

**Dépenses publiques et croissance économique :  
Validation empirique de la loi de Wagner au Maroc**

Public expenditure and economic growth:  
Empirical validation of Wagner's law in Morocco

Auteur 1 : ERGUIGUE Otmane

**ERGUIGUE Otmane**, Docteur en sciences économiques et gestion. Equipe de Recherche : Macroéconomie et Politiques Publiques  
Université Mohamed V -Maroc / Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales –Salé Maroc.

**Déclaration de divulgation** : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts** : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article** : ERGUIGUE .O (2023) « Dépenses publiques et croissance économique :Validation empirique de la loi de Wagner au Maroc », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 16 » pp: 001 – 022.

**Date de soumission** : Mars 2023

**Date de publication** : Avril 2023



DOI : 10.5281/zenodo.7774103  
Copyright © 2023 – ASJ



## Résumé

La nature de la relation empirique entre les dépenses publiques et la croissance économique est sujette à d'autres interprétations. L'un des points de vue, associé à Keynes, serait que les gouvernements utilisent les modifications discrétionnaires des dépenses publiques pour stabiliser les fluctuations cycliques et développer l'infrastructure du capital. Une théorie complémentaire expliquant pourquoi les dépenses publiques augmentent plus rapidement que la production au fur et à mesure que l'économie se développe a été associée à Wagner (1911). Par conséquent, le but de ce travail est de tester la validité ou non de la loi de Wagner au Maroc. La formulation la plus utilisée pour la vérification empirique de la loi de Wagner est celle donnée par le modèle du Musgrave(1969). Une analyse des séries chronologiques des données afin de fournir un guide sur les méthodes et modèles économiques appropriés à appliquer au moyen des tests d'Augmented Dickey Fuller (ADF) [Dickey et Fuller (1979)], Ainsi que le concept de cointégration et ses tests empiriques, tandis que la régression automatique de vecteur (VAR), le modèle de correction d'erreur de vecteur (VECM) sont estimés à la fin de ce travail.

**Mots clés :** Dépenses publiques, Croissance économique, Loi de Wagner.

## Abstract

The nature of the empirical relationship between government spending and economic growth is subject to other interpretations. One, associated with Keynes, is that governments use discretionary changes in government spending to stabilize cyclical fluctuations and develop capital infrastructure. A complementary theory explaining why government spending grows faster than output as the economy develops has been associated with Wagner (1911). Therefore, the objective of this work is to test the validity or otherwise of Wagner's law in Morocco. The most widely used formulation for the empirical verification of Wagner's law is the one given by the model of Musgrave (1969). An analysis of time series data to provide a guide on the appropriate economic methods and models to be applied by means of the Augmented Dickey Fuller (ADF) tests [Dickey and Fuller (1979)], as well as the concept of cointegration and its empirical tests, while the Vector Autoregression (VAR), Vector Error Correction Model (VECM) are estimated at the end of this work.

**Keywords:** Government spending, Economic growth, Wagner's law.

## Introduction

Fatas et Mihov (2001) soutiennent que la recherche sur la politique budgétaire peut être divisée en trois catégories: des études axées sur l'impact de réductions importantes du déficit budgétaire; des études qui analysent la capacité de stabilisation des variables de politique budgétaire (c'est-à-dire que la recherche se concentre sur les stabilisateurs budgétaires automatiques); et des études qui examinent l'effet de la politique budgétaire discrétionnaire sur les variables macroéconomiques (par exemple, pour étudier l'effet des changements dans les dépenses publiques et la taxation sur la production, comme le montrent Blanchard et Perotti, 2002).

Une abondante littérature se concentre sur l'effet des dépenses sur la production et d'autres variables macroéconomiques. Certaines études constatent qu'une augmentation des dépenses publiques a peu d'effet sur la production, tandis que d'autres trouvent qu'une politique budgétaire expansionniste a un effet positif sur l'économie soutenant ainsi les idées keynésiennes. La plupart des études utilisent des données provenant de pays développés tels que les États-Unis d'Amérique, le Japon et les pays d'Europe, mais les pays en développement semblent avoir reçu moins d'attention.

Ce travail fournit un aperçu concis de la littérature en matière de la politique budgétaire, pertinente. Le présente article un bref aperçu de la théorie de la stabilisation de la politique budgétaire des apports des classiques et keynésiens en matière de la politique budgétaire. Le point de départ de cette article est la vision classique traditionnelle de la macroéconomie, suivie d'une discussion des perspectives keynésiennes sur l'utilisation de la politique budgétaire pour stabiliser la macroéconomie.

À l'aide de séries de données transversales et chronologiques, la loi de Wagner a été examinée de manière empirique dans un grand nombre de pays, y compris des économies développées et en développement. Bon nombre de ces études ont pour objectif de vérifier s'il existait un lien de causalité à long terme entre les dépenses publiques et les revenus et ils ont utilisé une grande variété d'approches économétriques <sup>1</sup>

Les résultats de cette littérature sont mitigés et la méthodologie utilisée varie considérablement selon les degrés de sophistication économétrique. En effet, peu d'études ont été réalisées dans le contexte de l'économie marocaine, en utilisant des tests économétriques plus récents fondés

---

<sup>1</sup> 1Voir Alkitoby (2006), Chang(2002), Kumar, Webberet Fargher (2012), Babatunde (2011), Samudram, Nairet Vaithilingam (2009), Iniguez, Montiel (2010), Kolluri , Panik et Wahab (2000), Legrenzi (2004), Lamartina et Zaghini (2008) , Ying- Foon , Cotsomitist et Kwan (2002) et Oxley (1994).

sur le cadre de cointégration. Par conséquent, cette étude examine la loi de Wagner en vérifiant s'il existe une relation stable à long terme entre les dépenses publiques et l'activité économique au Maroc.

### **1. Loi de Wagner dans la littérature moderne**

La caractéristique de la relation empirique entre les dépenses publiques et la croissance économique est sujette à d'autres interprétations. Un point de vue, associé à Keynes, serait que les gouvernements utilisent les modifications discrétionnaires des dépenses publiques pour stabiliser les fluctuations conjoncturelles et développer les infrastructures. Ce point de vue implique que, si la causalité existe entre les dépenses publiques et l'activité économique, il découlerait de la première à la dernière. Bien que pertinent, ce point de vue keynésien n'explique pas pourquoi le niveau des dépenses publiques en proportion du PIB devrait croître au fil du temps.

