^f E_t y_{t+1} \gamma^b y_{t-1} - \sigma[r_t - E_t \pi_{t+1}] + \phi d_t + \delta p b_t + \varepsilon_{1,t}, \quad (1)$$

$$\pi_t = \chi^f \beta E_t \pi_{t+1} + \chi^b \pi_{t-1} + k_1 y_t + k_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2,t}, \quad (2)$$

où y_t est l'écart de production, π_t le taux d'inflation, r_t le taux d'intérêt no-

1. La "théorie budgétaire du niveau des prix" (FTPL) a été principalement développée par Leeper (1991), Sims (1994; 1997 et 2001a) et Woodford (1994; 1995; 1998 et 2000) et a attiré beaucoup d'attention. Elle décrit les règles de politique budgétaire et monétaire de telle sorte que le niveau des prix est déterminé par la dette publique et la seule politique budgétaire, la politique monétaire joue au mieux un rôle indirect. Cette théorie des affrontements avec le point de vue monétariste qui stipule que la masse monétaire constitue le principal facteur du niveau des prix et de l'inflation. De plus, de nombreux auteurs ont soutenu que les règles budgétaires sur lesquelles s'appuie la FTPL sont mal spécifiées.

minal, d_t le stock de la dette publique et pb_t est le solde budgétaire primaire défini comme les recettes moins les dépenses du gouvernement. Les deux dernières variables budgétaires sont représentées en tant que fractions du PIB.

Suivant la littérature, le taux d'intérêt r_t est l'instrument d'élaboration de politique monétaire, tandis que pb_t est défini comme l'outil du décideur budgétaire.

Il ya un désaccord si l'instrument budgétaire doit être les impôts ou les dépenses publiques ou la balance primaire. dans notre étude, on va utilisé la balance primaire comme instrument de la politique budgétaire.

En revanche, Kirsanova et al. (2005) tiennent les dépenses publiques à être l'outil, Schmitt-Grohe et Uribe (2004) considèrent l'imposition et plusieurs autres prennent les deux à la fois, exemple Muscatelli et al, 2004. ; Gali et Perotti, 2003.

En outre, il convient de distinguer les stabilisateurs automatiques de la politique budgétaire, les mouvements conjoncturels de l'équilibre budgétaire relative, notamment, aux dépenses de prestations et aux recettes d'impôts, à partir de sa contrepartie discrétionnaire. Si la politique budgétaire n'est pas incluse, alors $\phi = \delta = 0$ dans (1).

Revenant vers le modèle à trois équations, si la politique budgétaire est incluse, $\delta \neq 0$ implique le rejet de l'équivalence ricardienne. L'équivalence ricardienne stipule que les déficits budgétaires du gouvernement n'affectent pas le niveau de la demande globale ou de l'activité dans l'économie.

La contrainte budgétaire du gouvernement inter-temporelle est la suivante :

$$\begin{aligned} D_t &= [1 + I_{t-1}]D_{t-1} - PB_t, \\ d_t &= [1 + I_{t-1}][1 - g_{n,t-1}]d_{t-1} - pb_t, \end{aligned}$$

$$d_t \approx [1 + \rho_{t-1}]d_{t-1} - pb_t. \quad (3)$$

Dans l'équation (3), les lettres majuscules se réfèrent à des variables dans les niveaux, les lettres minuscules sous forme de fractions du PIB, $\rho_t = (I - \Delta_p - g_r)_t$ est l'augmentation ajustée du taux d'intérêt réel, $g_{n,t}$ est le taux de croissance nominale du PIB, $g_{r,t}$ est le taux réel. Kirsanova et al. (2005) linéarisent la contrainte budgétaire inter-temporelle autour de la dette arbitrairement définie et le niveaux du taux d'intérêt r_0 et d_0 :

$$d_t = [1 + r_0]d_{t-1} + r_{t-1}d_0 + pb_{t-1} \quad (4)$$

En effet, le décideur d'une politique budgétaire passive établirait une politique pour satisfaire l'équation (4), tandis que la FTPL montre que les gouvernements peuvent être actifs dans l'établissement de la politique budgétaire.

Le décideur utilise son instrument afin de minimiser la valeur actualisée de la fonction de perte sociale W_s , Où $j = m, f$ signifie la politique monétaire ou budgétaire, et Tj représente l'outil du décideur concerné :

$$L_j = \min \frac{1}{2} E_{t-1} \sum_{s=t}^{\infty} \beta_{s-t} W_s[\pi_t, y_t, \pi_{t-1}, y_{t-1}]. \quad (5)$$

Dans ce modèle l'auteur suppose qu'il ya un décalage d'une période de mise en oeuvre de la politique budgétaire qui reflète les procédures législatives et politiques requises pour les modifications importantes de la politique budgétaire discrétionnaire, et un décalage d'une période d'effet de la politique monétaire, ce qui reflète le mécanisme de transmission. Kuttner (2002) doute si la politique budgétaire, compte tenu de ces retards, pourraient parvenir à une interaction avec la politique monétaire.

La fonction de perte (5) est généralement considéré comme quadratique dans la différence entre l'inflation et la production et leurs objectifs respectifs, en prenant les anticipations d'inflation comme une donnée :

$$W_s = [\pi_s - \pi_s^*]^2 + [y_s - y_s^*].$$

La politique optimale dans la discrétion et les préférences quadratique avec contraintes linéaires peut être exprimé par une règle linéaire qui dépend de l'inflation et de l'écart de production d'une manière dictée par la mise en place du modèle économique.

La forme générale d'une règle de politique monétaire est la suivante :

$$r_t = \phi_{E\pi} E_t \pi_{t+1} + \phi_{\pi} \pi_t + \phi_{\pi 1} \pi_{t-1} + \phi_{Ey} E_t y_{t+1} + \phi_y y_t + \phi_{y1} y_{t-1} \quad (6)$$

Où la rétroaction optimale des paramètres ϕ_j dépend de la structure supposée de l'économie (??)-(4). Une politique monétaire «Active» (Leith et Wren-Lewis, 2000) serait décrite par le principe de Taylor, donc $\phi_{E\pi} + \phi_{\pi} + \phi_{\pi 1} > 1$.

Une réponse positive serait due à un écart de production positif, malgré l'absence d'un objectif de sortie explicite, car la production est généralement pensé pour diriger l'inflation (Svensson, 1999), alors $\phi_{Ey} + \phi_y + \phi_{y1} > 0$.

Pour la politique budgétaire, une règle ressemblera à :

$$pb_t = \psi_y y_t + \psi_\pi \pi_t + \psi_d d_t, \quad (7)$$

Où $\psi_y > 0, \psi_\pi > 0$ et $\psi_d > 0$. Encore une fois les signes particuliers et les magnitudes sont représenté par des coefficients dans la règle de politique budgétaire ; Kirsanova et al. (2005) constatent dans leur modèle que dans la stabilité et la non-cyclicité. Les valeurs de coefficient sont plus faibles que dans la règle de politique monétaire. Alors que les coefficients dans (6) et (7) seront des fonctions explicites des paramètres des pièces constitutives du modèle(1)-(5), l'estimation sur les données macro-économiques ne donne qu'une vision à des équations telles que (1),(2),(4) et les règles de politique(6) et (7).

2.1 Stratégie empirique

La stratégie empirique est étudiée par J.Reade et Stehen(2010), qui utilisent des méthodes de cointégration à plusieurs variables pour étudier les interactions monétaires et budgétaires.

