



INCIDENCE DES DEPENSES PUBLIQUES SUR LA CONSOMMATION PRIVEE AU CONGO.

HAKIZIMANA J, BATILA NGOULA KOMBO P. G., MBOU LIKIBI G. S.
Université Marien N'Gouabi-
Brazzaville – République du Congo
Email : hakizimanajacques@gmail.com

RESUME

En République du Congo, depuis plus d'une décennie les dépenses publiques augmentent à un rythme croissant. La présente étude a pour objectif de déterminer l'incidence de cette augmentation sur la consommation privée. Les résultats obtenus à partir du modèle vectoriel à correction d'erreur permettent de conclure à l'existence d'un phénomène d'effet d'éviction limité à court terme et d'un effet d'entraînement total à long terme

Mots-clés : Dépenses publiques ; Consommation privée ; effets d'éviction ; effets multiplicateurs
JEL E21; E62; O55

ABSTRACT

In the Republic of the Congo, for more than a decade public spending has risen steadily. The purpose of this study is to determine the impact of this increase on private consumption. The results obtained from the error-correction vector model allow us to conclude that there is a phenomenon of short-term limited eviction effect and a total long-term training effect.

Keywords: Public spending; Private consumption; Predatory effects; Multiplier effects
JEL E21; E62; O55

INTRODUCTION

Les dépenses publiques constituent un instrument d'intervention des pouvoirs publics dans la régulation économique. Cependant, ses effets sur l'activité économique en générale, et particulièrement sur la consommation privée des ménages, n'a cessé d'être au cœur des débats économiques. Sur ce, les économistes sont extrêmement divisés de part de leurs points de vu.

D'un côté, la Nouvelle Ecole Keynésienne (NEK) soutient que l'augmentation des dépenses publiques génère les effets positifs sur la consommation privée, (Blanchard, 2001), effets connus sous le nom d'*effet multiplicateur*. Le mécanisme de l'effet multiplicateur se justifie dans le fait qu'une augmentation des dépenses publiques engendre des revenus supplémentaires dont une partie est consacrée à la consommation. Cette dernière augmente la demande intérieure adressée aux entreprises et, pour répondre efficacement à cette demande supplémentaire les entreprises vont alors augmenter leurs investissements, créer des emplois, et distribuer des revenus supplémentaires.

De l'autre côté, la Nouvelle Ecole Classique (NEC), s'appuyant sur le modèle standard des cycles d'affaires réels (Kydland et Prescott, 1982), prédit une baisse de la consommation privée en réponse à une augmentation des dépenses publiques. Pour les partisans de cette école, il y a équivalence entre l'augmentation de la dette publique pour financer le déficit budgétaire aujourd'hui, et l'augmentation d'impôt pour rembourser cette dette et les intérêts y relatifs. Ainsi pour les ménages ayant un comportement ricardien, au lieu de consommer, ils épargneront pour prévenir l'augmentation d'impôts futurs, ce qui diminue leur niveau de consommation mettant ainsi en cause l'objectif que s'était fixé les pouvoirs publics. Ce phénomène est connu sous le nom d'*effet d'éviction*.

Au Congo, ces dernières années les dépenses publiques ont connu une augmentation non négligeable. Selon le rapport du FMI (2014) sur le Congo, le budget de 2014 prévoyait : Une baisse de l'excédent de 3,3% du PIB et prévoyait à nouveau des dépenses publiques d'environ 100% du PIB non pétrolier ;

- Une augmentation de la masse salariale imputable au recrutement de nouveaux fonctionnaires : le budget prévoyait que la masse salariale augmente de 18,5% en 2014 et d'environ 12% par an au cours de la période 2015-2017, ce qui s'explique par l'accord de l'Etat avec les syndicats pour relever les salaires de 50% de 2013 à 2016, et par l'intention de recruter des agents qualifiés dans l'éducation et la santé ;
- Une importante augmentation des dépenses d'investissement, qui s'explique entre autre par : (i) les efforts de l'Etat pour mettre en œuvre le plan national du développement (PND), (ii) les travaux en cours de construction et de remise en état suite à l'explosion du dépôt de munition en 2012 ; (iii) le programme de municipalisation accélérée et iv) la nécessité de construire les infrastructures et les installations pour les jeux africains de 2015.

De telles augmentations ont nécessairement une incidence sur le comportement de la consommation privée. Ainsi, dans ce travail, il est question d'analyser le comportement des ménages congolais en réponses à une augmentation des dépenses publiques. Ce travail est basé sur l'hypothèse selon laquelle les ménages congolais ont un comportement non ricardien c'est-à-dire que la consommation privée réagit positivement à l'augmentation des dépenses publiques.

