

L'hypothèse de l'équivalence entre l'impôt et l'emprunt: Test pour le cas du Maroc

Résumé

L'objectif de cet article est de tester l'hypothèse d'équivalence ricardienne entre l'emprunt et l'impôt dans le cadre de l'économie marocaine. A cet effet, nous adoptons la démarche proposée par Buitter et Tobin (1979). Cette méthode consiste globalement à tester l'hypothèse selon laquelle l'impôt et le déficit budgétaire, à dépense publique inchangée, ont des coefficients identiques quant à leur impact sur la consommation des ménages. La mise en application de cette méthode sur des données de l'économie marocaine pour la période 1980-2011 a abouti au rejet de l'équivalence ricardienne. Ce résultat implique du point de vue de la politique économique que, pour le cas du Maroc, la politique budgétaire a des effets macro-économiques certains sur le comportement de consommation des ménages, contrairement à ce que prévoyait la théorie d'équivalence ricardienne.

Mots-clés: consommation des ménages; cointégration; déficit budgétaire; hypothèse de l'équivalence ricardienne (HER); modèles à correction d'erreur (MCE).

Abstract

The purpose of this paper is to check the Ricardian equivalence hypothesis in the Moroccan economy. For this, we use Buitter and Tobin method (1979). In order to explain the household consumption variable, this method consists of testing either the coefficients of Gross national income, tax, and budget deficit are identical or not. By applying this method to data of Moroccan economy during the period 1980-2011, we conclude that the Ricardian equivalence hypothesis does not hold. This result implies that, contrarily to the Ricardian equivalence prediction, the fiscal policy has an obvious macro-economic effect on the behavior of household consumption.

Keywords: Household consumption; budget deficit; cointegration; error correction model; Ricardian equivalence hypothesis.

JEL classification: E62, H310, H620, C510.

**Abdelmonaim
Tlidi**

Université
Mohammed V-Souissi,
Rabat
(mtlidi2010@gmail.com)

Introduction

L'équivalence ricardienne –ou neutralité ricardienne– est la théorie économique la plus controversée dans la macro-économie contemporaine. Selon cette théorie, le financement des déficits budgétaires par l'émission de titres publics plutôt que par l'augmentation des impôts n'a aucun effet sur la demande globale, car l'accroissement de la dette publique est neutralisé par un accroissement de l'épargne privée (1). Cependant, les principes de cette théorie ont été vus autrement par différents courants économiques.

Ainsi, selon l'école keynésienne, une réduction du taux d'imposition sur les ménages, qui en l'occurrence constitue une grande partie de la demande globale, provoque une augmentation de leurs dépenses de consommation. En effet, si le ménage considère que les titres publics font partie de sa richesse, il est possible qu'il augmente sa demande. Par ailleurs, un autre courant qui a récemment vu le jour adopte une position différente de l'école keynésienne, il affirme que le financement du déficit budgétaire par une réduction des dépenses publiques, même associée à une augmentation des impôts, peut conduire à une certaine progression de la consommation des ménages (2).

Entre temps, la théorie néoclassique, en réfutant les fondements keynésiens, a mis l'accent sur le revenu permanent des ménages plutôt que sur le revenu courant. Elle adopte le raisonnement suivant : l'Etat sera amené à financer la réduction des impôts au moyen de l'émission de titres qu'il doit honorer plus tard, dont capital et intérêts. Toutefois, selon la conception des ménages, seule une augmentation future des impôts pourrait permettre à l'Etat de couvrir le paiement de ces obligations. Par conséquent, le revenu permanent des tenants des titres ne sera nullement affecté, car dans ce cas, le fait de détenir des titres n'est pas perçu comme une richesse puisque leur valeur actuelle est exactement compensée par l'escompte des impôts futurs. Aussi une réduction des impôts n'a-t-elle pas été en mesure d'accroître les dépenses de ménages.

Dans le même ordre d'idées, Barro (1974) a démontré qu'il est indifférent, globalement, pour l'économie que l'Etat se procure ses ressources par l'emprunt ou par l'impôt, il voit que le financement d'une dette par l'émission d'obligations ne fait qu'ajourner le paiement des impôts. Les contribuables sont conscients que la réduction des taxes actuelles financées par l'emprunt public devra être compensée tôt ou tard par des impôts plus élevés. Dès lors, on devrait s'attendre à une diminution des dépenses privées en faveur d'une augmentation de l'épargne privée afin de palier une éventuelle augmentation des impôts.

Si l'hypothèse de l'équivalence ricardienne (HER) est valide, elle aura des implications importantes tant sur la sphère réelle que sur la sphère financière. D'une part, vu que les ménages vont anticiper une augmentation des impôts futurs associés aux déficits publics futurs et présents, ils vont substituer leur épargne privée à l'épargne publique (Kestens 1991). D'autre part, sachant

(1) La paternité de cette théorie revient à David Ricardo qui, dans son livre *Principes de l'économie politique et de l'impôt* (1817), a examiné trois modalités possibles du financement des frais d'une guerre de vingt ans coûtant annuellement à l'Etat 20 millions de livres. En se basant sur un calcul approximatif, avec un taux d'intérêt annuel de 5 %, Ricardo propose trois modes de financement : (a) l'Etat prélève en une seule fois un impôt de 20 millions £ ; (b) l'Etat émet un emprunt perpétuel non remboursable du même montant à 5 % d'intérêt, l'Etat n'ayant par l'impôt de £ 1 million par an qu'à servir les charges d'intérêt ; (c) l'Etat émet un emprunt remboursable pour une durée de 45 ans, il prélève pour cela un impôt d'une valeur de 1,2 million £ par an.

(2) Ce constat a été relevé par des experts allemands durant la période d'ajustement budgétaire, particulièrement en Irlande (1983-1984) et au Danemark (1987-1989).

que, d'après l'HER, les ménages vont intégrer la consommation publique dans leur fonction d'utilité, toute diminution de cette consommation entraînera une variation non proportionnelle de la consommation des ménages. Ainsi, si l'hypothèse ricardienne est valide, il en ressortira en particulier pour les pays en voie de développement ayant entamé sous l'égide du FMI des programmes de réduction des déficits budgétaires, que cette politique demeurera sans effet sur la demande globale.