Ainsi, les séries de données de la section précédente peuvent être combinés pour former le vectoriel autorégressif :

$$X_t = \Pi_0 + \Pi_1 t + \sum_{i=1}^K \Pi_i X_{t-i} + u_t, u_t \sim N(0, \sigma^2). \quad (8)$$

X_t est une $p \times T$ matrice de données, tandis que Π_0 est une $p \times p$ matrice des coefficients, où $p = 6$ est le nombre de variables dans le système, et T le nombre d'observations. La matrice Π_0 se réfère aux termes constants dans chaque équation du système VAR. Si les données sont non stationnaires, donc $X_t \sim I(1)$, et pour que l'équation (8) soit équilibrée, elles doivent réorganise la correction de l'équilibre sous forme :

$$\Delta X_t = \Pi^* X_{t-1}^* + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t, \quad (9)$$

Où $X_{t-1}^* = (X_{t-1}, 1)'$, $\Pi^* = (\Pi, \Pi_0)$, $\Pi = \sum_{i=1}^K \Pi_i - I$, et $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^K \Pi_j$. Les coefficients des variables explicatives retardées et le terme constant ont été regroupés, afin de faciliter l'exposé. En outre, si $X_t \sim I(1)$, puis étant donné que $u_t \sim I(0)$ et $\Delta X_t \sim I(0)$ alors Π doit être de rang réduit pour l'équation (9) pour être équilibré. Si Π est de rang réduit alors il existe $p \times r$ des matrices α et β tel que $\Pi = \alpha\beta'$, d'où l'équation (9) devient :

$$\Delta X_t = \alpha \tilde{\beta}' X_{t-1}^* + \sum_{K=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta X_{t-k} + u_t, \quad (10)$$

Où $\tilde{\beta} = (\beta, \beta_0)'$ et $X_{t-1}^* = (X_{t-1}, 1)$. Les termes $\tilde{\beta}' X_{t-1}^*$ sont des vecteurs de cointégration, les relations stationnaire entre des variables non stationnaires, ou état stable des relations.

Dans le contexte de la politique monétaire et budgétaire, nous travaillons à un rang sur deux, avec un vecteur de la politique monétaire, et un vecteur de politique budgétaire. Si la matrice β est de rang deux, ensuite β' est de dimension $2 \times p$ et par conséquent $\tilde{\beta}'$ est de $2 \times p + 1$ y compris la constante, et nous pouvons écrire $\alpha \tilde{\beta}' X_{t-1}^*$ en termes des variables du système étudié. Dans ce qui suit, r_t désigne le taux d'intérêt nominal, pby_t est le ratio solde budgétaire primaire-PIB, π_t est l'inflation, π_t^e est les anticipations d'inflation, y_t est l'écart de production et dy_t est le ratio dette-PIB :

$$\alpha \tilde{\beta}' X_{t-1}^* = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} & \beta_{41} & \beta_{51} & \beta_{61} & \beta_{01} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} & \beta_{42} & \beta_{52} & \beta_{62} & \beta_{02} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_t \\ pby_t \\ \pi_t \\ \pi_r^e \\ y_t^{gap} \\ dy_t \\ 1 \end{pmatrix} \quad (11)$$

$$= \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11}r_t & \beta_{21}pby_t & \beta_{31}\pi_t & \beta_{41}\pi_t^e & \beta_{51}y_t^{gap} & \beta_{61}dy_t & \beta_{01} \\ \beta_{12}r_t & \beta_{22}pby_t & \beta_{32}\pi_t & \beta_{42}\pi_t^e & \beta_{52}y_t^{gap} & \beta_{62}dy_t & \beta_{02} \end{pmatrix} \quad (12)$$

Étant donné un rang de deux, sans aucune restriction supplémentaire, des deux relations de cointégration, ou vecteurs, dans l'équation (12) sont indiscernables les uns des autres. Cela peut être identifié d'après les auteurs, en imposant une restriction sur chaque relation, à condition que la même restriction ne soit pas appliquée à chaque vecteur. C'est ainsi, par exemple, la dette du gouvernement n'a pas d'importance pour la détermination de la politique monétaire, et par conséquent imposer $\beta_{61} = 0$, le premier vecteur permettant d'être le vecteur de la politique monétaire. Cela peut également imposer la restriction selon laquelle les anticipations d'inflation ne sont pas importantes pour la politique budgétaire, et imposer $\beta_{42} = 0$ de la deuxième relation. Ces deux restrictions permettraient d'identifier le système, et dans ce cas d'appliquer une interprétation des règles d'élaboration des politiques monétaire et budgétaire, comme élaboré en (6) et (7).

Les coefficients α permettent également un aperçu supplémentaire dans la dynamique économique qui se produit dans les données, car elles détermineront comment une variable s'ajuste à un vecteur particulier de cointégration, et la vitesse de cet ajustement, le cas échéant se trouve.

Pour la règle de politique monétaire, il est prévu que les termes de réaction d'inflation respectent le principe de Taylor. Le coefficient de taux d'intérêt, β_{11} , est normalisé et de là $(\beta_{31} + \beta_{41})\beta_{11} = \beta_{31}^* + \beta_{41}^* < -1$, où β_{ij}^* désigne un coefficient normalisé. La relation de cointégration en fonction d'un terme d'erreur stationnaire, $ecm1_t \sim (0, \sigma^2)$, ce qui donne :

$$ecm1_t = r_t + \beta_{21}^* pby_t + \beta_{31}^* \pi_t + \beta_{41}^* \pi_t^e + \beta_{51}^* y_t^{gap} + \beta_{61}^* dy_t + \beta_{01}^* \quad (13)$$

$$r_t = -\beta_{21}^* pby_t - \beta_{31}^* \pi_t - \beta_{41}^* \pi_t^e - \beta_{51}^* y_t^{gap} - \beta_{61}^* dy_t - \beta_{01}^* + ecm1_t. \quad (14)$$

Ainsi, lorsque le vecteur de cointégration est exprimé en tant que relation en termes de r_t , les coefficients sont négatifs.

Ayant présenté la stratégie empirique pour étudier les interactions des politiques monétaire et budgétaire, nous allons maintenant présenter les données de notre travail dans la section suivante.

2.2 Choix des variables et données

L'illustration empirique de la méthodologie présentée ci-dessus porte sur le cas de la Grèce. Afin d'étudier l'interaction de la politique monétaire et budgétaire, nous avons besoin des données des instruments de politique monétaire tel que le taux d'intérêt nominal, le taux d'inflation, le taux d'inflation anticipée, l'output gap, et des données des instruments de politique budgétaire tel que le stock de la dette publique et la balance primaire.

Nous avons retenu des données à fréquence annuelle. Nous avons voulu collecter les données à partir de la base de données de la Banque de la Grèce. Cependant, certaines données ne sont disponibles qu'à partir de 2000 tel que l'output gap . D'autres sont disponibles dès 1990. En effet, nous utilisons la base de données du FMI pour collecter les données de l'output gap, la balance primaire (Dépenses publiques-Recettes publiques) et la dette publique; ainsi, que les données d'AMECO² pour collecter les données du taux d'intérêt nominal. Quant au taux d'inflation ainsi que le taux d'inflation anticipé, sont collectés à partir de la base de données de la Banque de la Grèce.

2. footnotesize the annual macro-economic database of the European Commission's Directorate General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN).

La valeur du taux d'intérêt détermine l'efficacité de la politique économique. lorsque le taux d'intérêt nominal est bas, la politique monétaire n'a aucun effet sur le niveau d'activité.

Pour l'inflation, nous utilisons la mesure de l'indice des prix à la consommation (IPC) comme la mesure la plus appropriée; d'autres candidats auraient pu être le déflateur du PIB, ou les dépenses personnelles de consommation (PCE).

Quant à l'activité économique, des études antérieures à la règle de Taylor ont généralement pris l'écart de production(ou l'output gap) ou d'une certaine mesure d'une entreprise réelle des coûts marginaux pour être l'indicateur de l'activité économique. Les économistes utilisent le terme d'output gap pour désigner l'écart entre les niveaux actuel et potentiel de l'activité d'une économie. Il ya un intérêt à long terme des économistes dans le concept de la production potentielle ou écart de production étant donné que ces concepts sont essentiels dans l'analyse des cycles économiques et de politique monétaire. Nous utilisons la mesure d'écart de production du FMI.

Les mesures de la dette publique sont facilement disponibles et accordent à la variable théorique pour la dette brute.

Concernant la balance primaire, elle est exprimée selon l'équation suivante :

$$PB_t = T_t - G_t. \quad (15)$$

Afin d'isoler les stabilisateurs automatiques de la politique discrétionnaire, nous considérons aussi les variations conjoncturelles de la balance primaire. À partir de la figure 3.13 les variations conjoncturelles de la balance, apparaissent encore comme très cycliques, ce qui suggère soit que l'ajustement est insuffisant, soit que la politique budgétaire discrétionnaire est également très cyclique.

