

Vers une nouvelle politique budgétaire "*intelligente*" au service de la croissance économique et du développement humain au Maroc

Towards a new "*smart*" fiscal policy at the service of economic growth and human development in Morocco

Mohamed AIT OUDRA

Enseignant - chercheur en Sciences Économiques et Gestion à la FSJES - FES (USMBA) et membre du Laboratoire de Coordination des Études et des Recherches en Analyse et Prévisions Économiques (CERAPE).

Gmail : mhaitoudra1@gmail.com

Rachid AMIROU

Doctorant - Chercheur en Sciences Économiques et Gestion à la FSJES - FES (USMBA) - Laboratoire de Coordination des Études et des Recherches en Analyse et Prévisions Économiques (CERAPE).

Gmail : amirou90rachid@gmail.com

Date de soumission : 27/02/2019

Date d'acceptation : 14/03/2019

Pour citer cet article :

AIT OUDRA M. & AMIROU R. (2019) « Vers une nouvelle politique budgétaire "*intelligente*" au service de la croissance économique et du développement humain au Maroc. », Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit « Numéro 8 : Mars 2019 / Volume 3 : numéro 4 » p : 353-392

Résumé

Ce papier vise à apprécier, économétriquement, l'ampleur des effets de la politique budgétaire sur la croissance économique nationale. Dans ce cadre, notre objectif au cours de ce travail est de vérifier, pour le Maroc, si la politique budgétaire a conduit à une croissance économique forte et durable pendant la période 1970-2012, pour en tirer quelques conclusions sur les potentialités et les faiblesses de notre système budgétaire en vue de proposer des éléments de réflexion capables d'instaurer une véritable politique budgétaire "*intelligente*" au service de la croissance économique et du développement humain au Maroc.

À la lumière des résultats de l'étude empirique consacrée au cas marocain (nous avons utilisé la modélisation VAR Standard), nous pouvons conclure que le multiplicateur budgétaire, au lieu de se manifester à l'intérieur du pays, profite principalement aux marchés extérieurs et aux producteurs étrangers (le multiplicateur budgétaire marocain fonctionne donc dans le sens inverse et à l'extérieur du pays).

Mots - clefs : politique budgétaire "*intelligente*" - modélisation VAR - croissance économique - développement humain.

Abstract

This paper aims to appreciate, econometrically, the extent of the effects of fiscal policy on national economic growth. In this context, our objective during this work is to verify, for Morocco, if fiscal policy has led to a strong and sustainable economic growth during the period 1970-2012, in order to draw some conclusions about the potentialities and weaknesses of our budget system so as to proposing some elements of reflection capable of establishing a real "*smart*" fiscal policy in the service of economic growth and human development in Morocco.

In the light of the results of the empirical study on the Moroccan case (we used Standard VAR modeling), we can conclude that the fiscal multiplier, instead of manifesting inside the country, benefits mainly to foreign markets and foreign producers (the Moroccan fiscal multiplier therefore operates in the opposite direction and outside the country).

Keywords : "*smart*" fiscal policy - VAR modeling - economic growth - human development.

Introduction

« *"L'économie, a dit Joseph E. Stiglitz, est la science des arbitrages"*, elle oblige les décideurs, et notamment les pouvoirs publics, à faire des choix. » (BEN ALI, 2006). Ainsi parlera-t-on de politique économique lorsque ces derniers décideront d'augmenter les dépenses publiques, de réduire la pression fiscale, d'accroître les droits de douane, de baisser le taux d'intérêt directeur de la Banque Centrale, etc., en vue de corriger les déséquilibres économiques jugés dommageables pour la société. Mais, pour que ces choix puissent voir le jour et réaliser les objectifs de la politique économique, ils ont besoin d'instruments. La politique budgétaire en est un et incontestablement le plus important. Cette politique qui s'appuie sur le budget de l'État central. « Budget qui a un rôle essentiel dans la politique macroéconomique tant par sa masse (en % du PIB notamment), que par sa structure (structure des dépenses et des recettes), par ses flux (orientation des dépenses et collecte des recettes), et enfin, par son solde » (SAGOU, 2006) qui est résorbé notamment, en cas de déficit, par le recours à la dette publique (intérieure et extérieure).

Ainsi, il faut signaler dans ce cadre que depuis le déclenchement de la crise financière qui est intervenue en 2008 (crise de « *subprimes* »), pour se transformer en une crise économique et finalement en une crise des dettes souveraines, la politique budgétaire a connu un vif regain d'intérêt dans les scènes politique et économique de tous les pays du monde entier. C'est le cas pour notre pays où l'État joue un rôle important, via l'utilisation de son budget, dans la relance de l'activité économique et dans la promotion du développement humain.

Partant de ces deux constats, il s'avère judicieux d'analyser et de quantifier le degré d'impact de la politique budgétaire sur l'activité économique au Maroc, en vue de tirer quelques conclusions sur les potentialités et les faiblesses de notre système budgétaire.

C'est dans cette optique que nous proposons une problématique de recherche qui a pour objet de vérifier, pour le Maroc, si la politique budgétaire a provoqué une croissance économique forte et durable pendant la période 1970-2012.

Plus concrètement, il s'agit de répondre à la question fondamentale suivante : Quel est l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc ? Et quelles

sont les alternatives possibles pour doter notre pays d'une nouvelle politique budgétaire "intelligente"¹ au service de la croissance économique et du développement humain ?