Néanmoins, la représentation de l'équivalence ricardienne repose sur de nombreuses conditions dont la portée pratique est souvent critiquée. Ces conditions portent notamment sur la rationalité des anticipations des agents, le comportement altruiste des ménages dans la mesure où les générations présentes sont préoccupées non seulement par la maximisation de leur propre bien-être mais également par le bien-être de leurs descendants, la perfection des marchés financiers qui implique que les ménages ne souffrent pas de « contraintes de liquidité » et que le taux d'actualisation des ménages est le même que celui du gouvernement et finalement sur le caractère forfaitaire et non distorsif de l'impôt.

Les questions sous-jacentes à cette hypothèse sont liées à la recherche du meilleur moyen que l'Etat doit utiliser pour financer ses dépenses publiques : impôt ou emprunt ? La relance budgétaire est-elle efficace pour accroître la consommation des ménages ? Partant, dans quelle mesure l'hypothèse de l'équivalence ricardienne peut-elle être valide dans le cas du Maroc ?

Le présent article a pour objet d'apporter quelques éléments de réponse à ces différentes questions tout en s'articulant autour de trois sections : la première section présente une revue de littérature sur certaines études empiriques qui ont essayé de tester l'HER soit dans les pays en développés soit dans les pays en voie de développement. La deuxième section expose la démarche proposée par Buitter et Tobin (1979) pour tester l'HER. L'application empirique de cette méthode sur des données de l'économie marocaine fera l'objet de la troisième section.

1. Revue de littérature empirique concernant l'HER

Après la restauration de l'équivalence ricardienne par Barro (1974), des études empiriques ont afflué pour tester la validité de cette hypothèse. Pour ce faire, les modèles utilisés par certains auteurs comme Feldstein (1990) et Bernheim (1987) consistent en une estimation directe d'une fonction de consommation agrégée. Cette dernière dépend de plusieurs variables explicatives dont, notamment, le revenu des ménages et des variables budgétaires comme les dépenses publiques, les recettes fiscales et la dette publique. D'autres auteurs comme Aschauer (1985), Dalamagas (1992) et Gupta (1992) ont préféré l'utilisation d'une équation d'Euler résultant du programme de consommation intertemporel du consommateur conformément au travail pionnier de Hall (1978). Enfin, certains auteurs

(3) De nombreuses études montrent que les déficits budgétaires sont responsables de la hausse du taux d'intérêt. Si c'est le cas, cela veut dire que les ménages perçoivent les bons du Trésor et donc l'endettement public comme une richesse. Donc à travers ce lien, certains préfèrent estimer la relation entre le déficit budgétaire et le taux d'intérêt.

(4) Cette étude a été complétée par deux autres travaux, Kormendi et Meguire (1990) et (1996) pour tenir compte notamment de l'évolution des techniques économétriques en termes de stationnarité des séries. Les résultats confirment ceux obtenus dans la première étude.

comme Gupta et Moazzami (1996) ont procédé à l'estimation de l'impact du déficit budgétaire sur le taux d'intérêt. Si cet impact est positif, ils concluent à la validité de l'HER (3).

Les travaux empiriques réalisés sur le test de l'HER se subdivisent en deux types: les travaux réalisés dans les pays avancés et ceux dans les pays en voie de développement.

1.1. Cas des pays avancés

La première étude qui a fait l'objet de controverses est celle de Kormendi (1983). C'est elle qui a validé l'hypothèse de l'équivalence pour les Etats-Unis sur la base de la régression d'une fonction de consommation privée sur le revenu disponible et la richesse du secteur privé incluant la dette publique (4).

Evans (1988) a montré, en utilisant l'équation d'Euler, que la diminution des taxes n'a pas conduit à l'accroissement des dépenses de consommation. Par contre, Evans (1993) a montré que la sécurité sociale contribue significativement à l'amélioration de la consommation des ménages sur la base d'une étude appliquée à 17 pays de l'OCDE.

Nicoletti (1991) a étudié les conséquences de l'endettement public sur la consommation des ménages et l'épargne privée dans le cas de la Belgique et de l'Italie. En constatant que ces deux pays ont connu des évolutions très marquantes du déficit public et des niveaux élevés d'endettement public à la fin des années quatre-vingt, Nicoletti a déduit, sur la base d'une étude économétrique, qu'un effet ricardien important n'apparaît que lorsque les politiques gouvernementales passent d'un profil temporel stable à une phase d'instabilité caractérisée par des déficits budgétaires chroniques et une croissance rapide de la dette publique, c'est-à-dire que lorsque celle-ci devient insoutenable.

Perelman et Pestieau (1993) ont réalisé une étude empirique concernant 18 pays membres de l'OCDE sur la période 1970-1988. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1

Indices d'équivalence de 18 pays de l'OCDE

Pays	$\square_1 + \square_2$	Pays	$\square_1 + \square_2$	Pays	$\square_1 + \square_2$
AUS	1,061	AUT	0,315	BEL	0,717
CAN	0,601	DNK	0,447	FIN	0,335
FRA	1,106	DEU	0,441	GRC	0,423
IRL	0,370	ITA	0,714	JPN	0,476
NLD	0,258	NOR	0,539	ESP	- 0,019
GBR	0,437	SWE	0,363	USA	1,221

Source: Landais (1998, p. 80).

A partir de ces indices, les auteurs ont établi une classification pour les pays qui ont le paramètre $a_1 + a_2$ significativement positif, c'est le cas des USA, de la France, de l'Australie et de l'Italie. Ces pays apparaissent les moins concernés par la neutralité ricardienne. A l'inverse, l'Espagne, la Hollande et l'Autriche figurent parmi les pays les plus « néoricardiens ».

Seater (1993) a proposé une spécification de la fonction de consommation des ménages qui intègre les dépenses publiques, le taux marginal d'imposition, le taux de chômage et la variation du niveau des prix comme variables explicatives. Seater a conclu au rejet de l'HER.

Gupta et Moazzami (1996) ont étudié l'impact des déficits budgétaires sur les taux d'intérêt pour 11 pays développés durant la période 1960-1980. Le tableau (2) retrace les résultats obtenus :

Tableau 2
Impact des déficits budgétaires sur les taux d'intérêt courts
pour 11 pays développés

Pays	Effets de long terme	Effets de court terme	Position ricardienne	Position néoclassique	Position keynésienne
Australie	Non	Non	Oui	—	—
Belgique	Positif	Non	—	Oui	—
Canada	Positif	Positif	—	Oui	Oui
France	Non	Positif	Oui	—	Oui
Allemagne	Positif	Non	Oui	—	—
Italie	Positif	Négatif	—	Oui	—
Japan	Non	Négatif	Oui	—	—
Holande	Non	Non	Oui	—	—
Suède	Positif	Non	—	Oui	—
Royaume-Uni	Positif	Non	Oui	—	—
USA	Non	Négatif	Oui	—	—

Source : Landais (1998, p. 80).