La soutenabilité de la dette est une question importante pour la politique budgétaire, l'orientation de la politique budgétaire est soutenable si elle satisfiera la contrainte budgétaire du gouvernement intertemporelle. Compte tenu de la contrainte budgétaire du gouvernement en équation(2.50), si $\rho_{t-1} < 0$ la dette est stable, et l'équation (2.50). Ensuite, l'espérance mathématique de d_t est, en supposant que $\rho_t = \rho$:

$$E_t[d_{t+n}] = [1 + \rho]^n d_t + \sum_{i=0}^{n-1} [1 + \rho] p b_{t+i},$$

En supposant que la condition de transversalité suivante est vérifiée :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} [1 + \rho]^n d_{t+n} = 0$$

alors :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t[d_{t+n}] = \sum_{i=0}^{n-1} [1 + \rho] p b_{t+i}. \quad (16)$$

Ainsi, la dette et le solde primaire auront le même ordre d'intégration, à condition que $\rho \neq 0$. Si, ensuite, le solde primaire est non stationnaire, de plus la dette, et d'après l'équation(16) les deux variables doivent être cointégrées.

En revanche, sous l'hypothèse : ρ n'est pas constante dans le temps, la solution la plus avancé de l'équation (2.50) est :

$$d_t = E_t \left[\prod_{i=1}^n [1 + \rho_{t+i}]^{-1} d_{t+n} \right] - E_t \left[\sum_{i=1}^n \prod_{j=1}^i [1 + \rho_{t+j}]^{-1} p b_{t+i} \right].$$

Avec la condition de transversalité dans d_{t+n} , la solvabilité budgétaire nécessite :

$$d_t = -E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} \prod_{j=1}^i [1 + \rho_{t+j}]^{-1} p b_{t+i} \right] \quad (17)$$

D'où l'existence d'un vecteur de cointégration entre la dette, le solde primaire, et d'autres variables impliquerait la viabilité budgétaire.

3 Méthodologie empirique et résultats de l'estimation

3.1 Évolution des principales variables

Au sein de cette section nous allons présenter l'évolution des principales variables économiques durant la période de notre étude de 1982 à 2012. Afin de décrire le cycle économique de la Grèce, nous allons avoir recours à la description de données principales telles que la dette publique, la balance primaire, le taux d'intérêt nominal, le taux d'inflation et l'output gap.

1. Le déficit budgétaire (p_b)

On remarque l'évolution du déficit budgétaire entre 1982 et 1990, ce qui explique l'augmentation des dépenses publiques par rapport aux recettes publiques. Ensuite, il a enregistré une diminution légère de 1990 au 1993. Puis, le déficit budgétaire recommence à diminuer durant la période de 1994 à 1999,

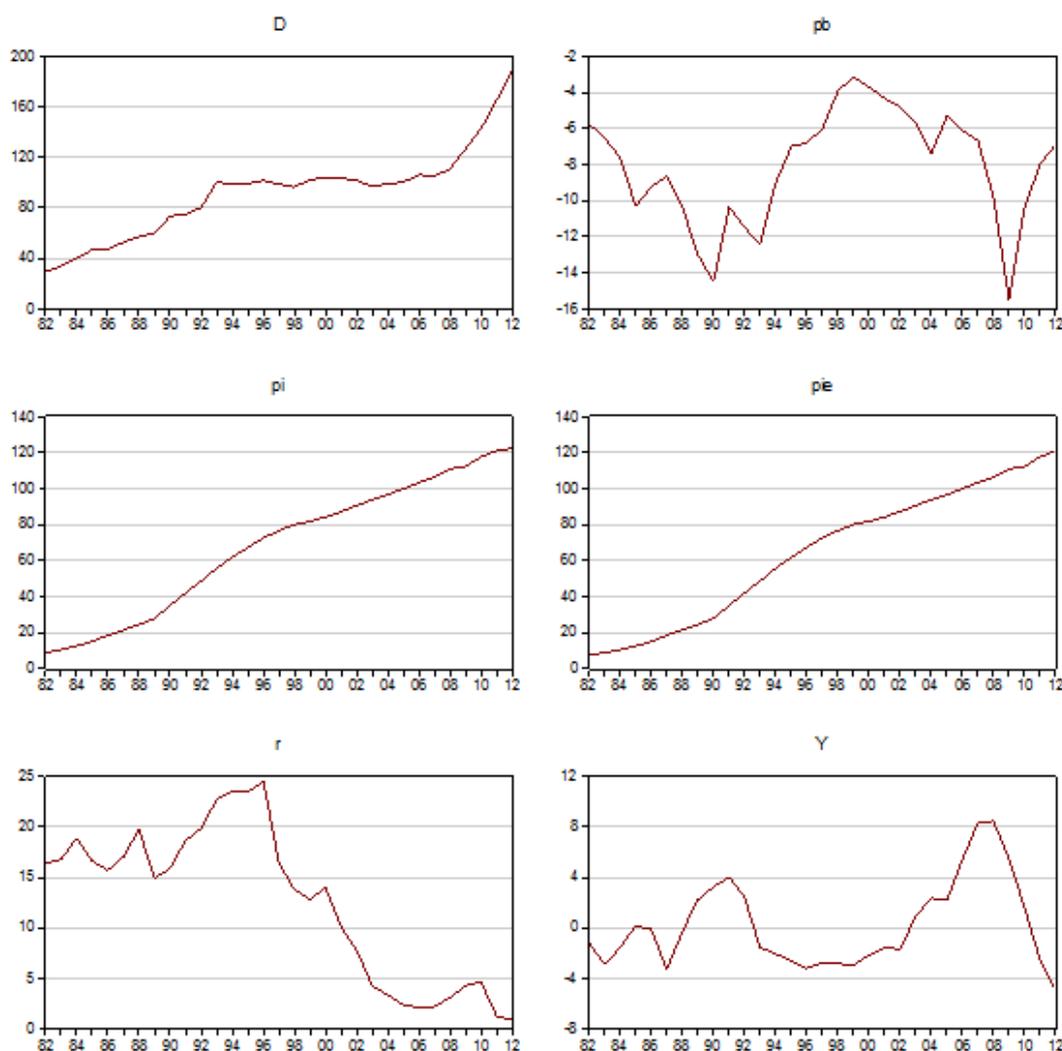


FIGURE 1 – Évolution des différents variables économiques de la Grèce entre 1982-2012

Source : Nos propres observations.

et depuis il a augmenté progressivement jusqu'à 2009, ce qui explique la diminution des recettes publiques, qui est expliquée par la diminution de la part des services dans les exportations totales par environ 4 points de pourcentage de 2008 à 2009, au cours de la récente crise mondiale. À partir de 2009, on remarque une diminution graduelle lente.

2. Le taux d'intérêt nominal (r)

Le taux d'intérêt nominal est égal au taux d'intérêt réel plus le taux d'inflation ($r_t = i_t + \pi_t$). L'allure du taux d'intérêt nominal à court terme pour la Grèce se caractérise par cinq périodes : 1982/89, 1989/96, 1996/07, 2007/10 et 2007/12.

Durant la période 1982-1989, le taux d'intérêt nominal augmente puis diminue

légèrement, il passe de 16.5% à environ 20% puis il diminue pour atteindre environ 15% en 1988. À partir du début de 1989 jusqu'à 1996, il remonte à un niveau de 24.5% . La hausse du taux d'intérêt a pour objectif de contrecarrer des pressions inflationnistes qui ont eu lieu à cette période. Dans la période suivante (1996-2007), le taux d'intérêt nominal diminue d'une façon dramatique, il passe de 24.5% à environ 2% . Ainsi de 2007 jusqu'à 2010 il augmente légèrement pour atteindre environ 4.5% . En fin il diminue suite à l'effet de la crise, il commence à chuter et atteint un niveau faible de l'ordre de 1% en 2012.

3. La dette publique (D)

On remarque que la dette publique évolue d'une année à une autre. Cependant à partir de 1982 jusqu'à 1993 on constate un évolution moyenne. Ainsi, dès 1993 la dette publique augmente progressivement et admet une allure stable entre 1994 et 2007. Ensuite, à partir de 2008, on remarque une évolution rapide due à la crise financière au cours de cette période.