La théorie de Wagner (1911) stipule que pour une économie qui se développe, les dépenses publiques augmentent plus rapidement que la production. La relation à long terme entre les dépenses du gouvernement et la production, avec une causalité allant de la croissance économique aux dépenses, a été surnommée la loi de Wagner.

Wagner (1911) a fait valoir qu'il y avait trois raisons principales à l'augmentation des dépenses du gouvernement. Premièrement, la croissance économique, la modernisation et l'industrialisation entraînent le remplacement de l'activité publique par une activité privée. Cela pousse les gouvernements à produire davantage de réglementations pour les activités du secteur privé qui conduisent à une augmentation des dépenses publiques. Deuxièmement, la demande d'infrastructures de base, notamment de santé et d'éducation, entraîne une nouvelle augmentation des dépenses publiques à mesure que le revenu réel augmente. (Wagner affirme que ces installations seront plus efficaces si elles sont gérées par le gouvernement plutôt que par le secteur privé.) Enfin, il soutient que les gouvernements devraient améliorer l'efficacité économique des structures de marchés monopolistiques et à concurrence imparfaite grâce à des investissements à grande échelle. Dans l'ensemble, Wagner estimait que le développement économique s'accompagnerait d'une participation accrue du secteur public à l'économie. Il faut ajouter que, dans les économies modernes, il est particulièrement important de considérer que, à mesure que le pays se développe, on compte de plus en plus sur le développement

technologique, moteur de la croissance à long terme par le biais de divers effets importants de contagion.

Pour que la recherche et le développement fonctionnent, les gouvernements doivent investir dans la mise en place d'un cadre institutionnel adéquat couvrant, entre autres, les droits de propriété, la politique de la concurrence, la réglementation et les brevets. Par conséquent, on pourrait émettre l'hypothèse que les économies émergentes, dans lesquelles la participation des gouvernements augmente par rapport au revenu, pourraient connaître une croissance du revenu plus élevée à long terme. Ceci, bien sûr, suppose que le gouvernement dépense beaucoup dans le développement privé de technologies ayant des retombées dépassant les coûts de la politique. Des dépenses publiques improductives, qui ont évincé les investissements privés, telles que le financement de guerres ou une bureaucratie inefficace, ne conduiraient pas à une croissance à long terme.

L'hypothèse de Wagner a suscité un vif intérêt dans la littérature en économie publique et a été testée à la fois dans le temps et dans tous les pays. Bien que Wagner n'ait pas fourni des équations mathématiques pour son hypothèse, certains économistes ont proposé des modèles économétriques pour la tester. La première vague de recherche portait sur les économies occidentales industrialisées. Les formulations empiriques originales les plus importantes de cette littérature se trouvent dans les articles suivants : Mann (1980), Goffman et Mahar (1971), Musgrave (1969), Pryor (1969), Goffman (1968), Gupta (1967) et Paon et Wiseman (1967). Une littérature plus récente s'est concentrée sur l'étude de la loi de Wagner pour les pays émergents, en utilisant des ensembles de données transversaux et chronologiques. Des exemples de cette approche peuvent être trouvés dans: Alkitoby et al. (2006), Chang (2002), Kumar, Webber et Fargher (2012), Babatunde (2011), Samudram, Nair et Vaithilingam (2009), Iniguez Montiel (2010), Kolluri, Panik et Wahab (2000), Legrenzi (2004), LaMartina et Zaghini (2008), Ying- Foon , Cotsomitist et Kwan (2002), Oxley (1994) et Inchauspe , Kobir et MacDonald (2015).

Les résultats de cette littérature sont variés : certains ont mis en évidence une relation à long terme et d'autres non. Dans la section suivante, le cadre de la théorie de Wagner est brièvement passé en revue, suivi d'un examen plus détaillé de certains des résultats.

## **2. Cadre théorique de la loi de Wagner**

L'économiste allemand Wagner (1911) a peut-être été le premier à proposer une hypothèse directe selon laquelle l'expansion des dépenses publiques est positivement liée au développement économique. Par conséquent, à mesure que la production d'un pays augmente,

la taille de son secteur public, par rapport à l'ensemble de l'économie, augmente également. En d'autres termes, les dépenses publiques sont une variable endogène déterminée par la croissance du revenu national.

Comme indiqué ci-dessus, Wagner (1911) a fait valoir que l'augmentation de la dépense publique à la suite de la croissance économique avait trois raisons principales, et que le développement économique serait suivi d'une croissance relative du secteur public dans l'économie. Particulièrement, pendant les périodes d'industrialisation, il a fait valoir qu'il fallait s'attendre à ce que les dépenses publiques, par rapport à l'économie, augmentent à un niveau supérieur à celui de la croissance de la production. L'hypothèse de Wagner a suscité un énorme intérêt dans la littérature macroéconomique et a été testée pour différents pays et économies.

Il existe plusieurs modèles de la loi de Wagner qui ont été examinés empiriquement par divers chercheurs au cours des dernières décennies. Nous examinerons d'abord les travaux entrepris entre 1960 et 1980 environ, qui utilisaient des séries chronologiques ou des études transversales mais ignoraient les propriétés des séries chronologiques des données utilisées (par exemple, ils n'envisagent pas la possibilité que les données puissent être des processus non stationnaires  $I(1)$ ), puis, dans la deuxième sous-section, nous présentons des travaux plus modernes qui ont explicitement pris en compte les propriétés chronologiques des données.