Selon ces résultats, les déficits ont eu un impact significativement positif à long terme sur les taux d'intérêt courts pour la Belgique, le Canada, l'Italie, la Suède et le Royaume-Uni, respectant ainsi la prédiction du modèle néoclassique. Pour l'Australie, la France, l'Allemagne, le Japon, la Hollande et les USA, les déficits budgétaires n'ont pas exercé d'impact significatif sur les taux d'intérêt, ce qui conforte la position néoricardienne.

(5) La méta-analyse est une démarche scientifique rigoureuse de revue critique de la littérature qui est dérivée de la méta-analyse statistique et qui permet de faire le point sur une question dans des conditions de grande variabilité entre les études. Les méta-analyses sont récurrentes en médecine et en psychologie.

(6) Parmi les auteurs qui ont accepté l'HER: Kochin (1974), Tanner (1979), Kormendi (1983), Seater et Mariano (1985), Aschauer (1985), Evans (1988), Kormendi et Meguire (1990), Evans (1993).

(7) Parmi les auteurs qui ont rejeté l'HER: Buiter et Tobin (1979), Feldstein (1982), Reed (1985), Modigliani et Sterling (1986), Bernheim (1987), Feldstein et Elmendorf (1990), Graham et Himarios (1996).

Stanley (1998) propose une approche originale basée sur la méta-analyse (5) de 28 études ayant porté toutes sur la validité de l'hypothèse d'équivalence ricardienne. Le résultat de son analyse penche plutôt sur le rejet de l'HER.

Afonso (1999) a mis en évidence une dizaine d'études empiriques qui ont tenté de valider l'HER pour les pays de l'OCDE et les USA sur la base de l'estimation de la fonction de consommation agrégée. Ces études ont débouché sur des conclusions divergentes par des auteurs ayant accepté l'HER (6) et ceux qui l'ont au contraire rejetée (7).

Lucke (1999) a examiné l'HER sur la base des données trimestrielles de l'économie allemande (1960-1994). Pour ce faire, Lucke a utilisé deux méthodes: l'estimation de la fonction de consommation des ménages et l'utilisation de l'équation d'Euler. Les tests d'hypothèse effectués selon ces deux méthodes ont conduit au rejet de l'HER.

Drakos (2001) a étudié l'impact de la dette publique intérieure sur l'épargne des ménages grecs, mesurée par leur dépôt dans les banques, durant la période 1981-1996. Drakos a trouvé, à travers une modélisation par VECM (Vector Error Correction Model) qu'en moyenne sur la période sous revue la dette publique intérieure a amélioré l'épargne des ménages d'environ 17 % et que la propension marginale de long terme à épargner des ménages est d'environ 7 % à la suite d'un choc sur la dette publique intérieure. Ainsi, le reste, soit 93 %, est canalisé vers la consommation des ménages. Autrement dit, les ménages grecs perçoivent la dette gouvernementale comme une richesse nette et en consomment la grande partie, ce qui conduit au rejet de l'HER.

1.2. Cas des pays en voie de développement

Kazmi (1992), en examinant l'économie pakistanaise sur la période 1960-1988, a rejeté l'HER. Ses compatriotes Waqas et Awan (2011) l'ont rejeté également, en se basant sur l'estimation d'une fonction de consommation structurelle des ménages durant la période 1973-2009.

Gupta (1992) a emprunté l'approche d'Aschauer (2003) pour tester la neutralité ricardienne dans 10 pays en voie de développement. Il a trouvé que l'équivalence ricardienne est vérifiée en Corée du Sud, au Pakistan, à Singapour et en Thaïlande. À l'inverse, cette hypothèse est rejetée en Inde, en Indonésie, aux Philippines et au Srilanka, tandis qu'en Malaisie et à Taïwan, les résultats sont inconcluants. Poursuivant la même procédure, Ghatak (1996) a rejeté l'HER pour le cas de l'Inde. Selon lui, ce rejet est dû essentiellement à l'imperfection du marché des capitaux indiens.

Ndong (2005), en étudiant le cas du Gabon, sur la base de données couvrant la période 1970-2005, a trouvé que la variable dette publique influence significativement la consommation privée. Selon lui, l'influence positive de la dette publique sur la consommation privée laisse présager que l'endettement peut contribuer à remédier aux contraintes de liquidité que

subissent les consommateurs et à développer les capacités d'intermédiation financière de l'économie. Par ailleurs, Ndong a démontré que les dépenses publiques ont un impact expansionniste sur la consommation à court et à long termes dans la mesure où une hausse des dépenses publiques accroît la propension des ménages à consommer. Par conséquent, l'HER a été rejetée pour le cas du Gabon.

S'agissant du cas marocain qui est l'objet de cet article, le seul travail à notre connaissance ayant effectué le test de l'HER est celui de Ghassan (2002). Il part d'une modélisation SVAR (Structural Vector Autoregressive) appliquée sur des données annuelles allant de 1970 à 2002. Ses résultats indiquent que l'équivalence ricardienne est vérifiée au Maroc puisque, selon l'auteur, l'épargne privée compense jusqu'à 90 % la hausse du taux de déficit budgétaire.

Il ressort de cette brève revue de littérature qu'il n'existe pas un consensus empirique sur la validité de l'équivalence ricardienne entre l'emprunt et l'impôt. Plusieurs facteurs peuvent expliquer la divergence des résultats obtenus d'un auteur à l'autre : la méthodologie de test retenue, les pays et la période sous revue, les variables considérées dans l'analyse, etc.

En outre, cette revue de littérature a mis en exergue la pluralité d'études sur la question de l'équivalence ricardienne pour le cas des pays avancés (USA, UE, OCDE...), tandis que les études ayant traité cette problématique sont peu nombreuses pour les pays en voie de développement, encore moins pour le cas du Maroc. Aussi cet article prétend-il combler le manque d'études pour l'économie marocaine et aussi nourrir la réflexion sur la réelle portée pratique de l'HER.