Le reste du papier est organisé comme suit : la deuxième section fait état de la revue de la littérature, la troisième présente la méthodologie utilisée, la quatrième fait l'objet de la présentation et discussion des résultats, alors que la conclusion et les implications de politique publique sont données dans la cinquième section.

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Le débat portant sur les effets qu'exercent les dépenses publiques sur la consommation privée oppose la NEK à la NEC.

Dans l'analyse de la NEK, l'expansion des dépenses publiques a un effet bénéfique sur la relance de l'activité économique. L'essence de cette analyse vient du fait que le financement du développement peut amener les investisseurs à

exprimer des besoins en ressources supérieures à leurs prévisions et surtout plus importantes que l'épargne domestique. Il en est ainsi parce que la formation du capital crée de nouvelles capacités et de nouveaux emplois. De ce fait, l'impulsion inflationniste initiale peut être compensée par l'augmentation potentielle de l'offre d'épargne ex-ante qui peut être rattrapée par une épargne forcée ex-post. Ainsi, l'argument mis en avant est que le déficit budgétaire résulte d'une augmentation de la production domestique qui rend les investisseurs plus optimistes sur le futur de l'évolution de l'économie et investissent davantage. Ce phénomène est connu sous le nom de *l'effet Keynésien*. A cet égard, Eisner (1989) conclut que le déficit budgétaire n'évince pas l'investissement. Il y a plutôt un effet multiplicateur.

L'analyse néoclassique quant à elle saisit l'effet des dépenses publiques sur la consommation privée à partir du comportement des individus et de l'équivalence ricardienne. En ce qui concerne le comportement, il sied de relever que les individus planifient leur décision de consommation en tenant compte de l'entièreté du cycle de vie, tout en transférant les charges d'impôt aux générations futures. Sous l'hypothèse de plein emploi des ressources, les néoclassiques argumentent que l'augmentation de la consommation implique une baisse de l'épargne. Les taux d'intérêt doivent augmenter pour ramener l'équilibre sur le marché des capitaux. L'élévation des taux d'intérêt a pour conséquence la baisse des investissements privés. Ainsi, le déficit budgétaire évince donc l'investissement privé. Aschauner (1989), montre, à cet effet, que l'augmentation des dépenses en capital public baisse l'investissement privé.

Au sujet de l'équivalence ricardienne, Barro (1989) argumente que l'augmentation du déficit budgétaire dû à une augmentation des dépenses gouvernementales peut être payée maintenant ou plus tard, avec une valeur présente fixée par la valeur totale des dépenses actuelles. De ce fait, les réductions d'impôt d'aujourd'hui sont égales à l'augmentation des impôts futurs, les taux d'intérêt restant inchangés, il en sera de même pour le niveau d'investissement.

En d'autres termes, dans le but d'anticiper l'augmentation future des impôts, les consommateurs épargnent plus qu'ils ne dépensent le revenu résultant de la baisse des impôts. Cette réduction des impôts conduit à une augmentation équivalente de l'épargne. La réduction des impôts substitue simplement le financement de la dette par le financement via l'impôt. Des dépenses gouvernementales inchangées devraient laisser les dépenses de consommation inchangées. La part du déficit financé par la dette, la consommation privée devrait laisser dans une proportion de 1 contre 1 avec chaque unité de monnaie des dépenses permanentes en augmentation du gouvernement. Sur le plan empirique, plusieurs travaux ont été menés pour vérifier l'impact d'une augmentation des dépenses publiques sur la consommation.

Deux tendances semblent se dégager à ce sujet. L'une privilégie l'existence d'un effet expansionniste (*crowding-in effect*) d'un choc budgétaire sur la consommation privée, et l'autre rejette cette hypothèse en argumentant que cette augmentation évince la consommation privée (*effet d'éviction* ou *crowding-out effect*).

Dans le premier cas, les travaux réalisés par Karras (1994), sur l'évolution de la consommation privée en réponse à une augmentation des dépenses publiques dans un certain nombre de pays ont conclu que l'augmentation des dépenses gouvernementales élève l'utilité marginale de la consommation privée. Autrement dit, les dépenses gouvernementales et la consommation privée sont mieux décrites comme complémentaires plutôt que substitués et que la force de cette relation de complémentarité se révèle être négativement affectée par la taille des dépenses gouvernementales.