4. L'output gap (Y_p)

«L'écart de production» correspond à la différence en pourcentage entre le PIB [produit intérieur brut] effectif et le «PIB potentiel», ce dernier étant défini comme le niveau soutenable (non-inflationniste) maximal de production que permet d'obtenir le stock existant de main-d'oeuvre et de capital dans l'économie, à l'aide des technologie actuelles. Ainsi, d'après la figure (fig. 3.12) on remarque trois étape d'évolution durant la période 1982-2012. Alors, entre 1984 et 1992 on constate une évolution de 40% ce qui explique une augmentation du PIB effectif par rapport au PIB potentiel. Ensuite, on remarque une évolution graduelle lente de 1992 jusqu'au la première moitié de 2008 ce qui traduit un écart de production stable. Enfin, une évolution rapide et remarquable à partir de la deuxième moitié de 2008 jusqu'au 2012.

3.2 Étude de la stationnarité des variables

Nous étudions dans cette partie la stationnarité des variables. Nous appliquons trois types de tests. D'abord, nous employons le test de Dickey-Fuler Augmenté (ADF), puis le test de Phillips et Perron (PP), qui permet de tenir compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation. Ces deux tests sont basés sur l'hypothèse nulle : le processus est non stationnaire. Nous confirmons nos résultats par un troisième test de Kwiatkowski, Phillips, Shmidt et Shin (KPSS). Ce dernier test, contrairement aux deux premiers, est basé sur l'hypothèse nulle de stationnarité des séries. Les tableaux 1, 2 et 3 présentent les résultats des trois tests de racine unitaire respectifs, cités ci-dessus. Ces tests sont effectués par le logiciel E-Views 6. Dans ce qui suit, nous allons présenter les différents résultats de ces tests.

Variables	Statistiques t_c avec $T + C$	Conclusion
d_t	0.093452	Non Stationnaire I(2)
$d(d_t, 1)$	0.148337	Non Stationnaire I(2)
$d(d_t, 2)$	0.141405	Stationnaire I(0)
pb_t	0.098943	Non Stationnaire I(1)
$d(pb_t, 1)$	0.101512	Stationnaire I(0)
π_t	0.142920	Non Stationnaire I(2)
$d(\pi_t, 1)$	0.107261	Non Stationnaire I(2)
$d(\pi_t, 2)$	0.073976	Stationnaire I(0)
π_t^a	0.122689	Non Stationnaire I(2)
$d(\pi_t^a, 1)$	0.115354	Non Stationnaire I(2)
$d(\pi_t^a, 2)$	0.090115	Stationnaire I(0)
y_t	0.072686	Non Stationnaire I(2)
$d(y_t, 1)$	0.095200	Non Stationnaire I(2)
$d(y_t, 2)$	0.308389	Stationnaire I(0)
r_t	0.139705	Non Stationnaire I(1)
$d(r_t, 1)$	0.087871	Stationnaire I(0)

TABLE 1 – Résultats de test KPSS de stationnarité

Source : Nos propres observations.

Avant d'interpréter les résultats, il convient d'indiquer les abréviations utilisées dans le tableau.

- d_t : dette publique
- $d(d_t, 1)$: différence première de la dette publique
- $d(d_t, 2)$: différence deuxième de la dette publique
- pb_t : balance primaire
- $d(pb_t, 1)$: différence première de la balance primaire
- π_t : taux d'inflation
- $d(\pi_t, 1)$: différence première du taux d'inflation
- $d(\pi_t, 2)$: différence deuxième du taux d'inflation
- π_t^a : taux d'inflation anticipé
- $d(\pi_t^a, 1)$: différence première du taux d'inflation anticipé
- $d(\pi_t^a, 2)$: différence deuxième du taux d'inflation anticipé
- y_t : l'output gap
- $d(y_t, 1)$: différence première de l'output gap
- $d(y_t, 2)$: différence deuxième de la dette publique
- r_t : taux d'intérêt nominal
- $d(r_t, 1)$: différence première du taux d'intérêt nominal

L'étude de la stationnarité des variables et des éventuelles relations de cointégration est une étape indispensable dans la mesure où elle conditionne la dynamique du système en fonction du degré de persistance.

Selon les résultats de ces trois tests (Les résultats pour chaque variable sont

TABIE 2 – Résultats du test Ducky et Fuller augmenté (ADF) de stationnarité des séries

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
d_t	-2.137159	0.872953	1.987001	Non Stationnaire I(2)
	$t = 1.11$			
	$(t_t = 2.84)$			
	$c = 4.32$	$c = -0.61$		
	$(t_c = 0.83)$	$(t_c = -0.15)$		
$d(d_t, 1)$	0.355112	-2.323708	-1.551141	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.34$			
	$(t_t = 2.13)$			
	$c = -4.85$	$c = 2.70$		
	$(t_c = -1.55)$	$(t_c = 1.76)$		
$d(d_t, 2)$	-7.186347	-6.386336	-2.515599	Stationnaire I(0)
	$t = 0.34$			
	$(t_t = 2.16)$			
	$c = -4.45$	$c = 1.17$		
	$(t_c = -1.56)$	$(t_c = 0.93)$		
pb_t	-2.161387	- 2.059103	-0.626149	Non Stationnaire I(1)
	$t = 0.04$			
	$(t_t = 0.87)$			
	$c = -2.88$	$c = -2.12$		
	$(t_c = -2.06)$	$(t_c = -1.95)$		
$d(pb_t, 1)$	-4.793623	-4.854680	-4.945992	Stationnaire I(0)
	$t = 0.02$			
	$(t_t = 0.392)$			
	$c = -0.34$	$c = -0.01$		
	$(t_c = -0.36)$	$(t_c = -0.02)$		

Source : Nos propres observations.

TABLE 3 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries
 Source : Nos propres observations.

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
π_t	-2.178048	-0.959335	0.201734	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.58$			
	$(t_t = 1.95)$ $c = 1.93$ $(t_c = 1.80)$	$c = 4.34$ $(t_c = 6.56)$		
$d(\pi_t, 1)$	-2.524823	-2.371915	-0.657526	Non Stationnaire I(2)
	$t = -0.04$			
	$(t_t = -1.36)$ $c = 2.09$ $(t_c = 2.55)$	$c = 1.37$ $(t_c = 2.15)$		
$d(\pi_t, 2)$	-6.969018	-6.785684	-6.921880	Stationnaire I(0)
	$t = -0.04$			
	$t_t = -1.27$ $c = 0.70$ $(t_c = 1.13)$	$c = -0.01$ $(t_c = -0.03)$		
π_t^a	-3.060912	-0.887847	0.160656	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.63$			
	$(t_t = 2.91)$ $c = 0.61$ $(t_c = 0.76)$	$c = 1.79$ $(t_c = 2.48)$		
$d(\pi_t^a, 1)$	-2.512443	-2.543014	-0.250502	Non Stationnaire I(2)
	$t = -0.02$			
	$(t_t = -0.66)$ $c = 1.71$ $(t_c = 2.30)$	$c = 1.41$ $(t_c = 2.43)$		

TABLE 4 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries
 Source : Nos propres observations.

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
$d(\pi_t^a, 2)$	-7.648820	-7.694980	-7.802523	Stationnaire I(0)
	$t = -0.02$			
	$(t_t = -0.74)$ $c = 0.50$ $(t_c = 0.86)$	$c = 0.11$ $(t_c = 0.46)$		
y_t	-2.619854	-2.940079	-2.985892	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.01$			
	$(t_t = 0.15)$ $c = -0.02$ $(t_c = -0.03)$	$c = 0.08$ $(t_c = 0.25)$		
$d(y_t, 1)$	-3.169492	-3.037319	-3.089416	Non Stationnaire I(2)
	$t = -0.05$			
	$(t_t = -1.10)$ $c = 0.70$ $(t_c = 0.91)$	$c = -0.05$ $(t_c = -0.14)$		
$d(y_t, 2)$	-5.682573	-5.831881	-5.918955	Stationnaire I(0)
	$t = -0.01$			
	$(t_t = -0.25)$ $c = 0.07$ $(t_c = 0.08)$	$c = -0.14$ $(t_c = -0.35)$		
r_t	-1.904593	-0.266424	-1.127389	Non Stationnaire I(1)
	$t = -0.18$			
	$t_t = -2.04$ $c = 4.98$ $(t_c = 1.87)$	$c = -0.31$ $(t_c = -0.33)$		

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
$d(r_t, 1)$	-4.752133 $t = -0.05$ ($t_t = -0.83$) $c = 0.26$ ($t_c = 0.26$)	-4.706529 $c = -0.50$ ($t_c = -1.02$)	-4.590020	Non Stationnaire I(1)

TABLE 5 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries
Source : Nos propres observations.