### **2.1. Etudes de séries chronologiques couvrant la période 1960-1989**

Il existe à la fois des controverses théoriques et empiriques sur l'effet de la politique budgétaire. La politique fiscale est une politique de gestion de la demande. Les changements de la demande globale affecteront les variables sur les marchés de produits et de monnaie. Connaître l'impact de la politique fiscale sur ces variables aura des avantages en termes de planification de la politique budgétaire

Une approche consiste à utiliser un multiplicateur budgétaire, que Spilimbergo, Symansky et Schindler (2009) définissent comme le rapport entre une variation de la production et une variation de la variable budgétaire. Trois raisons ont motivé le choix de ce sujet. Premièrement, les discussions sur l'efficacité de la politique budgétaire qui n'aboutissent pas à un consensus. La deuxième raison est la différence au niveau des résultats des études antérieures.

Avec les modèles VARs par exemple, lorsque la plupart des études trouvent qu'un choc budgétaire<sup>2</sup> a un impact positif sur le PIB aux États-Unis (Blanchard et Perotti, (2002)), l'étude de Perotti (2004) montre que ce n'est pas toujours le cas, car cet impact peut être proche de zéro.

---

2 Un choc budgétaire ou un choc de dépenses est une augmentation arbitraire des dépenses de l'État dans le cadre d'un exercice fiscal ou d'une politique budgétaire.

Aussi, lorsque Blanchard et Perotti (2002) trouvent qu'un choc de dépenses fait hausser la consommation et le salaire réel, Ramey et Shapiro (1998) avec l'approche narrative trouvent que ce même choc réduit ces variables. D'autant plus que la majorité des études passées portant sur l'efficacité de la politique budgétaire se sont intéressées à l'économie américaine et les pays développés.

Pour le Maroc, il existe peu d'études. On cite, entre autres, celle de Baddi. Hicham (2015), celle Akboul Naima & Ragbi Bouameur (2015), celle de Tounzi, S. (2004) et celle de Lankaoui, L et Saidi, Y (2010). Toutes ces études ont utilisé des modèles VARs. Enfin, la dernière raison est l'utilisation de modèles économétriques qui ne tiennent pas compte de toute l'information disponible. En effet, les aspects récents sur la gouvernance et leurs influences sur la relation entre les dépenses publiques et la croissance restent sans réponse dans le cadre de l'économie marocaine.

Examinons d'abord l'étude de Peacock et Wiseman (1967) ; leur formulation suggère que les dépenses publiques devraient augmenter régulièrement et en douceur à un niveau supérieur à celui du revenu national. Ils estiment également que la croissance des dépenses publiques est liée à l'évolution de la demande de services publics. L'évolution de la demande est principalement expliquée par la croissance de la population et du revenu par habitant, mais d'autres facteurs sont également à l'origine de cette évolution de l'activité gouvernementale, tels que la technologie, les progrès scientifiques, le développement de la division du travail, des transports et des communications. Le niveau des dépenses publiques est fonction du revenu national.

Cette interprétation devient à la fois la première analyse moderne pour relancer la loi de Wagner et la mesure moderne des dépenses publiques en tant qu'activité budgétaire. Peacock et Wiseman (1967) proposaient, d'une certaine manière, un modèle concurrent de la loi de Wagner, basé sur une approche temporelle axée sur l'offre pour la croissance de la dépense publique en Grande-Bretagne, qui rejetait les fondements théoriques de la loi de Wagner et sa validité pour expliquer le mode de croissance de l'activité de l'État. Ils ont constaté que l'activité de l'État affichait une croissance du gouvernement graduelle plutôt que progressive. Wagner (1911) n'a pas suggéré de forme fonctionnelle précise de la relation entre la taille des dépenses publiques et le développement économique.

## 2.2. Études empiriques de la loi de Wagner sur des séries chronologiques récentes

La plupart des études examinées dans la sous-section précédente ont été menées sur des séries chronologiques allant de 1960 à 1989 et ont utilisé la régression MCO standard pour les estimations de la loi de Wagner. Après les années 1980 et le développement généralisé des techniques économétriques pouvant être appliquées en présence de données non stationnaires, la méthode de la régression par cointégration devient l'approche économétrique la plus utilisée pour l'analyse de la loi de Wagner. Plusieurs écrits se sont intéressés récemment au problème de la régression fallacieuse dans le test de la loi de Wagner (pour tout modèle où les données considérées sont  $I(1)$ ).

La régression parasite peut résulter de l'application des techniques de la régression simple (MCO) à des séries chronologiques sans examiner les caractéristiques des données. Des séries non stationnaires du même ordre d'intégration (généralement établies par des tests de racine unitaire appropriés) peuvent être co-intégrées, comme suggéré par Granger et Newbold (1974) et Engle et Granger (1987). C'est-à-dire qu'ils peuvent avoir une relation d'équilibre à long terme et le test de cointégration tente de vérifier l'existence d'un lien à long terme entre les variables de l'économie.

L'approche de la cointégration est simple. Une fois que le degré d'intégration des variables est établi, il est possible de déterminer si les séries sont co-intégrées. L'approche de co-intégration teste si une combinaison linéaire des séries intégrées est stationnaire, c'est-à-dire si cette combinaison linéaire est le vecteur de cointégration. Parmi les études qui ont appliqué l'approche de cointégration à la loi de Wagner, on trouve Bojanic (2013), Pahlavani, Abed et Pourshabi (2011), Chang (2002) et Kolluri, Panik et Wahab (2000). Cependant, Henrekson (1993) est probablement le premier chercheur à avoir soulevé le problème de la régression fallacieuse dans le test de la loi de Wagner.

Henrekson (1993) a suggéré que les résultats des études existantes qui soutenaient la loi de Wagner risquent de souffrir du problème de la régression fallacieuse, car ils appliquaient la régression MCO sur des variables non stationnaires. Henrekson (1993) a testé la stationnarité des données en appliquant les tests ADF de Dickey et Fuller (1981) et la cointégration à l'aide de la procédure<sup>3</sup> à deux étapes d'Engle et Granger (1987). Il a également

---

<sup>3</sup> La procédure en deux étapes consiste à tester en premier lieu les racines unitaires dans les variables, puis exécuter une régression MCO entre les variables. S'ils sont du même ordre d'intégration, on teste la stationnarité des résidus estimés.

utilisé le test de causalité de Granger (1969) dans la deuxième étape de l'estimation du modèle à correction d'erreur afin d'identifier les variables endogènes et exogènes dans le modèle.