2. Méthodologie pour le test de l'hypothèse d'équivalence ricardienne

Pour tester l'hypothèse de l'équivalence ricardienne pour le cas du Maroc, nous nous sommes référés aux travaux de Buitter et Tobin (1979) dont la démarche adoptée sera décrite par la suite. De même, un bref aperçu sera donné sur le test de stationnarité (ADF) que nous avons utilisé pour compléter l'étude de Buitter et Tobin qui a fait usage de la MCO (moindres carrés ordinaires) sans prendre en considération le principe de stationnarité des séries considérées, condition sine qua non pour appliquer la MCO. Enfin, dans l'éventualité de la non-stationnarité des séries, nous avons jugé utile d'évoquer les tests de cointégration, aussi bien dans un système à deux variables que dans un système à plusieurs variables.

2.1. Méthode de Buitter et Tobin (1979)

La méthode de Buitter et Tobin (1979) consiste à estimer une fonction de consommation agrégée avec comme variables explicatives le revenu national

brut, l'impôt et l'endettement public. Par la suite, il convient de vérifier si les coefficients associés à ces trois variables sont identiques en valeur absolue.

Pour illustrer cette démarche, notons y le revenu national, g les dépenses publiques, \square les recettes fiscales et $d = g - \square$ le déficit budgétaire. Ces variables sont définies en termes réels et en valeur moyenne par habitant. Buitter et Tobin considèrent le revenu disponible du secteur privé y_d comme la variable que les ménages prennent en compte dans leur décision de consommation et d'épargne. Elle admet la formule suivante: $y_d = y - g = y - \square - d$.

En cas de neutralité, seule compte la valeur y_d et non pas sa structure. Par contre, s'il n'y a pas d'équivalence, même pour un niveau de revenu disponible donné, l'arbitrage entre \square et d ou entre g et y pourra influencer la consommation des ménages.

En d'autres termes, s'il y avait équivalence ricardienne, une réduction d'impôt à dépenses publiques inchangées entraînerait une augmentation équivalente du déficit public, et ces deux variations n'auraient aucun effet sur la consommation des ménages. Par conséquent, les trois équations suivantes estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) devraient être aussi, elles-mêmes, équivalentes:

$$\begin{cases} c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t - \alpha_2 \square - \alpha_3 d_t + \alpha_4 c_{t-1} & \text{(Equation 1)} \\ c_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t - \alpha_2 g_t + \alpha_3 c_{t-1} & \text{(Equation 2)} \\ c_t = \alpha_0 + \alpha_1 (y_t - g_t) + \alpha_2 c_{t-1} & \text{(Equation 3)} \end{cases}$$

Où l'indice t désigne l'année, c est la consommation des ménages en volume et par habitant. α_0 , α_1 et α_2 sont des paramètres inconnus à estimer. La consommation décalée c_{t-1} est introduite pour tenir compte de la dimension dynamique des décisions de consommation. Notons que l'équation (2) est équivalente à l'équation (1) sous la contrainte $\alpha_3 = \alpha_4$, car nous avons par définition $d = g - \square$. De même, l'équation (3) est équivalente à l'équation (2) sous la contrainte $\alpha_1 = \alpha_2$. En utilisant le test de Fisher sur la somme des carrés résiduels (SCR), nous pouvons alors conclure à l'équivalence ou non de ces trois équations.

Néanmoins, avant de procéder à l'estimation de ces trois équations, l'étude des caractéristiques chronologiques des séries en termes de stationnarité constitue un travail préalable à tout exercice d'estimation économétrique. En effet, la méthode basée sur les moindres carrés ordinaires ne peut être utilisée que lorsque les variables en question sont toutes stationnaires. Si la propriété de stationnarité n'est pas vérifiée, un risque de régression fallacieuse pourrait se manifester. Ce type de régression mis en avant par Granger et Newbold (1974) peut conduire à des interprétations erronées d'un point de vue statistique. En effet, la non-stationnarité a pour conséquence d'invalider les procédures d'inférence statistique classiques et de rendre les estimateurs issus des MCO non consistants et les probabilités critiques des t -ratios non fiables. En plus, l'estimation avec des données non-stationnaires produit

des coefficients significatifs alors que les variables ne sont pas liées. Une parade plausible pour pallier cette lacune est l'étude de cointégration entre les variables et de représenter les trois équations précitées (1, 2 et 3) par des modèles dits « à correction d'erreur » (MCE).

Le travail empirique qui suit tente d'étudier la non-stationnarité des séries et la cointégration entre elles (8). La non-stationnarité des variables conjuguée avec l'existence de la cointégration de même ordre nous amène à ajuster les régressions résultant des MCO par des modèles à correction d'erreur en vertu du théorème de représentation de Granger. Selon ce théorème, en cas de cointégration entre des variables intégrées d'ordre 1, l'évolution de chacune d'elle est régie nécessairement par un modèle à correction d'erreur.

2.2. Test de cointégration entre les variables

Le concept de cointégration (9) est fondamental pour la compréhension des relations d'équilibre à long terme entre les variables économiques temporelles. Les tests souvent utilisés pour déterminer la cointégration entre les variables chronologiques sont l'algorithme en deux étapes d'Engle et Granger (1987) et le test de Johansen (1988, 1991). Le premier test est appliqué dans le cas de deux variables, tandis que le second s'applique dans le cas de k variables ($k \geq 3$).

En cas de l'unicité de vecteur de cointégration, nous pouvons envisager l'estimation par la méthode en deux étapes d'Engle et Granger. Néanmoins, lorsqu'il existe plusieurs vecteurs de cointégration, la méthode d'Engle et Granger n'est plus valide. Dans ce cas, nous devons faire appel au modèle VECM (Bourbonnais 2009).

2.2.1. L'approche de cointégration d'Engel et Granger

Pour tester la cointégration dans le système de deux variables X_t et Y_t , Engle et Granger (1987) proposent un algorithme en deux étapes :

1. Test de l'ordre d'intégration des variables. Une condition nécessaire de cointégration est que les variables en question doivent avoir le même ordre d'intégration. Pour ce faire, on peut recourir aux tests de Dickey-Feller (ADF) ou de Philips et Perron (P-P). Si les séries considérées ne sont pas intégrées de même ordre, il n'y a pas de risque de cointégration, et la procédure s'arrête à cette première étape.
2. Estimation par les MCO de la relation de long terme. Si $X_t \sim I(1)$ et $Y_t \sim I(1)$, on estime par la MCO la relation $Y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$. Pour qu'il y ait cointégration, il faut que le résidu estimé issu de la régression : $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t$ soit stationnaire.

(8) Le concept de cointégration est fondamental à la compréhension des relations d'équilibre de long terme entre les variables économiques temporelles. C'est un concept assez récent. La référence la plus lointaine est celle de Granger (1981).