Source : Nos propres observations.

TABLE 6 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
d_t	-1.081812	0.523568	2.672985	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.05$			
	$(t_t = 0.12)$			
	$c = -0.55$	$c = -0.90$		
	$(t_c = -0.11)$	$(t_c = -0.22)$		
$d(d_t, 1)$	-2.628844	-2.461738	-1.431090	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.19$			
	$(t_t = 0.19)$			
	$c = -0.16$	$c = 2.70$		
	$(t_c = -0.06)$	$(t_c = 1.76)$		
$d(d_t, 2)$	-9.455894	-8.578678	-8.500899	Stationnaire I(0)
	$t = 0.22$			
	$(t_t = 1.36)$			
	$c = -2.68$	$c = 0.89$		
	$(t_c = -0.92)$	$(t_c = 0.68)$		
pb_t	-2.161387	-2.059103	-0.584054	Non Stationnaire I(1)
	$t = 0.04$			
	$(t_t = 0.87)$			
	$c = -2.88$	$c = -2.12$		
	$(t_c = -2.06)$	$(t_c = -1.95)$		
$d(pb_t, 1)$	-4.757157	-4.830190	-4.937365	Stationnaire I(0)
	$t = 0.02$			
	$(t_t = 0.39)$			
	$c = -0.34$	$c = -0.01$		
	$(t_c = -0.36)$	$(t_c = -0.02)$		

TABLE 7 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries
 Source : Nos propres observations.

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
π_t	-1.275701	-0.714045	3.080642	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.08$			
	$(t_t = 0.27)$	$c = 4.36$	$c = 4.34$	
	$(t_c = 6.44)$	$(t_c = 6.56)$		
$d(\pi_t, 1)$	-2.389990	-2.377388	-0.822522	Non Stationnaire I(2)
	$t = -0.04$			
	$(t_t = -1.36)$	$c = 2.09$	$c = 1.37$	
	$(t_c = 2.55)$	$(t_c = 2.15)$		
$d(\pi_t, 2)$	-7.001371	-6.830973	-6.971384	Stationnaire I(0)
	$t = -0.04$			
	$t_t = -1.27$	$c = 0.70$	$c = -0.01$	
	$(t_c = 1.13)$	$(t_c = -0.03)$		
π_t^a	-1.700280	-0.242353	3.226135	Non Stationnaire I(2)
	$t = 0.26$			
	$(t_t = 0.92)$	$c = 3.72$	$c = 3.88$	
	$(t_c = 5.62)$	$(t_c = 6.10)$		
$d(\pi_t^a, 1)$	-2.416942	-2.478529	-0.739106	Non Stationnaire I(2)
	$t = -0.02$			
	$(t_t = -0.66)$	$c = 1.71$	$c = 1.41$	
	$(t_c = 2.30)$	$(t_c = 2.43)$		

TABLE 8 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries
 Source : Nos propres observations.

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
$d(\pi_t^a, 2)$	-7.605350 $t = -0.02$ ($t_t = -0.74$) $c = 0.50$ ($t_c = 0.86$)	-7.635109 $c = 0.11$ ($t_c = 0.46$)	-7.741575	Stationnaire I(0)
y_t	-1.703156 $t = -0.03$ ($t_t = -0.53$) $c = 0.32$ ($t_c = 0.39$)	-1.909682 $c = -0.07$ ($t_c = -0.18$)	-1.942903	Non Stationnaire I(2)
$d(y_t, 1)$	-3.269750 $t = -0.05$ ($t_t = -1.10$) $c = 0.70$ ($t_c = 0.91$)	-3.153564 $c = -0.05$ ($t_c = -0.14$)	-3.089416	Non Stationnaire I(2)
$d(y_t, 2)$	-6.849801 $t = -0.01$ ($t_t = -0.25$) $c = 0.07$ ($t_c = 0.07$)	-6.943823 $c = -0.14$ ($t_c = -0.35$)	-7.004844	Stationnaire I(0)
r_t	-1.778173 $t = -0.17$ $t_t = -2.05$ $c = 4.24$ ($t_c = 1.78$)	-0.266424 $c = -0.31$ ($t_c = - - 0.33$)	-1.115684	Non Stationnaire I(1)

	Tendance et constante	Sans tendance	Sans tendance et constante	Conclusion
$d(r_t, 1)$	-4.745263 $t = -0.05$ ($t_t = -0.83$) $c = 0.26$ ($t_c = 0.26$)	-4.703355 $c = -0.50$ ($t_c = -1.02$)	-4.590020	Stationnaire I(0)

TABLE 9 – Résultats du test de Phillips et Perron (PP) de stationnarité des séries

Source : Nos propres observations.

synthétisés en annexe A), nous pouvons conclure que les séries suivantes : la dette publique, le taux d'inflation, l'inflation anticipée, la balance primaire, l'output gap et le taux d'intérêt nominal sont non-stationnaires.

Le caractère non-stationnaire des séries utilisées invite à rechercher la présence d'une ou plusieurs combinaisons linéaires stationnaires entre ces variables.

En effet, l'étude des séries en différence première pour la balance primaire et le taux d'intérêt nominal, ainsi, la différence deuxième pour le reste des variables(annexe A), permet de s'assurer du caractère stationnaire des séries différenciées.

Cependant, les trois tests retiennent l'intégration d'ordre 1 des séries suivantes : la balance primaire, le taux d'intérêt nominal et ainsi, l'intégration d'ordre 2 de la dette publique, le taux d'inflation, le taux d'inflation anticipée et l'output gap. Ce qui implique l'existence de cointégration entre les différentes variables.

3.3 Estimations

Nous passons maintenant aux résultats de l'estimation du modèle VAR cointégré tel que décrit dans la section précédente.

3.3.1 Test de cointégration

Le terme cointégration a été introduit par Granger en 1981. Le test de cointégration permet de vérifier les relations d'équilibre à long terme qui existent entre les variables d_t , pb_t , r_t , π_t , π_t^a et y_t . La présence d'une relation d'équilibre entre ces variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991).

En effectuant les tests de stationnarité de Dickey-Fuller, les tests de KPSS et les tests de Phillips-perron (PP) nous avons obtenu les résultats résumés dans le tableau ci-dessous.

Variables	d_t	π_t	π_t^a	π_t^a
Ordre	I(2)	I(2)	I(2)	I(2)

TABLE 10 – Ordre d'intégration des variables du modèle

Source : Nos propres observations.

Et,

D'après le premier tableau nous constatons que toutes les variables ont le même ordre d'intégration : I(2), de plus le deuxième tableau : I(1), ce qui justifie l'utilisation

Variables	r_t	pb_t
Ordre	I(1)	I(1)

TABLE 11 – Ordre d'intégration des variables du modèle

Source : Nos propres observations.

du test de cointégration d'Engle et Granger. En effet, une condition nécessaire d'utilisation de ce test est que toutes les variables doivent être du même ordre d'intégration. L'analyse de l'ordre d'intégration des variables justifie la présence d'une relation de long terme qui relate une tendance stochastique commune. Celle-ci sera testée par deux approches : l'approche de d'Engle et Granger et celle de Johansen.

Test de cointégration de Engle et Granger et résultat :

Nous avons testé l'hypothèse de cointégration sur le taux d'intérêt nominal et le déficit budgétaire, en premier lieu, et nous avons obtenu le résultat suivant :

Dependent Variable: R_T
Method: Least Squares
Date: 05/13/12 Time: 18:01
Sample: 1982 2012
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.129416	3.858690	2.365936	0.0249
PB_T	-0.418383	0.445382	-0.939380	0.3553

R-squared	0.029530	Mean dependent var	12.51258
Adjusted R-squared	-0.003934	S.D. dependent var	7.697341
S.E. of regression	7.712467	Akaike info criterion	6.985894
Sum squared resid	1724.982	Schwarz criterion	7.078410
Log likelihood	-106.2814	Hannan-Quinn criter.	7.016052
F-statistic	0.882435	Durbin-Watson stat	0.122449
Prob(F-statistic)	0.355295		

FIGURE 2 – Estimation des moindres carrés ordinaires($r_t et pb_t$)

Source : Nos propres observations.