Chletsos et Kollias (1997) ont examiné la loi de Wagner en Grèce. Des données désagrégées ont été utilisées et une approche de correction d'erreur a été appliquée. Ils ont constaté que la loi de Wagner n'était validée que pour les données relatives aux dépenses militaires. Ce qui suppose que l'hypothèse de la loi de Wagner n'est pas confirmée dans le contexte des dépenses publiques et de la croissance économique en Grèce.

Une autre étude menée par Ahsan, Kwan et Sahni (1996) a testé la loi de Wagner en appliquant la méthodologie d'Engle et Granger (1987) au Canada pour la période allant de 1952 à 1988. Le test de cointégration a révélé la présence d'un vecteur de cointégration et la dynamique à long terme était conforme à la loi de Wagner.

D'autres recherches empiriques ont appliqué des méthodes d'estimation directe aux données chronologiques. Certaines études ont ignoré le problème de la régression parasite. Courkis, Moura-Roque et Tridimas (1993), par exemple, ont testé la loi de Wagner en Grèce et au Portugal. Ils ont supposé que les séries temporelles pour ces pays étaient stationnaires et ont ensuite testé la loi de Wagner via la méthode de régression MCO. Par conséquent, leurs résultats pourraient produire des régressions fallacieuses et mener à des conclusions incorrectes. Ils ont mis l'accent sur les divers éléments qui impactent l'évolution des dépenses publiques et ont constaté que la stabilisation des politiques, le contexte sociopolitique, les prix et le revenu permanent étaient des facteurs contributifs des dépenses publiques.

Kebo (2008) montre qu'à long terme, il existe une absence de causalité au sens de Granger entre le PIB et les dépenses publiques dans le secteur d'éducation.

Okoro A.S. (2013) suite à son étude concernant les dépenses publiques au Nigeria, aboutit aux résultats qui montrent qu'à long terme, il existe un équilibre entre les dépenses publiques et la croissance économique et que la dynamique de court terme ajuste l'équilibre à long terme à un taux de 60% par an. Akonji<sup>4</sup>, R.D et al (2013) ont conclu, suite à une étude sur les relations entre les dépenses publiques et la croissance, que les dépenses totales en capital et le PIB respectent la loi de Wagner par le test de causalité de Granger avec une causalité unidirectionnelle.

---

<sup>4</sup> Akonji, R, D et al, 2013, 2013. « Nexus between public expenditure and economic growth by testing Wagner's law time series: Evidence from Nigeria ». International Journal of Development and Sustainability, Vol 2 N°4, pp, 2383-2395

Ramayandi (2003) a également testé l'incidence de la taille du gouvernement sur la croissance de son économie à l'aide de séries chronologiques de 1969 à 1999. Il a fait valoir que la taille du gouvernement, à court ou à long terme, avait eu un impact négatif sur la croissance, à l'aide du modèle de correction d'erreur (MCO).

Oxley (1994) a étudié la présence de la loi de Wagner en appliquant avec soin des techniques de série chronologique à des données de l'économie britannique pour la période allant de 1870-1913. Cet intervalle de données représentait une période potentiellement propice à la loi de Wagner, la Grande-Bretagne traversait une période d'industrialisation et de croissance économique rapide. Il a examiné la tendance à la croissance des dépenses publiques par rapport au PIB et a prêté une attention particulière aux propriétés chronologiques des données en notant que *«la cointégration entre les dépenses et les revenus du gouvernement est une condition nécessaire pour des tests valables de la loi de Wagner »*.

Pour le cas du Maroc, Mansouri (2003) a montré que les dépenses publiques en capital ont un effet d'entraînement sur l'investissement privé et sur la croissance économique réelle. A l'aide d'un modèle en séries chronologiques estimé par les moindres carrés ordinaires, l'auteur montre que les dépenses de consommation publique évincent l'investissement privé et ralentissent la croissance économique à cause du gaspillage.

Salhi, Janati et Echaoui (2018), ont estimé l'impact des dépenses publiques sur la croissance économique au Maroc sur la période 1985-2016. Les résultats de l'estimation par le modèle Engle Granger montrent que les dépenses publiques sont endogènes ; la loi de Wagner est, par conséquent, validée pour le cas du Maroc.

Mettra à l'épreuve la relation à long terme entre les dépenses publiques et l'activité économique, en utilisant l'approche de cointégration et des tests de causalité entre les variables. Ainsi, trois propriétés importantes des données seront identifiées : l'ordre d'intégration des données, la présence ou non de cointégration entre les dépenses de l'État et l'activité économique et le sens de la causalité afin de déterminer s'il existe une causalité unidirectionnelle allant du revenu aux dépenses publiques, ou vice-versa. Celles-ci permettront de tirer les conclusions appropriées quant à la véracité de la loi de Wagner en Indonésie.

La nature de la relation empirique entre les dépenses publiques et la croissance économique est sujette à d'autres interprétations. L'un des points de vue, associé à Keynes, serait que les gouvernements utilisent les modifications discrétionnaires des dépenses publiques pour stabiliser les fluctuations cycliques et développer l'infrastructure du capital. Ce point de vue sous-entend que, s'il existait un lien de causalité entre les dépenses publiques et l'activité

économique, il en irait du premier au second. Bien que pertinente, cette vision keynésienne n'explique pas pourquoi le niveau des dépenses publiques en tant que proportion du PIB devrait augmenter avec le temps.

Une théorie complémentaire, expliquant pourquoi les dépenses publiques augmentent plus rapidement que la production au fur et à mesure que l'économie se développe, a été associée à Wagner (1911). La relation à long terme entre les deux variables, sous l'hypothèse que les dépenses et la consommation de l'État sont endogènes, avec une relation de causalité allant de l'activité économique aux dépenses de l'État à long terme, a été surnommée la loi de Wagner. La formulation la plus utilisée pour la vérification empirique de la loi de Wagner est celle donnée par le modèle de Musgrave (1969). Ce dernier s'écrit comme suit :

$$G_t = a + b Y_t + e_t \quad (1)$$

avec :

$G_t$  : dépenses publiques par rapport au PIB en termes réels

$Y_t$  : PIB par tête en terme réel

Selon Musgrave, il faut que l'élasticité revenu  $b$  soit positive pour que la loi de Wagner soit vérifiée. La vérification empirique de cette loi peut se faire aussi par l'approche en termes de causalité de Granger. Cette approche étudie la relation réciproque entre les dépenses publiques et la croissance économique.