(9) Les variables X_1, X_2, \dots, X_n cointégrées $\Leftrightarrow \forall i=1,2, \dots, n$:

$$\Delta X_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^r \varphi_{ij0} \Delta X_{it-j} + \lambda_1 (X_{1,t-1} - \beta_2 X_{2,t-1} - \dots - \beta_k X_{k,t-1}) - u_{it}$$
 où u_{it} est un processus de type bruit blanc. Dans ce cas, un modèle linéaire existe où la variation de la variable est une fonction de ses variations passées et des variations passées des autres variables, ainsi que de la valeur passée de l'expression cointégrée. Un tel modèle est dit « à correction d'erreur » (MCE).

2.2.2. L'approche de cointégration de Johansen

En vue d'identifier le nombre de relations de cointégration dans un système constitué de k variables ($k \geq 3$), nous nous sommes référés aux travaux de Johansen (1988, 1991).

La procédure de Johansen commence par une définition d'un vecteur X_t de dimension n constitué de variables aléatoires intégrées d'ordre 1 et engendrées à partir d'un vecteur d'aléas \square_t iid gaussien $N(0, \Sigma)$. La représentation $VAR(p)$ de X_t est donnée par :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \square_t$$

L'équation peut être reformulée sous forme d'un modèle *VECM* suivant :

$$\Delta X_t = \tilde{A}_1 \Delta X_{t-1} + \tilde{A}_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \tilde{A}_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \square_p X_{t-p} + \square$$

où les matrices $\tilde{A}_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, $i = 1, \dots, p-1$ et $\square_p = -(I - A_1 - \dots - A_p)$.

Le rang de la matrice \square_p détermine s'il y a des relations de cointégration entre les variables ou non. Trois cas de figure peuvent se présenter :

1. $Rang(\square_p) = 0$, cela signifie que $r = 0$ i.e. il n'existe pas de cointégration. Dans ce cas, X_t est intégrée d'ordre 1 mais non cointégrée. Il est alors possible d'estimer un modèle VAR sur ΔX_t .
2. $Rang(\square_p) = r$, avec $0 < r < n$, cela signifie qu'il existe r relations de cointégration. Un modèle à correction d'erreur peut être estimé dans ce cas.
3. $Rang(\square_p) = n$, dans ce cas, X_t est stationnaire, et il n'existe pas de relation de cointégration. Un modèle VAR peut être estimé directement sur X_t .

Par ailleurs, Johansen a développé le test de la trace (TR) fondé sur le maximum de vraisemblance pour identifier le nombre de vecteurs de cointégration dans le système X_t . Il est basé sur le calcul de la statistique de test suivante :

$$TR = -2 \sum_{i=q+1}^n \log(1 + \hat{\lambda}_i) \text{ où } \lambda_i \text{ est la } i^{\text{e}} \text{ plus grande valeur propre de } \square_p.$$

Pour un seuil de significativité donné, l'hypothèse nulle situant l'existence de r relation de cointégration entre les variables du modèle est acceptée, si la valeur de la trace (TR) est inférieure à sa valeur critique tabulée. En revanche, une valeur de la trace supérieure à sa valeur critique implique qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables. Les statistiques asymptotiques ont été tabulées par Johansen et Juselius (1990) à l'aide de la simulation de Monte-Carlo.

3. Application pour le cas du Maroc

Dans ce qui suit, nous présentons les variables choisies pour l'estimation des trois équations (1), (2) et (3) précitées. Après l'analyse de la stationnarité des variables retenues, nous étudions une éventuelle cointégration entre elles en vue d'envisager une représentation des différentes équations de consommation par des *modèles à correction d'erreur* et par conséquent

d'ajuster au mieux les données disponibles. En se basant sur les *sommes des carrés résiduels* qui résultent des estimations de ces équations, nous effectuons le test de l'HER.

3.1. Données statistiques et étude de leur stationnarité

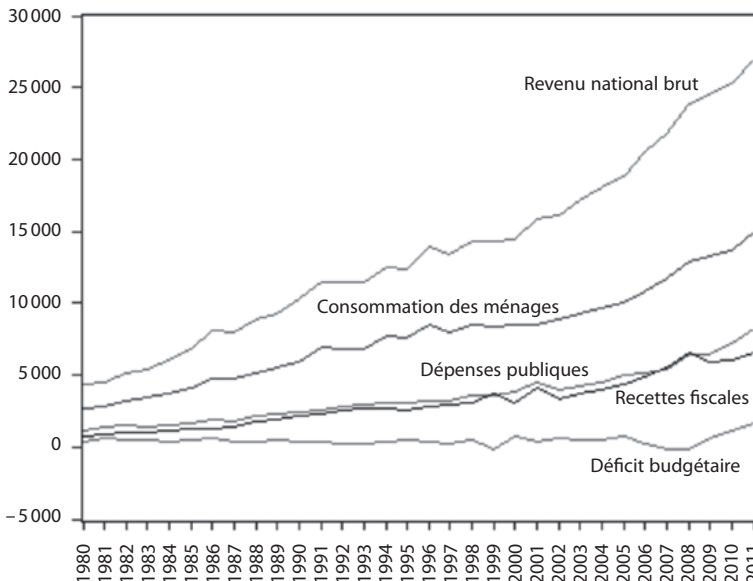
Les données utilisées ont une périodicité annuelle couvrant la période 1980-2011. Elles proviennent essentiellement de la comptabilité nationale du Royaume du Maroc et sont publiées par le Haut Commissariat au Plan pour la consommation des ménages, le revenu national brut et l'effectif de la population. Quant aux données sur les finances publiques (recettes fiscales, dépenses publiques, déficit budgétaire, dette publique), elles sont fournies par le ministère de l'Economie et des Finances du Maroc. Nous avons aussi rapporté la consommation des ménages sur l'effectif de la population afin d'éliminer l'effet de l'augmentation de la population. Les variables d'étude sont alors au nombre de cinq :

1. la consommation des ménages (10) par habitant, notée c .
2. le revenu national brut par habitant, noté y .
3. les dépenses publiques par habitant, notées g .
4. les recettes fiscales par habitant, notées τ .
5. le déficit budgétaire qui résulte de la différence entre les dépenses publiques et les recettes fiscales, noté $d = g - \tau$.

Le graphique suivant représente l'évolution de ces variables durant la période 1980-2011.