Ainsi, ce résultat indique que le déficit budgétaire dans ce modèle n'est pas significatif $R^2 = 2.9\%$, de ce fait, le taux d'intérêt nominal et le déficit budgétaire ne sont pas cointégrés.

L'hypothèse de cointégration sera testée, en deuxième lieu, sur les variables d_t , π_t , π_t^a et y_t qui sont intégrées d'ordre 2. Une combinaison linéaire de ces variables s'écrit :

Le vecteur $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3)$ est appelé le vecteur de cointégration. Ce test est basé sur deux étapes. La première est une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires du modèle de long terme. La deuxième est un test ADF sur le résidu ε_t .

1. Etape 1 : Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires du modèle de long terme

Le modèle est globalement significatif $R^2 = 89.6\%$. Les coefficients des variables de l'output gap, du taux d'inflation et du taux d'inflation anticipé sont significatifs (t-statistic $>$ à 1.96) et (*prob.* $<$ 0.005) . Ainsi, la dette publique, l'output gap, l'inflation et l'inflation anticipée sont cointégrées.

Dependent Variable: D_T
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/12 Time: 23:48
 Sample: 1982 2012
 Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.61691	7.056766	2.496456	0.0189
PI_T	3.781038	1.318472	2.867742	0.0079
PIE_T	-2.838180	1.310590	-2.165575	0.0393
Y_T	-2.554375	0.672764	-3.796835	0.0008
R-squared	0.896509	Mean dependent var		91.76190
Adjusted R-squared	0.885010	S.D. dependent var		36.04079
S.E. of regression	12.22149	Akaike info criterion		7.964182
Sum squared resid	4032.847	Schwarz criterion		8.149213
Log likelihood	-119.4448	Hannan-Quinn criter.		8.024498
F-statistic	77.96421	Durbin-Watson stat		0.439838
Prob(F-statistic)	0.000000			

FIGURE 3 – Estimation des moindres carrés ordinaires

Source : Nos propres observations.

Le modèle est globalement significatif ($R^2 = 89\%$). Les coefficients des variables de l'écart de production, de l'inflation et de l'inflation anticipée sont significatifs (t-statistic $>$ à 1.96). Ce résultat révèle que les variations de l'output gap, l'inflation et l'inflation anticipée sont liées à des facteurs endogènes. La bonne qualité statistique du modèle (R^2 élevé et coefficients significatifs)

est due au fait que les séries sont non stationnaires (puisque cointégrées)³.

2. Etape 2 : Test ADF sur le résidu et résultat

La valeur estimée de la statistique ADF (-5.149218) est inférieure à la valeur critique (-3.612199) au seuil de 5% l'hypothèse de stationnarité du résidu u_t est acceptée. Nous en déduisons qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre l'output gap, le taux d'inflation et le taux d'intérêt nominal, le déficit budgétaire, la dette et le taux d'inflation anticipée. Ces variables génèrent des processus de type DS (Differency Stationnary) qui impliquent qu'un choc à un instant donné se répercute à l'infini sur les valeurs futures des séries ; l'effet des chocs est donc permanent.

Null Hypothesis: U has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=5)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.149218	0.0019
Test critical values:		
1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

FIGURE 4 – ADF sur le résidu

Source : Nos propres observations.

La stationnarité du résidu u_t issu de cette régression demeure la principale condition pour que la relation de cointégration soit acceptée. Elle sera testée à l'aide du test de Dickey-Fuller Augmenté sous les hypothèses suivantes :

- H0 : Racine Unitaire sur le résidu u_t (Non Cointégration)
- H1 : Non Racine Unitaire sur le résidu u_t (Cointégration)

Nous constatons que l'hypothèse de stationnarité du résidu est acceptée. En déduisons qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre la dette publique, l'output gap, le taux d'inflation et le taux d'inflation anticipée.

Test de cointégration de Johansen et résultat :

3. Régis Bourbonnais, « Econométrie », 6ème édition, Dunod, Paris, 2005, p. 279.

Johansen (1991, 1995) a proposé une approche multivariée fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance. Elle sert à vérifier la cointégration des séries d_t , pb_t , r_t , π_t , π_t^a et y_t par un test de rang de cointégration.

Le test d'hypothèse est le suivant :

- H0 : Non cointégration (rang de cointégration vaut zéro)
- H1 : Cointégration (rang de cointégration supérieur ou égal à 1)

S-T : Trace statistic (statistique de trace)

CV : Critical value (Valeur critique)

L'hypothèse nulle est rejetée si S-T est supérieur à CV. Elle est acceptée dans le cas contraire.

Les résultats des tests de cointégration se résume dans les tableaux suivants :

Series	Statistique de trace	Valeur critique (0.05)	Probabilité	Conclusion
None	262.5143	47.85613	0.0001	Rejeté H0
At most 1	55.52078	29.79707	0.0000	Rejeté H0
At most 2	15.91870	15.49471	0.0432	Rejeté H0
At most 3	1.309336	3.841466	0.2525	Rejeté H0

TABLE 12 – Résultats de test de cointégration de johansen : test de «trace»

Source : Nos propres observations.

D'après le tableau précédent(3.12), nous constatons que les quatres variables sont cointégrées, d'où elles ont une relation de cointégration à long terme. De ce fait, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée du fait que le test de la trace indique trois équations de cointégration. Par ailleurs, l'existence de relation de cointégration justifie l'adoption d'un modèle à correction d'erreur (Engle et Granger (1987)).

Series	Statistique de trace	Valeur critique (0.05)	Probabilité	Conclusion
None	9.030021	15.49471	0.3626	Accepté H0
At most 1	0.014173	3.841466	0.9051	Accepté H0

TABLE 13 – Résultats de test de cointégration de johansen : test de «trace»

Source : Nos propres observations.

En revanche, dans le deuxième tableau nous avons constaté l'absence de relation de cointégration, selon le test de «trace». De ce fait, le taux d'intérêt nominal et la balance primaire ne sont pas cointégrés et n'ont aucune relation à long terme.

3.3.2 Modèle à correction d'erreur et résultat

L'existence de relation de cointégration justifie l'adoption d'un modèle à correction d'erreur (Engle et Granger (1987)).

L'utilisation du modèle à correction d'erreur permet de ressortir la relation commune de cointégration (la tendance commune) et d'en déduire les interactions entre les variables. Nous nous proposons d'estimer le modèle à correction d'erreur conformément à la représentation du modèle de Hendry⁴.

Dependent Variable: D(D_T)
Method: Least Squares
Date: 05/21/12 Time: 00:32
Sample (adjusted): 1983 2012
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.464769	4.555014	0.321573	0.7507
D(Y_T)	-1.497870	0.597273	-2.507849	0.0197
D(PI_T)	-1.048139	0.931435	-1.125295	0.2721
D(PIE_T)	-1.195938	0.899996	-1.328826	0.1969
D_T(-1)	0.369880	0.149941	2.466844	0.0215
Y_T(-1)	1.277428	0.483797	2.640424	0.0146
PI_T(-1)	-0.317943	0.134585	-2.362399	0.0270
R-squared	0.569488	Mean dependent var		5.325833
Adjusted R-squared	0.457180	S.D. dependent var		7.594794
S.E. of regression	5.595562	Akaike info criterion		6.482788
Sum squared resid	720.1373	Schwarz criterion		6.809734
Log likelihood	-90.24182	Hannan-Quinn criter.		6.587381
F-statistic	5.070791	Durbin-Watson stat		2.385552
Prob(F-statistic)	0.001906			

FIGURE 5 – Estimation MCO du modèle ECM

Source : Nos propres observations.

3.3.3 Test de causalité au sens de Granger et résultat

Granger a introduit le concept de non causalité en 1969 dans le but de rendre optimale la prévision réalisée au niveau des variables. Le test de causalité se donne

4. Les modèles à correction d'erreur ont été introduits par Hendry au début des années 80. Il sont le mérite de faire ressortir les dynamiques de court et de long terme des variables.

comme objectif d'évaluer l'ordre temporel et la capacité de prévision des variables. Ainsi, il permet de formaliser au plan statistique les relations économiques entre les variables de politiques monétaire et budgétaire pour des raisons évidentes de politique économique mais d'étudier également les variables qui seraient susceptibles de prévoir l'évolution des variables de politiques monétaire et budgétaire et de l'inflation. L'analyse de la causalité mettra en exergue les interactions entre les variables des politiques monétaire et budgétaire. Ainsi, elle permet également d'avoir « une information sur les liaisons temporelles entre les variables ».