La représentation mathématique de la loi de Wagner en adoptant une approche en termes de causalité de Granger est comme suit :

$$G_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i G_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i G_{t-i} + u_t$$

avec :

$G_t$  : dépenses publiques par rapport au PIB en termes réels

$Y_t$  : PIB par tête en terme réel

Après avoir exposé les motifs de cette étude et examiné la littérature pertinente, le reste de cette étude est organisé comme suit. La section 3 examine les propriétés des séries chronologiques

des données afin de fournir un guide sur les méthodes et modèles économiques appropriés à appliquer au moyen des tests d'Augmented Dickey Fuller (ADF) [Dickey et Fuller (1979)].

### 3. Propriétés des séries statistiques

#### 3.1 Le Test de racine unitaire

Il existe un grand nombre de tests de racine unitaire. Les travaux pionniers en la matière sont ceux de Fuller (1976) et Dickey et Fuller(1979,1980). Les tests de Dickey-Fuller sont des tests paramétriques permettant de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Ces tests reposent sur l'estimation d'un processus autorégressif.

Dickey et Fuller considèrent trois modèles de base pour la série  $X_t$ :

Modèle (1) : modèle sans constante ni tendance déterministe

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Modèle (2) : modèle avec constante sans tendance déterministe

$$X_t = \rho X_{t-1} + b + \varepsilon_t$$

Modèle (3) : modèle avec constante et tendance déterministe

$$X_t = \rho X_{t-1} + at + b + \varepsilon_t$$

La stratégie de test est séquentielle, on part du modèle (3) au modèle (1).

Sur le modèle (3), on teste la significativité du coefficient de la pente du trend à partir de la statistique de Student. Si (a) est significativement différent de zéro, alors on teste pour ce même modèle le coefficient de ( $\rho$ ) par le même test. On rejette  $H_0 : \rho = 1$ , c'est-à-dire la série est stationnaire.

Par contre si le coefficient (a) est significativement nul, on passe directement au test sur le modèle (2), on teste la significativité de la constante (b) par le test de Student. Si b est significativement différent de zéro, alors on teste pour ce même modèle le coefficient de ( $\rho$ ) par le même test. Si la constante b est significativement nulle, on passe au test sur le modèle (1).

Si la série  $X_t$  au niveau n'est pas stationnaire, on applique le test DF et avec la même procédure à la série différenciée  $\Delta X_t$ .

Cette forme de base du test Fuller Dickey (DF) peut être augmentée de deux façons. Premièrement, l'inclusion de variables déterministes telles qu'une constante et une tendance qui est importante dans le cadre de cette thèse car elle permet d'assurer l'hypothèse alternative de la stationnarité de tendance. La seconde méthode est l'inclusion de variables dépendantes décalées

sur le côté droit pour que les résidus soient automatiquement non corrélés, dans ce cas, le test est désigné comme un test ADF.

Dans le test ADF, une longueur de décalage appropriée,  $k$ , doit être sélectionnée. Selon l'étude de Campbell et Perron (1991), le test de l'ADF est très sensible au nombre de décalage dans une équation estimée. Si le nombre de décalages est trop petit, cela peut entraîner le rejet d'une hypothèse nulle d'une racine unitaire à n'importe quel niveau de signification. D'autre part, un trop grand nombre de retards peut réduire la puissance du test en raison de l'estimation d'un plus grand nombre de paramètres et de la diminution du nombre d'observations effectives. Cela peut conduire à rejeter à tort une hypothèse nulle d'une racine unitaire.

La mise en œuvre du test de ADF est similaire au test de DF seules les tables statistiques diffèrent. La valeur  $p$  de retard est déterminée soit à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles, soit à l'aide de la statistique de Box-Pierce, soit à l'aide des critères d'Akaike (AIC) ou de Schwartz (BIC). Afin de choisir la longueur de décalage appropriée pour les tests ADF de l'hypothèse de racine unitaire, le critère d'information Akaike (AIC) a été utilisé et une longueur de décalage maximale de 5 a été autorisée.

Après que nous avons déterminé le retard pour chaque variable, nous allons adopter la stratégie séquentielle du test d'ADF pour étudier la stationnarité des variables de l'étude. Le tableau suivant résume notre application :

TABLEAU N° 1 : Test de Dickey-Fuller Augmented

Variabes	Nombre de retard	ADF	Ordre d'Intégration
DEP / PIB	8	-6,14085	I(1)
PIB/Tête	8	-8,38542	I(1)

**Source** : réalisé par nos soins à l'aide du logiciel Eviews.

Les résultats du test réalisé sur les séries : Dépenses publiques et produit intérieur brut montrent que l'hypothèse de non stationnarité est acceptée, puisque la statistique d'ADF montrée dans le tableau est supérieure aux valeurs critiques. Donc, le recours à une différenciation première est nécessaire.

### 3.2. Concept de cointégration et ses tests empiriques

Nous rappelons, pour qu'une relation de long terme existe entre plusieurs variables, deux conditions doivent être réunies :

- Les variables doivent être non stationnaires et intégrées au même ordre.
- Leurs tendances stochastiques doivent être liées.

Les conclusions de la section précédente suggèrent que les variables sont I (1). Les tests ADF laissent donc supposer l'existence d'une relation de cointégration entre les dépenses publiques et le PIB par tête. Afin d'étudier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle, nous allons appliquer deux méthodes :

- La méthode générale du maximum de vraisemblances (Johansen, 1988, 1991 ; Johansen et Juselius, 1990).
- La méthode de deux étapes d'Engle et Granger (1978)

#### 3.2.1. Application du test de Johansen

- La méthode de Johansen permet de tester plusieurs vecteurs de cointégration et autorise diverses restrictions sur le vecteur de cointégration. Le test est basé sur la représentation de correction d'erreur du VAR, comme suit:
- Le test de la Trace de Johansen, nous permet de détecter le nombre de vecteurs de cointégration. Les hypothèses de ce test se présentent comme suit :
- $H_0$ : il existe au plus  $r$  vecteurs de cointégration ;
- $H_1$  : il existe au moins  $r$  vecteurs de cointégration ;
- Nous acceptons  $H_0$  lorsque la statistique de la Trace est inférieure aux valeurs critiques à un seuil de signification de  $\alpha\%$ . Par contre, nous rejetons  $H_0$  dans le cas contraire. Ce test s'applique d'une manière séquentielle de  $r=0$  jusqu'à  $r=k-1$ .