Récemment, Ravin et al (2012), ont étudié l'impact d'une augmentation des dépenses publiques sur la consommation des ménages en se servant des données de panels pour quatre pays développés. Ces auteurs sont parvenus à la conclusion suivant laquelle l'augmentation des dépenses publiques influence positivement la consommation des ménages.

Dans le second cas, les résultats des différents travaux réalisés avec des différents modèles ont conclu à l'existence d'effet d'éviction des

dépenses publiques sur la consommation privée. Ainsi, Kormandi (1983), par un modèle basé sur l'approche du revenu permanent, a étudié l'impact d'une augmentation des dépenses publiques sur la consommation privée aux Etats-unis. Les résultats obtenus ont conclu à l'existence d'une importante substituabilité entre ces variables aux USA.

Aschauer (1985), se servant d'un modèle vectoriel à correction d'erreur estime les effets du déficit budgétaire sur la consommation privée. Les résultats obtenus confirment l'effet d'éviction du déficit budgétaire sur la consommation privée.

Baxter et King (1993), dans un modèle de croissance ont évalué l'effet d'un choc positif des dépenses publiques sur la consommation privée et ont trouvé que l'augmentation des dépenses gouvernementales a un effet négatif sur la consommation privée.

Amino et Wirjanto (1997) qui se sont intéressés au cas des USA et Hamori et Asako (1999) à celui du Japon ont obtenu des élasticités de substitution de 0,9 et de 0,75, respectivement.

De même, Aurbach et Gorodnischenko (2012), dans leurs travaux sur les pays de l'OCDE obtiennent les résultats confirmant l'effet d'éviction des dépenses publiques sur la consommation privée dans ces pays.

Il ressort de ce qui précède que l'impact d'un choc positif porté sur les dépenses publiques peut engendrer deux effets sur la consommation finale des ménages : effet négatif (effet d'éviction), ou effet positif (effet multiplicateur).

METHODOLOGIE

La revue de la littérature des travaux empiriques permet de réaliser que le modèle vectoriel auto régressif (VAR) se prête bien à l'évaluation de la sensibilité des dépenses de consommation privée à l'augmentation des dépenses publiques. Il s'agit d'un modèle, développé par Christopher Sims dans les années 80 qui permet de comprendre les interdépendances entre plusieurs séries temporelles. Dans ce modèle, les variables sont traitées de manière à ce que chacune d'elle soit expliquée par ses propres valeurs passées et les valeurs passées des autres variables. Il représente à cet effet des avantages sur l'approche traditionnelle qui consiste à

déterminer l'effet de la variable exogène (explicative), sur la variable endogène (expliquée). En effet, pour éviter les régressions fallacieuses, l'évaluation des relations entre deux variables ne doit pas passer par l'exogénéité ou l'endogénéité de l'une ou de l'autre, le cas échéant cela doit être prouvé a priori, (Kanwar, 2000). De plus, les liens entre deux variables peuvent exister dans plusieurs sens, (Yao, 2000). La prise en compte de toutes ces considérations a permis alors de retenir dans le cadre de cette étude le modèle VAR, éventuellement le Modèle à correction d'erreur en cas d'existence d'au moins une relation de cointégration de long terme.

En considérant Y_t comme un processus aléatoire comprenant k variables et p décalages, la représentation de VAR à k variables et p décalages,

$$\text{VAR}(p+ \text{ou } Y_t = A_1 = A_0 + \text{et } = .$$

Dans le cadre du présent travail, les données concernent les dépenses de consommation finale des ménages (DCFM), les dépenses de consommation finale des administrations publiques (DCFADPU), les dépenses d'investissement public (DINVP) et les dépenses d'importations des biens et services (DIMPTBS) sur la période 1980-2011. Ce sont des données extraites des bases de la Banque Mondiale et de la Direction Générale du Budget. Pour s'assurer de la pertinence des résultats, l'estimation du modèle a été précédée successivement par l'analyse des statistiques descriptives des variables (annexe 1), les tests de stationnarité (Dickey et Fuller Amélioré, Phillips et Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shi), (annexe 2) et de cointégration (Johansen), (annexe 4). Les résultats des statistiques descriptives ont révélé que certaines distributions ne suivent pas la loi normale. Toutefois, l'importance de l'échantillon de l'étude (en raison de la loi des grands nombres), laisse envisager les distributions tendent vers une loi normale permettant à cet effet de procéder aux tests de stationnarité. Les résultats des tests ont montré que les variables sont intégrées d'ordre 1, d'où le passage au test de cointégration de Johansen pour vérifier s'il existe au moins une relation de long terme entre les variables afin qu'elles soient spécifiées dans un même modèle. Les résultats de ce test révélant l'existence des relations de cointégration à long terme, ainsi, l'estimation a été faite à travers le Modèle Vectoriel Auto

Régressif (VECM) dont les résultats sont présentés et discutés dans la section suivante.