(10) Il convient de noter que suite à un changement de base 1980 en base 1998 actuellement en vigueur dans les comptes nationaux marocains, nous avons utilisé les comptes nationaux rétropolés de base 1980 en base 1998 pour la période 1980-1997 afin de disposer de séries (consommation des ménages et revenu national brut) homogènes et longues dans le temps.

Graphique 1
Evolution des variables (c , y , τ , g , d)



Ce graphique indique que les variables (c , y , \square , g , d) semblent manifester une tendance commune à la hausse sur l'ensemble de la période (1980-2011). Ces variables paraissent également non-stationnaires; et du fait de leur apparente évolution similaire, il est légitime de s'intéresser à l'étude de la cointégration entre elles.

L'étude de la stationnarité est réalisée grâce aux fameux tests de Dickey-Filler augmentés (ADF) (11). À l'aide du logiciel E-views, les résultats de ces tests sont reportés dans le tableau suivant :

Tableau 3

Résultats de tests de non stationnarité pour les variables retenues

Variables	Dickey-Fuller augmenté			Conclusion
	Constante	Tendance et constante	Aucune	
Consommation des ménages en niveau (c)	2,23	0,63	5,57	$c \sim I(1)$
Consommation des ménages en différence (Δc)	-4,45	-11,07	-3,29	
Revenu national brut en niveau (y)	2,36	-0,96	6,20	$y \sim I(1)$
Revenu national brut en différence (Δy)	-5,77	-10,43	-3,48	
Recettes fiscales en niveau (τ)	0,42	-1,55	2,58	$\square \sim I(1)$
Recettes fiscales (τ) en différence	-5,22	-5,30	-4,39	
Dépenses publiques en niveau (g)	4,05	0,84	3,07	$g \sim I(1)$
Dépenses publiques en différence (Δg)	-5,43	-5,91	-3,35	
Déficit budgétaire en niveau (d)	-1,42	-2,37	0,19	$d \sim I(1)$
Déficit budgétaire en différence (Δd)	-4,44	-4,83	-4,50	
Revenu national moins les dépenses publiques en niveau ($y-g$)	0,04	-1,29	3,99	$(y-g) \sim I(1)$
Revenu national brut moins les dépenses publiques en différence ($\Delta(y-g)$)	-9,06	-8,91	-2,44	
Valeurs critiques				
1 %	-3,67	-4,30	-2,64	
5 %	-2,96	-3,57	-1,95	

(12) Une série est dite intégrée d'ordre d , notée $I(d)$, s'il faut la différencier d fois pour qu'elle devienne stationnaire.

(13) Soient deux variables X_t et Y_t intégrées d'ordre d ($\sim I(d)$) et si, en plus, une combinaison linéaire de ces variables permet de se ramener à une série stationnaire d'ordre inférieur, on conclut alors que ces variables sont cointégrées.

Les résultats de test d'ADF indiquent que les séries ne sont pas stationnaires mais que leurs différences premières le sont; les séries sont donc intégrées d'ordre 1 (12). Il existe alors un risque de cointégration (13). L'analyse de cette dernière est essentielle pour identifier la véritable relation entre ces variables. Selon le théorème de représentation de Granger, lorsque les séries sont non stationnaires et cointégrées, leur relation peut s'exprimer à travers un modèle à correction d'erreur (MCE). Ce dernier permet de capturer la structure dynamique de l'évolution à court terme de ces séries.

3.2.Test de cointégration

L'analyse de la relation de cointégration entre les variables de l'équation (1) i.e. $(c, y, \square d)$ et l'équation (2) i.e. (c, y, g) permet de déterminer le nombre de vecteurs de cointégration dans les deux systèmes. Pour ce faire, nous avons eu recours au test de la trace.

Pour l'équation (1), les résultats du test de Johansen obtenus à l'aide du logiciel E-views sont reportés dans le tableau suivant :

Tableau 4

Test de cointégration de Johansen pour les variables de l'équation (1)

H ₀	H ₁	Trace (TR)	Valeur critique 1 %
$r \leq 3$	$r > 3$	5,93	12,52
$r \leq 2$	$r > 2$	18,35	25,87
$r \leq 3$	$r > 1$	2,80	42,91
$r = 0$	$r > 0$	65,35	63,88

De même, pour le cas de l'équation (2), les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 5

Test de cointégration de Johansen pour les variables de l'équation (2)

H ₀	H ₁	Trace (TR)	Valeur critique 1 %
$r \leq 2$	$r > 2$	5,90	12,52
$r \leq 3$	$r > 1$	20,21	25,87
$r = 0$	$r > 0$	47,73	42,91

Le test de cointégration de Johansen, basé sur la statistique de la trace, révèle l'existence d'une seule relation de cointégration dans les systèmes $(c, y, \square d)$ et (c, y, g) (14). Par conséquent, le recours au test en deux étapes d'Engle et Granger (1987) pour la représentation en MCE des deux équations est justifié. S'agissant de l'équation (3) qui contient deux variables $(c, y-g)$, le test de cointégration résulte de la première étape de l'algorithme d'Engel et Granger et qui sera mis en application dans le paragraphe suivant.

(14) Les résultats de ce test sont reportés dans les tableaux 4 et 5.

3.3. Estimation des équations par des MCE

L'application de la MCO pour les équations (1), (2) et (3) permet de déduire les résidus estimés suivants :

$$\begin{cases} e_{1,t} = c_t - \underset{(8.47)}{0.60}y_t + \underset{(-2.45)}{0.30} \tau_t + \underset{(-2.15)}{0.08} d_t - \underset{(3.82)}{569} \\ e_{2,t} = c_t - \underset{(8.91)}{0.57}y_t + \underset{(-2.34)}{0.14} g_t - \underset{(6.94)}{677} \\ e_{3,t} = c_t - \underset{(42)}{0.71}(y_t - g_t) - \underset{(4)}{133} \end{cases}$$

Nous effectuons par la suite le test de la stationnarité des séries des résidus par le biais du test d'ADF. Les résultats sont illustrés dans le tableau suivant :

Tableau 6
Test de racine unitaire des résidus e^1 , e^2 et e^3

Résidu	Dickey-Fuller augmenté			Conclusion
	Constante	Tendance et constante	Aucune	
$e_{1,t}$	-5,532	-4,477	-2,634	$e_1 \sim I(0)$
$e_{2,T}$	-4,510	-5,457	-2,611	$e_2 \sim I(0)$
$e_{3,t}$	-4,842	-5,652	-2,028	$e_3 \sim I(0)$
Valeurs critiques				
1 %	-3,661	-4,284	-2,641	
5 %	-2,960	-3,562	-1,952	