La méthode de Johansen permet de tester plusieurs vecteurs de cointégration et autorise diverses restrictions sur le vecteur de cointégration.

Le test est basé sur la représentation de correction d'erreur du VAR, comme suit:

Le test de la Trace de Johansen, nous permet de détecter le nombre de vecteurs de cointégration.

Les hypothèses de ce test se présentent comme suit :

$H_0$ : il existe au plus  $r$  vecteurs de cointégration ;

$H_1$  : il existe au moins  $r$  vecteurs de cointégration.

Nous acceptons  $H_0$  lorsque la statistique de la Trace est inférieure aux valeurs critiques à un seuil de signification de  $\alpha\%$ . Par contre, nous rejetons  $H_0$  dans le cas contraire. Ce test s'applique d'une manière séquentielle de  $r=0$  jusqu'à  $r=k-1$ .

TABLEAU N° 2 : Test de cointégration de Johansen

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.361114	18.37483	15.49471	0.0179
At most 1 *	0.169382	5.381989	3.841466	0.0203

Source : réalisé par nos soins à l'aide du logiciel Eviews.

Les résultats des tests de la trace nous permettent de conclure qu'il y a au moins une relation de cointégration.

### 3.2.2 Application de la méthode d'Engle et Granger

La notion de cointégration postule que si deux variables X et Y sont intégrées d'ordre un (I(1)), et s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire I(0), alors on peut conclure que X et Y sont cointégrées d'ordre (1,1).

Nous avons déjà montré que les séries sont non stationnaires et intégrées de même ordre. Il nous reste, alors, à tester si les résidus de cette combinaison linéaire sont stationnaires. Dans le cas échéant, les déviations par rapport à la valeur d'équilibre tendent à s'annuler dans le temps et, donc, une relation de long terme existe entre les variables.

Nous estimons dans une première étape par les MCO la relation de long terme :

$$(Dépenses\ publiques)_t = c + a * (PIB/Tête)_t + \varepsilon_t$$

TABLEAU N° 3 : Estimation de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBTETE	0.000942	0.000339	2.779602	0.0093
C	0.182753	0.011454	15.95483	0.0000
R-squared	0.204796	Mean dependent var		0.210916
Adjusted R-squared	0.178290	S.D. dependent var		0.033339
S.E. of regression	0.030221	Akaike info criterion		-4.100088
Sum squared resid	0.027400	Schwarz criterion		-4.008479
Log likelihood	67.60141	F-statistic		7.726189
Durbin-Watson stat	0.333271	Prob(F-statistic)		0.009305

Source : sortie du logiciel Eviews.

L'estimation du modèle de long terme a pu montrer que la variable PIB/Tête est significative au niveau de tous les seuils 1%, 5% et 10%). Soit une élasticité des dépenses publiques par rapport au PIB de 0,1%. Cette élasticité est positive, ainsi qu'elle confirme la théorie de Musgrave (1969). Lorsque le PIB augmente de 1%, toutes choses étant égales par ailleurs, les dépenses publiques augmentent de 0,1%.

On déduit de l'estimation de la relation statique (6) la série des résidus, rappelons que si les résidus sont non stationnaires, la relation estimée de long terme (6) est une régression fallacieuse et si les résidus sont stationnaires, la relation estimée de long terme (6) est une relation de cointégration ;

Pour tester la stationnarité de résidu, nous allons utiliser les valeurs critiques tabulées d'Engle et Yoo (1987) dans l'application du test ADF.

Les résultats issus de l'application du test ADF sur les résidus de la relation statique entre les dépenses publiques et le PIB par tête se trouve en annexe.

On constate que la statistique ADF estimée (-3,29) est inférieure à la valeur tabulée d'Engle et Yoo au seuil de 5% (-2,67), cela, nous permet de rejeter l'hypothèse de non stationnarité de résidu, d'où les résidus de la relation statique entre les dépenses publiques et le PIB par tête sont stationnaires. Par conséquent, les variables dépenses publiques et le PIB par tête sont cointégrés. Il est alors possible d'estimer le modèle à correction d'erreur.

#### 4. Estimation du MEC

Après avoir examiné la stationnarité les séries et la cointégration entre les variables, nous passons à l'étape de l'estimation des coefficients du modèle, mais avant de procéder à cette étape, nous devons vérifier que la relation de cointégration unique est bien une équation des dépenses publiques et par conséquent les autres variables sont faiblement exogènes. A cet effet, nous avons réalisé un test d'exogénéité simple à partir de l'estimation du modèle en utilisant la méthode de Johansen. Ce test se réalise par le biais de coefficient d'ajustement associés aux vecteurs de cointégration.

L'estimation du modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$D(\text{dépenses publiques})_t = c + \beta * D(\text{PIB par tête})_{t-1} + \alpha * E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où,  $E_{t-1}$  représentent les résidus obtenus à partir de l'estimation de long terme.