PRESENTATION ET DISCUSSION DES RESULTATS

Le tableau 1 ci-dessous renseigne sur la vitesse d'ajustement vers la cible de long terme.

Tableau 1 : vitesse d'ajustement vers la cible de long terme

D(LDCFM)	D(LDIMPT B S)	D(LDINVPU)	D(LDCFADPU)
-0,540220**	-0,640504	0,645924	0,572782**
[-2,91178]	[-1,09801]	[0,67956]	[2,96058]

****,***, indiquent respectivement les coefficients significatifs au seuil de 5%, 10%,
[...] Indique la valeur t Student.

Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur EvIEWS 7.

Les résultats du tableau montrent que D(LDCFM) qui présente le niveau le plus bas en termes de perte d'information, est le modèle retenu à partir des critères d'Akaike et Schwarz. Le coefficient associé au terme d'erreur (force de rappel) dans le modèle à court terme est négatif et significatif au seuil de 5%. Ce résultat confirme le caractère de l'approche basée sur la correction d'erreur ; ce qui justifie l'existence d'une relation d'ajustement vers l'équilibre de long terme dans le cas de cette étude. De plus, ce modèle affiche un coefficient de détermination (R^2) qui est égale à 81,81%. Cela signifie que les variations de la consommation finale des ménages au Congo, sont expliquées à la hauteur de 81,81% par les variations des variables retenues dans le modèle. La validation d'un modèle économétrique porte aussi sur l'analyse de la qualité des résidus. Par ailleurs, le test d'autocorrélation des résidus fait à travers le correlogramme des résidus révèle qu'il n'existe pas de problème d'autocorrélation des résidus. De plus certaines variables de contrôles sont significatives. Ceci renseigne que le modèle est bien spécifié et qu'il n'y a pas d'effet de report sur la variable d'intérêt. Il ressort de tout ce qui précède, que le modèle est de bonne qualité et que les résultats des tableaux 2 et 3 peuvent faire l'objet d'une discussion.

Tableau 2 : Résultats de l'estimation du modèle de court terme

D(LDCFM(-1))	-0,288524	[-2,91178]
D(LDCFM(-2))	0,171945	[1,04164]
D(LDIMPTB_S(-1))	0,033106	[1,59367]
D(LDIMPTB_S(-2))	0,033106	[0,36641]
D(LDINVPU(-1))	0,123356**	[2,33852]
D(LDINVPU(-2))	0,026656	[0,34457]
D(LDCFADPU(-1))	-0,825670**	[-4,30695]
D(LDCFADPU(-2))	-0,029388	[-0,15300]

****,***, indiquent respectivement les coefficients significatifs au seuil de 5% et de 10%
[...] indique la valeur t Student

Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur EvIEWS 7

Tableau 3 : Résultats du modèle de long terme

LDIMPTB_S(-1)	-0,62055274**	[3,60092]
LDINVPTU(-1)	0,42798119**	[-5,24690]
LDCFADPU(-1)	1,48117804**	[-10,0044]

****,***, indiquent respectivement les coefficients significatifs au seuil de 5% et de 10%
[...] indique la valeur t Student

Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur EvIEWS 7

DISCUSSION DES RÉSULTATS

Le phénomène d'éviction limité à court terme (tableau 2) et l'effet d'entraînement total à long terme (tableau 3), sont les deux enseignements à tirer des résultats de l'estimation.

Le premier s'explique par le fait qu'à court terme, il n'y a que la consommation des administrations publiques qui évince la consommation privée ; les dépenses d'investissements publics ayant un effet positif. En effet, dans le court terme, les résultats révèlent que les dépenses d'investissements publics prises avec un retard sont affectées d'un coefficient positif et significatif au seuil de 5%. Cela signifie qu'au Congo la consommation des ménages réagit positivement à l'augmentation des dépenses d'investissement du secteur public.

Une augmentation des dépenses d'investissements publics de 1%, toute chose restant égale par ailleurs, conduit à une augmentation de la consommation finale des ménages au Congo de 0,12%. Ce résultat confirme bien l'approche de la NEK selon laquelle il existe un mécanisme de l'effet multiplicateur des dépenses publiques sur la consommation privée. Autrement dit, une augmentation des dépenses publiques traduit celle des consommations des ménages. (Blanchard, 2001). Dans ce cas les ménages ont un comportement non ricardien : l'hypothèse est vérifiée.