Les statistiques d'ADF sont toutes inférieures aux valeurs critiques. Par conséquent, les résidus estimés des trois équations sont stationnaires. Ceci nous permet de passer à la deuxième étape de l'algorithme d'Engel-Granger qui consiste en l'estimation par la MCO de la relation des modèles dynamiques de court terme. La représentation MCE des trois équations est donnée par les équations suivantes :

$$\begin{cases} \Delta(c_t) = -12.09 + 0.60 \Delta(y_t) - 0.20 \Delta(\tau_t) + 0.07 \Delta(d_t) - 0.15 e_{1,t-1} \dots \dots (1') \\ \Delta(c_t) = 4.17 + 0.56 \Delta(y_t) - 0.10 \Delta(g_t) - 0.18 e_{2,t-1} \dots \dots \dots (2') \\ \Delta(c_t) = 96 + 0.58 \Delta(y_t - g_t) - 0.21 e_{3,t-1} \dots \dots \dots (3') \end{cases}$$

(34) (9.79) (-2.05) (2.25) (-2.62) (0.11) (7.72) (-2.67) (-2.37) (2.33) (2.50) (-1.97)

Les coefficients associés aux résidus $e_{1,t-1}$, $e_{2,t-1}$ et $e_{3,t-1}$, termes de rappel vers l'équilibre de long terme, sont bien significativement négatifs, la représentation MCE des trois équations est donc validée. Le tableau suivant récapitule les principales caractéristiques des trois équations estimées :

Tableau 7
Récapitulatif des principaux résultats d'estimation des trois équations

Equation	Somme des carrés résiduels (SCR)	Coefficient de détermination ajusté R_2	Statistique de Durbin-Watson (DW)
Equation (1')	814072	0,83	1,84
Equation (2')	995781	0,79	2,08
Equation (3')	1643515	0,65	1,40

Pour l'équation (1'), la statistique *de student* calculée pour les différents coefficients estimés permet de conclure que les coefficients associés au revenu national brut, aux impôts et au déficit budgétaire sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %. Aux dépenses publiques inchangées, le coefficient associé au déficit budgétaire est positif, soit 0,07 tandis que celui associé à l'impôt est négatif, soit -0,20. Cela laisse présager qu'une augmentation du déficit budgétaire a un effet stimulant sur la consommation des ménages. A contrario, une augmentation de la fiscalité aura un effet dépressif sur la consommation des ménages.

S'agissant de l'équation (2'), la consommation par habitant, à la période t est expliquée par le revenu moyen et par les dépenses publiques par habitant. Les coefficients du revenu national brut et des dépenses publiques sont significativement non nuls au seuil de 5 %. Le coefficient des dépenses publiques étant négatif, soit -0,10. Cela implique que les dépenses publiques n'ont pas permis l'amélioration de la consommation des ménages. Ce coefficient négatif met en exergue l'existence d'un effet de substitution de la consommation des ménages par la consommation publique (*i.e.* dépenses publiques).

Enfin, pour l'équation (3'), la consommation par habitant à la période t est expliquée par le revenu national brut par habitant moins les dépenses publiques par habitant dont le coefficient estimé est significativement positif au seuil de 5 %, soit 0,58.

3.4. Test de l'HER

Conformément à la méthodologie de Buitter et Tobin (1979), si l'HER a eu lieu, alors les équations (1') et (2') ainsi que (2') et (3') auraient été équivalentes d'un point de vue de l'équivalence entre les rapports relatifs de leur sommes des carrés résiduels (SCR). Cette équivalence est effectuée selon le test de Fisher (15).

L'application de ce test pour les équations (1') et (2') est effectuée comme suit :

$$F_1 = \frac{(995781 - 814072)/1}{814072/(32 - 5)} = 6.03 > F_{5\%}(32, 1) = 4.01$$

On rejette alors l'hypothèse d'équivalence entre les équations (1') et (2').

De même pour la comparaison entre les équations (2') et (3'), nous avons :

$$F_1 = \frac{(1643515 - 995781)/1}{995781/(32 - 4)} = 18.21 > F_{5\%}(32, 1) = 4.01$$

On rejette alors l'hypothèse d'équivalence entre les équations (2') et (3').

En somme, le test de Fisher conclut au rejet de l'équivalence entre les trois équations, ce qui nous amène à rejeter l'équivalence ricardienne pour le cas de l'économie marocaine.

(15) Si $F_1 = \frac{(SCR_2 - SCR_1)/ddl}{SCR_1/(T - k + 1)}$ est supérieure à $F_{5\%}(T, ddl)$, où T le nombre d'observations, k le nombre de variables explicatives, ddl le nombre de contraintes, $F_{5\%}(T, ddl)$ la valeur tabulée de la statistique de Fisher à un niveau de risque de 5 %, SCR_2 et SCR_1 sont respectivement des sommes des carrés résiduels issues des équations (1') et (2'), alors on rejette l'hypothèse d'équivalence entre l'équation (1') et (2'). De même pour l'équivalence entre les équations (2') et (3').

Conclusion

Cet article s'est donné pour objectif de tester, pour le cas de l'économie marocaine, l'hypothèse de l'équivalence ricardienne telle qu'elle a été formulée par Barro (1974) sur la base d'un échantillon couvrant une trentaine d'années (1980-2011). Il s'agit de valider ou d'invalider sur la base de données réelles deux visions macro-économiques différentes. La première vision, qui est l'équivalence ricardienne, récuse l'idée de la relance économique par la politique budgétaire vu l'indifférence de son effet sur les fondamentaux de l'économie. Tandis que la vision keynésienne, elle, juge que la politique budgétaire demeure appropriée pour l'économie, que celle-ci soit en état de récession ou d'expansion.

En s'appuyant globalement sur la démarche de Buiter et Tobbin (1979), le test empirique consiste à estimer une fonction de consommation agrégée avec comme variables explicatives le revenu national brut, l'impôt et l'endettement public. Par la suite, il convient de vérifier si les coefficients associés à ces trois variables sont identiques en valeur absolue.

Les résultats auxquels nous avons abouti permettent de rejeter l'équivalence ricardienne dans le cas du Maroc. Il s'avère que le financement du déficit budgétaire par l'emprunt entretient une relation de stimulant de la consommation des ménages, ce qui n'est pas le cas lors du financement du déficit budgétaire par l'augmentation des impôts.