La relation entre la dette et les instruments de la politique monétaire sera analysée à partir du test de causalité de Granger (1969). Le test de causalité de Granger consistera à étudier la relation entre la dette et les différentes variables de la politique budgétaire. Si les coefficients des valeurs de la dette, sont significatifs, alors l'inflation et l'output gap est une « cause » de la dette.

Les hypothèses du test de causalité se présentent comme suit :

Prob. est la probabilité critique (probabilité d'acceptation). L'hypothèse nulle (non causalité) est acceptée dès que prob est supérieure à 5% .

Lags. 4

Null Hypothesis:	Obs	F Statistic	Prob.
PI_T does not Granger Cause D_T D_T does not Granger Cause PI_T	27	1.66123 0.52522	0.2027 0.7186
PIE_T1 does not Granger Cause D_T D_T does not Granger Cause PIE_T1	26	1.58516 0.40734	0.2236 0.8008
Y_T does not Granger Cause D_T D_T does not Granger Cause Y_T	27	2.64712 0.67774	0.0674 0.6162
PIE_T1 does not Granger Cause PI_T PI_T does not Granger Cause PIE_T1	26	1.18834 1.61680	0.3514 0.2158
Y_T does not Granger Cause PI_T PI_T does not Granger Cause Y_T	27	1.94949 0.20749	0.1458 0.9309
Y_T does not Granger Cause PIE_T1 PIE_T1 does not Granger Cause Y_T	26	0.10740 0.22473	0.9783 0.9208

FIGURE 6 – Test de causalité au sens de Granger

Source : Nos propres observations.

Le tableau ci-dessus révèle d'une part, une causalité bi-directionnelle entre les couples de variables (l'écart de production et le taux d'inflation), (le taux d'inflation et la dette), (le taux d'inflation anticipé et la dette) et (l'écart de production et la dette). Cette présence de causalité bi-directionnelle dénote que les variables s'influencent mutuellement en termes de capacité de prévision. D'autre part, une causalité uni-directionnelle entre le couple de variables (l'écart de production cause la dette au sens de Granger).

3.4 Résultats de l'estimation

Ainsi, après avoir choisi un rang de deux, nous pouvons procéder à estimer un modèle VAR cointégrés, et de l'identifier. Nous imposons les deux restrictions mentionnées ci-dessus pour identifier le système, à savoir que les anticipations d'inflation n'entre pas dans la règle de politique budgétaire, et que la dette n'entre pas dans la règle de politique monétaire. Une fois que ces restrictions sont imposées et le système soit identifié, les erreurs standard peuvent être calculés et la signification d'autres variables est évaluées. À ce stade, le taux d'intérêt dans la règle de politique budgétaire, et le solde primaire dans la règle de politique monétaire sont insignifiants et sont donc omis, en excluant une forme directe d'interaction des politiques.

Les premières conclusions indiquent que toute autre stratégie possible d'identification entraînerait les mêmes vecteurs de cointégration définitifs donc celles-ci est inutile d'examiner tous : Restreindre pb_t à zéro au lieu de d_t dans la règle monétaire et, r_t au lieu de π^{at} dans la règle budgétaire.

Ainsi, les différents variables sont non-stationnaire et elles ont une intégration d'ordre 1 pour le déficit budgétaire et le taux d'intérêt nominal, ce qui explique l'absence de cointégration ; ensuite une intégration d'ordre 2 pour le reste des variables, ce qui explique, en fait, l'existence de trois équations de cointégration.

Enfin, d'après les résultats trouvées on peut conclure que la politique monétaire et budgétaire ne sont pas complémentaires et s'orientent dans un sens opposé, ainsi, l'avantage d'employer des méthodes de cointégration est que chaque domaine de la politique devra avoir son propre chemin d'état stationnaire, qui devrait être un gouvernable dans les données, et les réponses des instruments politiques et les variables cibles peuvent être établie également en utilisant l'approche VAR cointégrés.

4 Conclusion

Nous essayons d'élaborer une stratégie monétaire et budgétaire faisant la théorie et la méthodologie VAR cointégrés économétrique. Kirsanova à al ont fourni la théorie sur la conception de meilleures politiques monétaires et budgétaires, mais

l'estimation des arrangements de politique monétaire a souffert de nombreuses critiques. Les prévisions trouvées dans la littérature trouve un soutien partiel, et les données de l'enquête est également utilisé pour aider à faire la lumière sur les formes possibles de la formation des anticipations. La preuve ne suggère pas d'interactions des politiques solides, et appuie l'idée que la politique monétaire est plus stabilisateur dans son influence sur l'activité économique que ce qui est de la politique budgétaire.

Au sein de ce travail, nous avons mené une étude théorique et empirique d'interaction entre la politique monétaire et la politique budgétaire. Nos résultats montrent qu'il n'existe pas d'interaction forte entre la politique monétaire et la politique budgétaire.

L'analyse de la cointégration permet d'identifier la relation entre plusieurs variables. Ainsi, l'analyse de la cointégration permet d'identifier clairement la relation véritable entre deux ou plusieurs variables en recherchant l'existence d'un vecteur de cointégration et en éliminant son effet, le cas échéant.

La preuve ne suggère pas de politique d'interactions fortes, et prend en charge l'idée que la politique monétaire est plus stabilisateur dans son influence sur l'activité économique que la politique budgétaire dans le cas de la Grèce.

Références

- [1] AARLE, B. V., BOVENBERG, A., AND RAITH, M. Money, fiscal defecits and government debt in a monetary union. Tech. rep., 1996.
- [2] ARBY, M. F., AND HANIF, M. N. Monetary and fiscal policies coordination - pakistan's experience. Tech. rep., 2010.
- [3] BALFOUSSIA, H., AND GIBSON, H. Inflation and nominal uncertainty : the case of greece. *Economic Bulletin*, 33 (May 2010), 63–78.
- [4] BALINO, T. J. Central bank independence and coordination of monetary policy and public debt management. in andré lara resende, policies for growth, The Latin Americain Experience, International Monetary Fund, 1995.
- [5] BANK, A. Effects of discretionary fiscal policy : new empirical evidence for germany. Diskussionspapiere der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Hannover dp-470, Universität Hannover, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Mar. 2011.
- [6] BANK, W. *World Developement Report 1989*, Wachington D.C. june 1989.
- [7] BARRO, R. J., AND GORDON, D. B. A positive theory of monetary policy in a natural-rate model. NBER Working Papers 0807, National Bureau of Economic Research, Inc, Nov. 1983.
- [8] BELKE, A., AND DREGER, C. Ramifications of debt restructuring on the euro area : The example of large european economies' exposure to greece. Tech. rep., 2011.
- [9] BERNANKE, B. S., AND GERTLER, M. Inside the black box : The credit channel of monetary policy transmission. NBER Working Papers 5146, National Bureau of Economic Research, Inc, June 1995.
- [10] BUNEA-BONTAS, C. A., AND PETRE, M. C. Fiscal policy during the current crisis. MPRA Paper 18676, University Library of Munich, Germany, Nov. 2009.
- [11] BURRIEL, P., FERNANDEZ-VILLAVERDE, J., AND RUBIO-RAMIREZ, J. F. Medea : A dsge model for the spanish economy. PIER Working Paper Archive 09-017, Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania, May 2009.
- [12] CANZONERI, M., CUMBY, R., AND DIBA, B. The interaction between monetary and fiscal policy. In *Handbook of Monetary Economics*, B. M. Friedman and M. Woodford, Eds., vol. 3 of *Handbook of Monetary Economics*. Elsevier, October 2010, ch. 17, pp. 935–999.