Les résultats montrent également que les dépenses de consommation des administrations publiques prises avec un retard sont affectées d'un coefficient négatif et significativement différent de zéro. Cela signifie qu'au Congo, la consommation finale des ménages réagit négativement à l'augmentation des dépenses de consommation finales des administrations publiques : une augmentation des dépenses de consommation des administrations publiques de 1%, toute chose restant égale par ailleurs conduit à une baisse de la consommation finale des ménages au Congo de 0,82%. Ce résultat contredit avec l'approche de la NEK évoquée précédemment. En revanche, il confirme celle de la NEC qui prédit une baisse de consommation privée en réponse à une augmentation des dépenses gouvernementales, c'est-à-dire l'existence de mécanisme d'un effet d'éviction des dépenses publiques sur la consommation finale des ménages [Kydland et Prescott (1982), Aschauner (1989), Ho (2010)]. Dans ce cas, les ménages ont un comportement ricardien, par conséquent l'hypothèse n'est pas vérifiée.

Le deuxième enseignement qui est l'existence d'effet d'entraînement total à long terme, s'explique du fait que les résultats montrent que la consommation des administrations publiques et l'investissement public, ont tous les deux les effets positifs sur la consommation privée à long terme, cela étant prouvé par les coefficients positifs et significatifs qui sont affectés à chacune de ces variables.

En effet, Le coefficient affecté à la variable dépenses d'investissements publics est en même temps positif et significatif. De ce fait, il suggère qu'à long terme la consommation des ménages au Congo réagit positivement en réponse à une

augmentation des dépenses d'investissements publics. Une augmentation de 1% des dépenses d'investissement publics entraîne une hausse de la consommation des ménages au Congo de 0,42%. Ce résultat contredit celui obtenu par Ahmed (1986) au Royaume-Uni sur l'existence d'un effet d'éviction de dépenses publiques sur la consommation finale des ménages.

De même que les dépenses d'investissement public, selon les résultats obtenus de l'estimation du modèle de long terme, les dépenses de consommation finale des administrations publiques exercent un effet d'entraînement sur la consommation finale des ménages au Congo ; une augmentation de 1% des dépenses de consommation des administrations publiques au Congo se traduit par une augmentation de la consommation finale des ménages de 1,48%. Ce résultat d'existence d'effets d'entraînement des dépenses publiques sur le niveau de la consommation finale des ménages contredit ceux obtenus par Ahmed (1986) au Royaume-Uni, Amino et Wirjanto (1997), ainsi que Hamori et Asako (1999) au Japon.

Au regard de ce qui précède, contrairement aux résultats du modèle à court terme qui ont révélé le phénomène d'effet d'éviction limité, les résultats du modèle à long terme montrent que l'effet d'entraînement des dépenses publiques est bien manifeste (total) en ce sens que, les dépenses d'investissements publics, et les dépenses de consommation finale des administrations publiques, augmentent la consommation finale des ménages. Ainsi, à long terme les ménages congolais n'affichent pas un comportement ricardien.

En sommes, en dehors de la consommation finale des administrations publiques qui a un effet négatif sur la consommation privée des ménages à court terme, la consommation des administrations publiques et les dépenses publiques d'investissement, ont un impact positif sur la consommation privée à long terme. Il y a donc absence d'effet d'éviction à long terme en République du Congo. Toutefois, ce dernier existe de manière limitée à court terme ; ce qui invalide l'hypothèse de ce travail.

CONCLUSION ET IMPLICATIONS DE POLITIQUE ECONOMIQUE

Dans cet article, l'objectif poursuivi consistait à déterminer l'incidence d'une augmentation des dépenses publiques sur la consommation des ménages au Congo. Les données sur trois types de dépenses publiques (dépenses d'investissements publics, dépenses de consommation finale des administrations publiques et dépenses publiques liées aux importations des biens et services) et sur la consommation finale des ménages couvrant la période de 1980-2011 ont servi à l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur afin d'identifier l'effet des dépenses publiques sur la consommation finale des ménages au Congo. Les résultats obtenus concluent à l'existence d'un phénomène d'effet d'éviction limité à court terme et à un effet d'entraînement à long terme.

A court terme, les dépenses d'investissements publics et les dépenses de consommation des administrations publiques affectent significativement la consommation des ménages, cela de façon respectivement positive et négative.