Nous avons déduit que les ménages marocains sont de type non-ricardien, et par conséquent la politique budgétaire n'est pas neutre et demeure un instrument efficace pour relancer la consommation des ménages. L'utilisation de la politique budgétaire peut être appliquée soit à travers les dépenses publiques par le biais des dépenses de subvention des prix ou par l'augmentation des salaires des fonctionnaires, soit à travers une politique fiscale visant la réduction de l'IR et la TVA. La question qui se pose à ce niveau et pourrait constituer l'une des pistes de recherche ultérieure, c'est de savoir comment quantifier l'impact de chacune des composantes de la politique fiscale sur la consommation des ménages.

Références

- AFONSO A. (1999), «Public Dept Neutrality and Private Consumption: Some Evidence From The Euro Area», *Working Paper*, number 11, Technical university of Lisbon.
- ASCHAUER D. (1985), «Fiscal Policy and Aggregate Demand», *The American Economic Review*, vol. 75, p. 117-127.
- BARRO R. (1974), «Are Government Bonds Net Wealth?», *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 6, p. 1095-1117.
- BERNHEIM D. (1987), «Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence», *NBER Macroeconomics Annual*, p. 263-315.
- BOURBONNAIS R. (2009), *Econométrie: Manuel et exercices corrigés*, Dunod, Paris, 7^e édition.
- BUITER W.H. et TOBIN J. (1979), Debt Nutrality: A Brief Review of Doctrine and Evidence, *In Social Security versus Private Saving*, chapitre II, pages 39-63. Von Furstenberg, G.M.
- DALAMAGAS B. (1992), «How Rival Are The Ricardian Equivalence Proposition and The Fiscal Policy Potency View», *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 39, n° 4, p. 457-476.
- DRAKOS K. (2001), «Testing The Ricardian Equivalence Theorem: Time Series Evidence From Greece», *Journal of Economic Development*, vol. 26, n° 1, p. 1-12.
- ENGLE R.F. et GRANGER C. (1987), «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, vol. 55, n° 2, p. 251-276.
- EVANS P. (1988), «Are Consumers Ricardian? Evidence for The United States», *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 5, p. 983-1004.
- EVANS P. (1993), «Consumers Are Not Ricardian: Evidence From Nineteen Countries», *Economic Inquiry*, vol. 31, n° 4, p. 534-548.
- FELDSTEIN M. et ELMENDORF D. (1990), «Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior Revisited: Comment», *American Economic Review*, vol. 80, n° 3, p. 589-599.
- GHASSAN H. (2002), «Test de l'équivalence ricardienne par la modélisation SVAR», *Document de travail*, <http://catt.univ-pau.fr>.
- GHATAK A. et GHATAK S. (1996), «Budgetary Deficits and Ricardian Equivalence: The Case of India 1950-1986», *Journal of Public Economics*, vol. 59, n° 2, p. 276-282.
- GRANGER C.W.J. (1981), «Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification», *Journal of Econometrics*, vol. 16, p. 121-130.
- GRANGER C.W.J. et NEWBOLD P. (1974), «Spurious regressions in econometrics», *Journal of Econometrics*, vol. 2, p. 111-120.
- GUPTA K. (1992), «Ricardian Equivalence and Crowding Out in Asia», *Applied Economics*, vol. 24, p. 19-25.
- GUPTA K. et MOAZZAMI B. (1996), *Interest Rates and Budget Deficits: A Study of the Advanced Economies*, Routledge, London et New York.
- HALL R. (1978), «Stochastic Implications of the Life Cycle-permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence», *Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 6, p. 971-987.
- HIMARIOS D. et GRAHAM F. (1996), «Consumption, Wealth, and Finite Horizons: Tests of Ricardian Equivalence», *Economic Inquiry*, vol. 34, n° 2, p. 527-544.
- JOHANSEN S. (1988), «Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, p. 231-254.
- JOHANSEN S. (1991), «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica*, vol. 59, n° 6, p. 1551-1580.
- JOHANSEN S. et JUSELIUS K. (1990), «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Application to the

- Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, p.169-210.
- KAZMI A. (1992), «Ricardian Equivalence: Some Macro-Econometric Tests for Pakistan», *The Pakistan Development Review*, vol. 31, n° 4, p. 743-758.
- KESSLER D. et PERELMAN, S. et. P. P. (1986), «L'hypothèse d'équivalence entre impôt et emprunt : un test sur les pays de l'OCDE», *Annales d'Econométrie et de Statistiques*, vol. 3, p.142-149.
- KESTENS C. (1991), «Une analyse empirique du modèle de Barro: le cas de la Belgique», *Cahiers économiques de Bruxelles*, vol. 130, p. 219-237.
- KOCHIN L. (1974), «Are Future Taxes Anticipated by Consumers?», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 6, p. 385-394.
- KORMENDI R. (1983), «Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior», *American Economic Review*, vol. 73, n° 5, p. 994-1010.
- KORMENDI R. et MEGUIRE P. (1990), «Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Reply and Update », *American Economic Review*, vol. 80, n° 3, p. 604-617.
- LANDAIS B. (1998), *Leçons de politique budgétaire*. Bruxelles.
- MODIGLIANI F. et STERLING F. (1986), «Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior: Comment», *American Economic Review*, vol. 59, n° 5, p. 1168-1174.
- NDONG J. (2005), «Dette publique et effet de richesse (le cas du Gabon)», *Document de travail*.
- NICOLETTI G. (1991), «Consommation privée et endettement public en Italie et en Belgique: existe-t-il une relation stable?», *Revue de l'OFCE*, vol. 37, p. 79-121.
- PERELMAN S. et PESTIEAU P. (1993), «The Determinants of The Ricardian Equivalence in The OCDE Countries», in H.A Verbon and F.A. Van Winden, (eds), *The Political Economy of Government Debt*, Amsterdam, North Holland, p. 181-193.
- RICARDO D. (1820), *Funding System*, in P. Sraffa (ed.), *The Works and Correspondence of David Ricardo*, volume IV. Cambridge.
- SEATER J. et MARIANO R. (1985), «New tests of the life cycle and tax discounting hypothesis», *Journal of Monetary Economics*, vol. 15, p. 195-215.
- STANLEY T.D. (1994), «New Wine in Old Bottles: A Meta-analysis of Ricardian Equivalence», *Southern Economic Journal*, vol. 64, n° 3, p. 713-727.
- WAQAS M. et AWAN M. (2011), «Are Pakistani Consumers Ricardian?», *Economics and Business Review*, vol. 13, p. 161-177.