- [13] CEBI, C. The interaction between monetary and fiscal policies in turkey : An estimated new keynesian dsge model. Tech. rep., 2011.
- [14] CHRISTODOULAKIS, N. Crisis, threats and ways out for the greek economy. *Cyprus Economic Policy Review* 4, 1 (June 2010), 89–96.
- [15] CORSETTI, G., AND ROUBINI, N. Fiscal deficits, public debt and government solvency : Evidence from oecd countries. NBER Working Papers 3658, National Bureau of Economic Research, Inc, Mar. 1991.
- [16] DAHAN, M. The fiscal effects of monetary policy. IMF Working Papers 98/66, International Monetary Fund, May 1998.
- [17] DAVIG, T., LEEPER, E. M., AND CHUNG, H. Monetary and fiscal policy switching. Tech. rep., 2005.
- [18] DE CASTELLO BRANCO, M., DATTELS, P., MCCARTHY, I. S., SUNDARARAJAN, V., AND BLOMMESTEIN, H. J. The coordination of domestic public debt and monetary management in economies in transition—issues and lessons from experience. IMF Working Papers 94/148, International Monetary Fund, Dec. 1994.
- [19] DIXIT, A. Games of monetary and fiscal interactions in the emu. *European Economic Review* 45, 4-6 (May 2001), 589–613.
- [20] FELDSTEIN, M. The role for discretionary fiscal policy in a low interest rate environment. NBER Working Papers 9203, National Bureau of Economic Research, Inc, Sept. 2002.
- [21] FERNÁNDEZ-VILLAYERDE, J. The econometrics of dsge models. CEPR Discussion Papers 7157, C.E.P.R. Discussion Papers, Feb. 2009.
- [22] FRAGETTA, M., AND KIRSANOVA, T. Strategic monetary and fiscal policy interactions : An empirical investigation. *European Economic Review* 54, 7 (October 2010), 855–879.
- [23] FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. *The American Economic Review* 58, 1 (March 1968), 1–17.
- [24] GERÅJL, A. Political economy of public deficit : Perspectives for constitutional reform. Tech. rep., 2005.
- [25] GOODFRIEND, M. How the world achieved consensus on monetary policy. NBER Working Papers 13580, National Bureau of Economic Research, Inc, Nov. 2007.
- [26] GOODFRIEND, M., AND KING, R. G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. Tech. rep., 1998.
- [27] GOODFRIEND, M., AND MCCALLUM, B. T. Banking and interest rates in monetary policy analysis : A quantitative exploration. NBER Working Papers 13207, National Bureau of Economic Research, Inc, June 2007.
- [28] HALLETT, A. H., LIBICH, J., AND STEHLÍK, P. Welfare improving coordination of fiscal and monetary policy. *AUCO Czech Economic Review* 5, 1 (March 2011), 007–026.

- [29] HASKO, H. Some unpleasant fiscal arithmetic : the role of monetary and fiscal policy in public debt dynamics since the 1970s. Research Discussion Papers 28/2007, Bank of Finland, Dec. 2007.
- [30] HILBERS, P. Interaction of monetary and fiscal policies :why central bankers worry about government budgets. IMF seminar on current Development in Monetary and Financial Law.Washington Chapter 8, IMF European Department, 2005.
- [31] KYDLAND, F. E., AND PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion : The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy* 85, 3 (June 1977), 473–91.
- [32] LEEPER, E. M. The dynamics of interest rate and tax rules in a stochastic model. Tech. rep., 1990.
- [33] LEEPER, E. M. Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics* 27, 1 (February 1991), 129–147.
- [34] LEEPER, E. M., AND SIMS, C. A. Toward a modern macroeconomic model usable for policy analysis. NBER Working Papers 4761, National Bureau of Economic Research, Inc, June 1994.
- [35] MOUTOS, T., AND TSITSIKAS, C. Whither public interest : The case of greece's public finances. Tech. rep., 2010.
- [36] NECHIO, F. The greek crisis : Argentina revisited? *FRBSF Economic Letter*, Nov 1 (2010).
- [37] NELSON, E. Friedman and taylor on monetary policy rules : a comparison. *Review*, Mar (2008), 95–116.
- [38] OECD. *Government at a Glance*. 2009.
- [39] ORPHANIDES, A., AND VAN NORDEN, S. The unreliability of output-gap estimates in real time. *The Review of Economics and Statistics* 84, 4 (07 2002), 569–583.
- [40] PEREIRA., LEITE, S. Coordinating public debt and monetary management during financial reforms. IMF Working Papers 92/84, International Monetary Fund, 1992.
- [41] POOLE, W. Greece and the euro. *Speech* (july 2007).
- [42] RAPANOSS, V. T., AND KAPLANOGLU, G. Independent fiscal councils and their possible role in greece. *Economic Bulletin*, 33 (May 2010), 7–20.
- [43] READE, J. Modelling monetary and fiscal policy in the us : A cointegration approach. Discussion Papers 11-02, Department of Economics, University of Birmingham, Jan. 2011.
- [44] RESENDE, C. D., AND REBEI, N. The welfare implications of fiscal dominance. Tech. rep., 2008.
- [45] SARGENT, T. J., AND WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review*, Fall (1981).
- [46] SIMS, C. A. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory* 4, 3 (1994), 381–99.

- [47] SIMS, C. A. Econometric implications of the government budget constraint. *Journal of Econometrics* 83, 1-2 (1998), 9–19.
- [48] SIMS, C. A. Monetary policy models. *Brookings Papers on Economic Activity* 38, 2 (2007), 75–90.
- [49] SIMS, C. A. Improving monetary policy models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 8 (August 2008), 2460–2475.
- [50] SMETS, F., AND SAHUC, J.-G. Differences in interest rate policy at the ecb and the fed : An investigation with a medium-scale dsge model. Tech. rep., 2007.
- [51] SMETS, F., AND WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. Working Paper Research 35, National Bank of Belgium, Oct. 2002.
- [52] SMETS, F., AND WOUTERS, R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association* 1, 5 (09 2003), 1123–1175.
- [53] SMETS, F., AND WOUTERS, R. Bayesian new neoclassical synthesis (nns) models : Modern tools for central banks. *Journal of the European Economic Association* 3, 2-3 (04/05 2005), 422–433.
- [54] SVENSSON, L. E., HOUG, K., SOLHEIM, H. O., AND STEIGUM, E. An independent review of monetary policy and institutions in norway. Working Papers 120, Princeton University, Department of Economics, Center for Economic Policy Studies., Sept. 2002.
- [55] SVENSSON, L. E. O. Inflation targeting : Some extensions. *Scandinavian Journal of Economics* 101, 3 (September 1999), 337–61.
- [56] TABELLINI, G. Money, debt and deficits in a dynamic game. *Journal of Economic Dynamics and Control* 10, 4 (December 1986), 427–442.
- [57] TANZI, V. The role of the state and public finance in the next generation. *OECD Journal on Budgeting* 8, 2 (2008), 6.
- [58] TAYLOR, J. The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by european central bank. Tech. rep., 1998.
- [59] TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 1 (December 1993), 195–214.
- [60] TAYLOR, J. B. Monetary policy implications of greater fiscal discipline. *Proceedings* (1995), 151–170.
- [61] TIRELLI, P., MUSCATELLI, V. A., AND TRECROCI, C. The interaction of fiscal and monetary policies : some evidence using structural econometric models’. Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2003 103, Money Macro and Finance Research Group, Sept. 2004.
- [62] TOGO, E. Coordinating public debt management with fiscal and monetary policies : an analytical framework. Policy Research Working Paper Series 4369, The World Bank, Sept. 2007.
- [63] TRAUM, N., AND YANG, S.-C. S. Monetary and fiscal policy interactions in the post-war u.s. *European Economic Review* 55, 1 (January 2011), 140–164.

- [64] WEILL, D. N. Fiscal policy. *The concise encyclopedia of economics*, university, Library of Economics and Liberty, 2008.
- [65] WOODFORD, M. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory* 4, 3 (1994), 345–80.
- [66] WOODFORD, M. Price level determinacy without control of a monetary aggregate. NBER Working Papers 5204, National Bureau of Economic Research, Inc, Aug. 1995.
- [67] WOODFORD, M. *Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*. 2003.
- [68] WOODFORD, M. Optimal interest-rate smoothing. *Review of Economic Studies* 70, 4 (October 2003), 861–886.
- [69] WOODFORD, M. Convergence in macroeconomics : Elements of the new synthesis. *American Economic Journal : Macroeconomics* 1, 1 (January 2009), 267–79.
- [70] WREN-LEWIS, S. Comparing the delegation of monetary and fiscal policy. Tech. rep., 2011.
- [71] YEYATI, E. L., AND STURZENEGGER, F. (the effect of) monetary and exchange rate policies (on development). Tech. rep., 2009.