A long terme, toutes les deux variables influencent significativement la consommation finale des ménages, cela de manière positive. Le travail étant basé sur l'hypothèse que la consommation des ménages réagit positivement à l'augmentation des dépenses publiques, les résultats de l'étude confirment cette hypothèse à long terme ; cependant, ils l'infirmen à court terme. Ces résultats, suggèrent une implication majeure de politique économique. En effet, d'après le modèle Keynésien traditionnel, trois types d'effet (effet direct qui résulte de l'augmentation des dépenses publiques elles-mêmes ; effet indirect qui résulte de l'augmentation des dépenses de consommation suite à une augmentation du revenu et un effet d'accélération qui résulte à l'accroissement des dépenses d'investissement) justifient l'impact d'une politique budgétaire expansionniste. Toutefois, certains instruments intervenant dans le processus d'ajustement de l'économie (augmentation des dépenses de consommation publique et des dépenses d'investissement) peuvent en réduire les effets positifs

attendus en entraînant une diminution compensatoire de la demande dans le secteur privé. Ainsi, une augmentation des dépenses publiques peut provoquer une réduction immédiate des dépenses dans le secteur public, soit parce que les nouvelles dépenses effectuées par les administrations publiques dans certains secteurs viennent concurrencer les dépenses qui étaient effectuées par le secteur privé, ce qui justifie les résultats d'existence d'effet d'éviction dans la présente étude. Ainsi en matière des implications de la politique économique, au regard des résultats de cette étude, au Congo si on opterait pour une politique budgétaire expansionniste afin d'améliorer les conditions de la population, cette politique devrait être orientée vers les dépenses d'investissement afin de produire des résultats positifs à court terme. A long terme, la politique budgétaire expansionniste s'avère efficace au Congo selon les résultats de l'étude.

BIBLIOGRAPHIE

- Ahmed, S., (1986), « Temporary and permanent government spending in an open economy: some evidence for the United Kingdom », *Journal of Monetary Economics*. 17: 197-224.
- Amano, R., Wirjanto, T., (1997), « Intratemporel substitution and government spending », *Reviews of Economics and statistics*, LXXIX, 605-609.
- Aschauer, D., (1985), « Fiscal Policy and Aggregate Demand », *American Economic Review*. 75(1): 117-127.
- Aschauer, R., (1989), « Does public capital crowd out private capital? », *Journal of Monetary Economics*, 24(7), 171-188.gyt
- Auerbach, A. et Y. Gorodnichenko., (2012), « Measuring the Output Responses to Fiscal Policy », *NBER Working Paper* 19311.
- Barro, M., (1981), « Output of government purchases ». *Journal of Political Economy*, 84, 315-350.
- Barro, R., (197?), « Are government net wealth », *Journal of Political Economy*
- Baxter, M., and King, R., (1993), « Fiscal policy in general equilibrium », *American Economic Review*. 83(3): 315-334.

- Blanchard, O., and Perotti, R., (2002), « An empirical characterization of the dynamique effects of changes of government spending and taxes on output », *Quarterly Journal of Economics*, Vol 117, 1329-1368.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A., (1981), « Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*. 49: 1057-1072.
- Eisner, R., (1989), «Budget Deficit: Rhetoric and Reality», *Journal of Economic Perspective*, Vol .3
- Fatos, A., and Mihov (2001), «The Effects of Fiscal Policy on consumption and Employment: Theory and Evidence». *INSEAD, mimeo*.
- Gupta, L., (1992), «Ricardian equivalence and crowding out in Asia», *Applied Economics*. 24: 19-25.
- Hall, E., (1978), « Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence », *Journal of Political Economy*. 86(6): 971-987.
- Hamori, S., and Asako, K., (1999), «Government consumption and fiscal policy: some evidence from Japan Applied Economics ». *Letters*, 6: 551-555.
- Hirschman A., (1958), «The strategy of economic development», *New- Haven*, Yale University Press
- Ho, T., (2001(a)), « Consumption and government spending substitutability revisited:evidence from Taiwan », *Scottish Journal of Political Economy*. 48(5): 589-604.
- Ho, T., (2001(b)), « Government spending and private consumption: a panel cointegration Analysis », *International Review of Economics and Finance*. 10: 95-108.
- Kanwar, S., (2000), « Does the dog the tail or the tail dog? Cointegration of Indian agriculture with nonagriculture», *Journal of policy Modeling*, 22 (5), 533-556p
- Karras, G., (1994), « Government spending and private consumption, some international evidence », *Journal of Money, Credit and Banking*. 26: 9-22.
- Khalid, M., (1996), « Ricardian equivalence: empirical evidence from developing economies », *Journal of Development Economics*. 51: 413-432.
- Kormendi, R., (1983), « Government debt, government spending, and private sector behavior », *The American Economic Review*. 73(5): 994-1010.
- Mackinnon, J., (1991), « Critical values for cointegration test. In R.F, Engel, C.W.J. Granger (Eds), long-run economic relationships: Reading in cointegretion 267-276., *Oxford University press*.
- Mankiw, G., (2003), «Macroeconomie», 3^{ème} édition, Bruxelles.
- Mankiw, N., (2000), «The Svers-Spenders Theory of Fiscal Policy». *Amercan Economics Reviews*, 90(2), 120-125.
- Maslow, A., (1954), «A theory of human motivation», *Psychological review*.
- Monacelli, T., and Perotti, R., (2008), «Fiscal Policy Wealth Effect, and Markups» , NEBR Working papers 14584, *National Bureau of Economic Recherch*.
- Peersman, G., and Straub, R., (2006), «Putting the new Keynesian model to a test». Working peper of Faculty of Economics and Business Admistration, Ghent University, 375.
- Perotti, R., (1999), «Fiscal Policy in good times and bad». *Quarterly Journal of Economics*, 144(4), 1399-1436.
- Phillips, P., and Perron, P., (1988), «Testing for unit root in time series regression». *Biometrika* vol 75.
- Ravin et al. , (2012), «Consumption, Government Spending, and the real exchange rate», *Journal of Monatary Economics* , 59(3), 215-234.