Les résultats de l'estimation du modèle sont donnés par Eviews et sont présentés dans le tableau ci-dessous

TABLEAU N° 4 : Estimation du MCE

Cointegrating Eq:	CointEq1	
DEP(-1)	1.000000	
PIBTETE(-1)	-0.003301 (0.00085) [-3.89109]	
C	-0.103784	
Error Correction:	D(DEP)	D(PIBTETE)
CointEq1	-0.315389 (0.10026) [-3.14573]	-1.869210 (10.7751) [-0.17347]
D(DEP(-1))	-0.036193 (0.14771) [-0.24503]	14.65141 (15.8750) [ 0.92292]
D(DEP(-2))	-0.323918 (0.16023) [-2.02155]	0.206335 (17.2205) [ 0.01198]
D(PIBTETE(-1))	0.000962 (0.00202) [ 0.47612]	-0.127147 (0.21707) [-0.58574]
D(PIBTETE(-2))	-4.08E-05 (0.00193) [-0.02112]	0.459151 (0.20744) [ 2.21344]
C	0.000376 (0.00616) [ 0.06110]	1.275953 (0.66208) [ 1.92719]

**Source :** sortie du logiciel Eviews.

L'étude de la relation de court terme par le biais du MCE, nous permet d'analyser d'une part la vitesse de convergence du taux de change réel vers son niveau d'équilibre de long terme et d'autre part la contribution des fondamentaux à la dynamique de court terme. Le tableau 4 montre l'estimation du MCE. (On note que le vecteur de cointégration ne contenant qu'une

constante est supposé - c'est la version la plus estimée dans la littérature, et les résultats ci-dessus ont suggéré la robustesse de la cointégration et sa stabilité.) Nous constatons alors que le coefficient  $(E_{t-1})^5$  est bien significativement négatif (P-value < 10%), la représentation du modèle à correction d'erreur est validée. Les chocs sur les dépenses publiques se corrigent à 31,53% par l'effet de *feed back*,

Le calcul de la durée de la convergence peut se faire par la formule suivante :

$$(1-d) = (1-\phi)^T$$

avec  $T$ ,  $\phi$  et  $d$  sont respectivement le nombre d'années; le coefficient de correction d'erreur et le pourcentage de chocs.

Nous avons utilisé l'inverse du coefficient de force de rappel pour calculer la durée de convergence et nous avons conclu que : Un choc constaté au cours d'une année donnée est entièrement résorbé au bout de 4 ans et 8 mois et demi.

Nous avons constaté du tableau que tous les paramètres sont statistiquement significatifs, le coefficient  $\beta = 1.86$ , représente l'impact de court terme, il correspond toujours à nos attentes (théorie de Musgrave).

Les résidus de notre modèle empirique respectent les quatre conditions : la normalité, la stationnarité, l'homoscédasticité et l'indépendance entre les résidus. Le pouvoir explicatif dans notre modèle est de 45 %, cela nous permet de dire que le PIB par tête explique fortement les dépenses publiques durant la période d'étude.

D'après l'étude statistique que nous avons traitée, nous pouvons conclure que notre modèle est globalement satisfaisant. En revanche, la validation de la loi de Wagner peut se faire aussi par le biais du test de Granger. Ce test étudie la relation de causalité entre les variables. Le tableau suivant décrit les résultats de causalité au sens de Granger entre les dépenses publiques et le PIB au Maroc.

### 5. Test de causalité

Nous allons voir si les dépenses publiques causent la croissance ou c'est la croissance qui cause les dépenses publiques, ou bien y a-t-il une relation de feed-back entre les deux ? Pour répondre à cette question, nous allons appliquer le test de causalité de Granger.

La notion de causalité repose sur la définition de Granger (Granger, 1969 ; Sims, 1972, 1980). Selon cette notion, une variable est considérée comme une « cause » pour une autre variable si la connaissance du retard de la première variable améliore la prévision de la seconde. Autrement

---

<sup>5</sup> Force de rappel, il traduit l'ampleur d'ajustement vers l'équilibre.

dit Y est causé par X au sens de Granger si les valeurs passées de X permettent de prédire les valeurs de Y, mieux que les valeurs passées de Y seules, et vice-versa. Cette définition présente une étape essentielle dans notre travail d'étude statistique.

Nous appliquons les tests de non causalité qui se repose sur la statistique de maximum de vraisemblance :

$$T = TC_{X \rightarrow Y}$$

Où  $T$  et  $C_{X \rightarrow Y}$  représentent respectivement le nombre d'observation et la mesure de causalité

Sous l'hypothèse nulle de non causalité l'expression () suit une loi de Khi deux à  $\tau(T - \tau)P$  degré de liberté où  $\tau$  est le nombre de contraintes imposées.

TABLEAU N° 5 : Test de causalité au sens de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIBTETE does not Granger Cause DEP	30	12.0132	0.00022
DEP does not Granger Cause PIBTETE		0.51850	0.60168

**Source** : réalisé par nos soins à l'aide du logiciel Eviews.

Nous remarquons que le PIB cause au sens de Granger les dépenses publiques (P-value<5%), tandis que les dépenses publiques ne causent pas au sens de Granger le PIB (P-value>5%). Cela veut dire que les dépenses publiques sont une variable macroéconomique endogène, par conséquent la loi de Wagner<sup>6</sup> qui stipule l'endogénéité des dépenses publiques est vérifiée au Maroc.

<sup>6</sup> Ce résultat montre que l'Etat augmente ces dépenses publiques au fur et à mesure que le PIB augmente.

## Conclusion

En conclusion, sur le plan théorique, il existe des controverses sur les effets de la politique budgétaire. L'effet d'une politique budgétaire expansionniste sur la production peut être positif, nul ou négatif. Avec une augmentation des dépenses publiques, la production augmente dans la théorie keynésienne mais reste inchangée dans la théorie classique, tandis qu'une diminution des dépenses publiques augmente la production dans l'optique allemande de la Contraction budgétaire expansionniste (CBE). Une politique budgétaire expansionniste affecte également les variables d'éviction (par exemple, les hausses de taux d'intérêt ou de prix résultant d'une politique budgétaire expansionniste dans les théories classiques et keynésiennes).

Sur le plan empirique, quelle que soit la méthode utilisée, la plupart des études ont montré qu'une augmentation des dépenses publiques totales avait un effet positif sur la production, conformément à la théorie keynésienne. La réaction positive de la production, à une augmentation des dépenses publiques totales, a été constatée dans la plupart des pays sauf pour le Danemark et l'Irlande, où certaines études ont montré un effet négatif du choc gouvernemental total positif sur la production, conformément à l'avis de CBE. Cependant, alors que la production a réagi positivement à une augmentation des dépenses publiques totales, chaque type de dépense a eu un impact différent sur la production. Par exemple, une augmentation de la consommation publique et des investissements publics s'est avérée avoir un effet positif sur la production, tandis qu'une augmentation des salaires publics et de l'emploi public a principalement eu un effet négatif sur la production.