Rwigamba, B., (2005), « Initiation à la recherche scientifique», *www. Google.cg*

Schclarek, A., (2007), «Fiscal policy and private consumption in industrial and developing Countries», *Journal of Macroeconomics*.

Sims , R., (1980), «Macroeconomics and Reality» , *Econometrica* , 48(1) 1-48

Woodford, M., (1990), «Public debt as Private Liquidity». *American Economic Reviews*, 80 (2), 382-388.

Yao, S., (2000), «How important is agriculture is China's economic growth? », *Oxyford development studies* 28(1), 33-49.

ANNEXES

Annexe 1: Statistiques descriptives des variables.

	DCFM	DCFADPU	DIMPTB_S	DINVPU
Mean	3,98E+11	2,87E+11	1,05E+12	1,74E+11
Maximum	9,43E+11	6,83E+11	3,94E+12	1,02E+12
Minimum	1,68E+11	6,34E+10	1,28E+11	5,90E+09
Std. Dev.	2,01E+11	1,87E+11	9,78E+11	2,13E+11
Jarque-Bera	9,354649	5,094836	11,79820	77,19969
Probability	0,009304	0,078284	0,002742	0,000000
Observations	32	32	32	32

Annexe 2 : résultats des tests de stationnarité

Variables	Type de test	Sans constante et sans trend	Avec constante et sans trend	Avec constante et trend	Valeurs critiques à 5%	Stat du test	Decisions
L(DCFM)	ADF	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-7,536436	I(1)
	PP	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-7,656581	I(1)
	KPSS		Oui	Non	0,463000	0,277824	I(1)
L(DIMPB&S)	ADF	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-5,855683	I(1)
	PP	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-5,836612	I(1)
	KPSS		Oui	Oui	0,463000	0,106737	I(1)
L(DCFADPU)	ADF	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-4,478636	I(1)
	PP	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-4,406378	I(1)
	KPSS		Oui	Non	0,463000	0,318367	I(1)
L(INVPU)	ADF	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-4,698970	I(1)
	PP	Oui	Oui	Oui	-1,952473	-4,698970	I(1)
	KPSS		Oui	Non	0,463000	0,394836	I(0)

Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews 7

Annexe 3 : Résultats des tests de cointegration

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	3	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					

Source : l'auteur à partir des résultats obtenus sur Eviews 7

Annexe 4: Résultats d'estimation

Vector Error Correction Estimates				
Sample (adjusted): 1983 2011				
Included observations: 29 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
Cointegrating Eq:	CointEq1			
LDCFM(-1)	1.000000			
LDIMPTB_S(-1)	0.335235			
	(0.09310)			
	[3.60092]			
LDINVPU(-1)	-0.231204			
	(0.04406)			
	[-5.24690]			
LDCFADPU(-1)	-0.800162			
	(0.07998)			
	[-10.0044]			
C	-8.956960			
Error Correction:	D(LDCFM)	D(LDIMPTB_S)	D(LDINVPU)	D(LDCFADPU)
CointEq1	-0.540220	-0.640504	0.645924	0.572782
	(0.18553)	(0.58333)	(0.95050)	(0.19347)
	[-2.91178]	[-1.09801]	[0.67956]	[2.96058]
D(LDCFM(-1))	-0.288524	-0.335195	-0.031040	0.143504
	(0.19642)	(0.61758)	(1.00630)	(0.20483)
	[-1.46891]	[-0.54276]	[-0.03085]	[0.70061]
D(LDCFM(-2))	0.171945	-0.397054	0.223694	-0.057496

	(0.16507)	(0.51901)	(0.84569)	(0.17214)
	[1.04164]	[-0.76502]	[0.26451]	[-0.33402]
D(LDIMPTB S(-1))	0.124951	-0.286986	0.531340	-0.383074
	(0.07840)	(0.24652)	(0.40168)	(0.08176)
	[1.59367]	[-1.16416]	[1.32278]	[-4.68533]
D(LDIMPTB S(-2))	0.033106	-0.119025	0.244603	-0.162058
	(0.09035)	(0.28408)	(0.46289)	(0.09422)
	[0.36641]	[-0.41898]	[0.52843]	[-1.72001]
D(LDINVPU(-1))	0.123356	0.358884	-0.061402	0.260165
	(0.05275)	(0.16585)	(0.27025)	(0.05501)
	[2.33852]	[2.16388]	[-0.22721]	[4.72967]
D(LDINVPU(-2))	0.026656	0.172348	-0.133393	-0.088583
	(0.07736)	(0.24323)	(0.39633)	(0.08067)
	[0.34457]	[0.70858]	[-0.33657]	[-1.09809]
D(LDCFADPU(-1))	-0.825670	-0.376152	-0.590954	0.612482
	(0.19171)	(0.60275)	(0.98215)	(0.19991)
	[-4.30695]	[-0.62406]	[-0.60170]	[3.06378]
D(LDCFADPU(-2))	-0.029388	-0.601619	0.911509	0.156823
	(0.19208)	(0.60393)	(0.98407)	(0.20030)
	[-0.15300]	[-0.99617]	[0.92627]	[0.78294]
C	0.085325	0.177204	-0.014569	0.039914
	(0.03268)	(0.10275)	(0.16742)	(0.03408)
	[2.61098]	[1.72464]	[-0.08702]	[1.17126]
R-squared	0.818100	0.347425	0.223153	0.715572
Adj. R-squared	0.731937	0.038311	-0.144827	0.580843
Sum sq. resids	0.222332	2.197904	5.835539	0.241769
S.E. equation	0.108174	0.340116	0.554196	0.112804
F-statistic	9.494800	1.123937	0.606428	5.311191
Log likelihood	29.47855	-3.742237	-17.90094	28.26329
Akaike AIC	-1.343348	0.947740	1.924203	-1.259537
Schwarz SC	-0.871867	1.419222	2.395684	-0.788056
Mean dependent	0.036983	0.072107	0.061714	0.067570
S.D. dependent	0.208932	0.346825	0.517957	0.174235
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.84E-06			
Determinant resid covariance	3.40E-07			
Log likelihood	51.38908			
Akaike information criterion	-0.509592			
Schwarz criterion	1.564926			

Annexe 5 : Résultats du test d'auto corrélation des résidus

Sample: 1980 2011						
Included observations: 31						
Autocorrelation	Partial Correla		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.108	-0.108	0.3953	0.530
. * .	. * .	2	-0.066	-0.079	0.5501	0.760
. * .	. * .	3	0.132	0.118	1.1858	0.756
. * .	. * .	4	-0.181	-0.163	2.4225	0.659
. * .	. * .	5	-0.087	-0.110	2.7194	0.743
. .	. * .	6	-0.038	-0.101	2.7773	0.836
. * .	. * .	7	-0.140	-0.140	3.6164	0.823
. * .	. ** .	8	-0.202	-0.279	5.4276	0.711
. * .	. .	9	0.084	-0.034	5.7552	0.764
. .	. * .	10	-0.063	-0.137	5.9493	0.820
. * .	. ** .	11	-0.165	-0.273	7.3421	0.771
. ***	. * .	12	0.361	0.165	14.358	0.278
. .	. .	13	0.006	-0.026	14.360	0.349
. .	. * .	14	-0.035	-0.080	14.433	0.418
. .	. ** .	15	-0.005	-0.267	14.434	0.493
. * .	. * .	16	-0.072	-0.173	14.788	0.540