Dans cette étude, l'effet des dépenses publiques totales et par type sur le PIB et ses composantes ont été étudiés. L'effet de la politique budgétaire sur les prix a également été examiné. Cette étude a employé deux approches méthodologiques ; le VAR structurel pour mesurer les multiplicateurs budgétaires et le VECM, pour évaluer l'impact de l'orientation de la politique budgétaire, de la composition des dépenses sur la croissance économique des pays à faible revenu incorporant la dimension de la gouvernance dans la gestion budgétaire (Baldacci E., Clements B. et Gupta S. [2003]).

## BIBLIOGRAPHIE

**AFONSO, A.** (1999). Public dept neutrality and private consumption: some evidence from the euro area. *Working paper n° 11, Technical university of Lisbon*.

**AKBOUL NAIMA & RAGBI BOUAMEUR** (2015), "Evaluation de l'Orientation Budgétaire au Maroc", in *Politique Budgétaire et Activité Economique au Maroc*, Ouvrage Collectif, Rabat (Maroc).

**AKHTAR, M. A., & HARRIS, E. S.** (1992). The supply-side consequences of U.S. fiscal policy in the 1980s. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 17(1), 1-20.

**ALESINA, A., ARDAGNA, S., PEROTTI, R., & SCHIANTARELLI, F.** (2002). Fiscal policy, profits, and investment. *American Economic Review*, 92(3), 571-589.

**ASCHAUER, D. A.** (1985). Fiscal policy and aggregate demand. *The American Economic Review*, 75(1): 117–127.

not to pool: Homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand. *Review of Economics and Statistics* 82 (1), 117–126. **BAM** (1990-2013). Rapport d'activité annuel. Bank Al Maghreb, Maroc.

**BARRO, R.** (1989). The ricardian approach to budgets deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2): 37–54.

**BARRO, R.J.** (1990), Government spending in a Simple Model of Endogenous Growth, *Journal of Political Economy*, Vol. 98. <https://doi.org/10.3386/w258>

**BARRO, R. J.** (1996). Determinants of economic growth: A cross country empirical study. NBER.

**BERNHEIM, D.** (1988). Ricardian equivalence : An evaluation of theory and evidence. *National Bureau of Economic Research Working Papers n°2330*, pages 263–316. <http://www.nber.org/books/fisc87-1>.

**BLANCHARD, O. J, & QUAH, D.** (1988), The dynamic effect of aggregate demand and supply disturbances, National Bureau of Economic Research, no 2727.

**BLANCHARD, O., PEROTTI, R.,** (2002) «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », in *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1329-68.

**CHANG, T., LIU, W. R., & THOMPSON, H.** (2002). The viability of fiscal policy in South Korea, Taiwan, and Thailand. *ASEAN Economic Bulletin*, 19(2), 170-177.

- CREEL, J., DUCOUDRÉ, B., MATHIEU, C. et STERDYNIK, H.** (2005). Doit-on oublier la politique budgétaire : Une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques. *Revue de l'OFCE*, 92:43–97.
- DAHLBY, B.** (2003). Restructuring the Canadian Tax Mix by Changing the Direct/Indirect Tax Mix in Tax Reform in Canada: Our Path to Greater Prosperity edited by H. Grubel, Fraser Institute, Vancouver, pp.77-108.
- EASTERLY, W., & REBELO, S.** (1993). Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32, 417-458.
- EDELBERG, W., EICHENBAUM, M., & FISHER, J. D. M.** (1999). Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 166-206.
- EL KADMIRI, M.** (1995). La classification des dépenses publiques au Maroc à travers la mise en oeuvre de la nouvelle nomenclature budgétaire. *Revue Juridique Politique et Economique du Maroc*, 28:163–206.
- FAN, S., & RAO, N.** (2003). Public spending in developing countries: trends, determination, and impact. Retrieved 7 December 2007 from <http://www.ifpri.org/divs/eptd/dp/papers/eptdp99.pdf>
- GARCIA-MILA, T.** (1989). Some empirical evidence on government purchase multipliers. *Economics Letters*, 31(4), 375-380.
- GRANGER, C. et NEWBOLD, P.** (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2): 111–120.
- JOHANSEN, S.** (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- JUSELIUS, K.** (2006). *The cointegrated VAR model*. New York: Oxford University Press
- KARIM, M.** (2010). *Viabilité des finances publiques marocaines*. L'Harmattan.
- KEYNES, J. M.** (1936), *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, traduction française de LARGENTAYE J., Payot, (1982), disponible sur [www.uqac.ca](http://www.uqac.ca)
- KEYNES, J.M** (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan, London.
- MUSGRAVE, R.** (1959). *The theory of public finance*. McGraw-hill, New York.
- PECORINO, P.** (1993). Tax structure and growth in a model with human capital. *Journal of Public Economics*.
- PEROTTI, R.** (1999). Fiscal policy in good times and bad. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(4): 1399–1436.

**RICARDO, D.** (1817). *On the Principles of Political Economy and Taxation*, in P. Sraffa (ed.) *Volume I, 1951, The works and correspondence of David Ricardo*. Cambridge.

**SAGOU, M.** (2006). Les politiques macro-économiques : Les politiques budgétaires et monétaires du Maroc depuis cinquante ans et perspectives pour les vingt prochaines années. *Document de travail*.

**SOLOW, R.** (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* LXX, 65–94.

**TANIMOUNE, N.A., COMBES, J.L. et PLANE, P.** (2008). La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). *Economie & prévision*, 5(186): 145– 162.

**VAN DEN BERGH, J. C., VAN DER STRAATEN, J.,** (1997) “Economy and ecosystems in change: analytical and historical approaches”, Edward Elgar Publishing Ltd, 75-95.

**ZANDI, M. M.,** (2008) “Assessing the Macro Economic Impact of Fiscal Stimulus”, Moody's Economy.com