Pour apporter des éléments de réponse à cette problématique et aborder ses divers aspects, il nous semble intéressant de scinder notre plan en trois grands points. D'abord, le premier point dresse un bilan synthétique et analytique de la conduite de la politique budgétaire marocaine durant la période 1970-2012 (1). Ensuite, le second point consiste à apprécier, économétriquement, l'ampleur des effets de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc (2). Enfin, le dernier point présente quelques pistes de réflexion capables de remédier aux symptômes du processus budgétaire et de mettre les finances de l'État au service de la croissance économique et du développement humain de notre Royaume (3).

1. La conduite de la politique budgétaire au Maroc durant la période 1970-2012 : essai de synthèse

Il s'agit dans ce premier point de présenter d'une manière synthétique les traits saillants de l'évolution de la politique budgétaire marocaine pendant la période 1970-2012, sachant que celle-ci dans son ensemble a connu une importante évolution et des mutations profondes dès le début des années 1970.

Ainsi, l'analyse du comportement des indicateurs et des composantes de la politique budgétaire durant cette période nous amène à formuler les cinq principales conclusions ci-après :

- l'économie marocaine a connu trois « *cycles budgétaires* »² pendant la période allant de 1970 à 2012 :

¹ D'après le FMI, on entend par politique budgétaire "intelligente" une politique qui facilite le changement, exploite son potentiel de croissance et protège ceux qui en souffrent. Ainsi, un endettement excessif et des dettes publiques qui atteignent des niveaux record ont limité les moyens financiers à la disposition des pouvoirs publics. La politique budgétaire doit donc faire plus avec moins. Pour plus de détails sur ce point Cf. <https://www.imf.org/external/french/np/blog/2017/041917f.htm>.

² Le concept de « *cycle budgétaire* » que nous utilisons ici, désigne une période plus ou moins longue et durant laquelle l'État, au sens du gouvernement, ne semble pas réagir à telle ou telle tendance forte et structurelle des finances publiques. Le cycle se termine en général par une crise des finances publiques et donc par une dépression. On peut alors assister à deux types de mesures anti-crise : Soit l'État subit le cycle budgétaire déficitaire, et prend des mesures à posteriori, et c'est ce qui arrive en général dans les finances publiques marocaines. Soit l'État voit venir la crise de ses finances, et anticipe la crise, auquel cas le cycle se termine plutôt. Pour plus de détails Cf. M. SAGOU, « *Les politiques macro-économique : Les politiques budgétaires et monétaires du Maroc depuis cinquante ans et perspectives pour les vingt prochaines années* », 2006, p. 40.

✓ **1970-1982 : Un cycle budgétaire d'expansion et d'accumulation des déficits budgétaires**

La première phase de ce « *cycle budgétaire* » a été caractérisée par une forte progression des recettes et des dépenses publiques due, entre autres, au triplement des prix des phosphates. Ce qui a marqué une véritable rupture de la tendance du passé en matière budgétaire. Ainsi, la prudence et l'orthodoxie budgétaires ont cédé la place à l'activisme budgétaire, ce qui a conduit à des déficits importants.

En effet, au terme de cette phase, les déficits budgétaires sont entrés dans un processus cumulatif et d'auto entretien. Ils sont même devenus une donnée structurelle des finances publiques marocaines. Ainsi, le déficit budgétaire qui ne représentait que 2,9 % en 1970 atteignait 16,1 % en 1976.

Quant à la seconde phase de ce « *cycle budgétaire* », elle a été caractérisée par un creusement du déficit budgétaire et un gonflement continu de l'endettement extérieur qui ont débouché sur une crise des finances publiques marocaines et leur résultante de mise en place du douloureux programme d'ajustement structurel (PAS).

Tableau n°1 : Évolution du déficit budgétaire au Maroc entre 1970 et 1982

Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982
Déficit budgétaire (en % du PIB)	2,9	2,8	3,6	1,9	3,8	8,7	16,1	14,6	9,9	9,2	10,1	14,0	12,0

Source : Ministère du plan (Voir SAGOU, 2006, pp. 40 - 41).

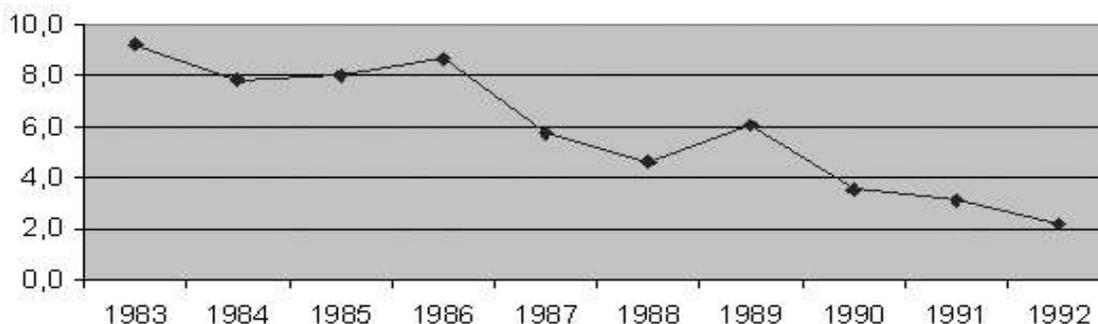
✓ **1983-1992 : Un nouveau cycle budgétaire sous contrôle; l'ajustement structurel**

La période 1983-1992 du PAS apparaît comme une période de redressement des finances publiques afin de réaliser des déficits budgétaires soutenables. « Ainsi, le Maroc entame dans le cadre de ce programme certaines réformes budgétaires dont l'objectif principal était d'augmenter la taille des recettes fiscales et de réduire le poids des dépenses publiques afin de contenir le déficit budgétaire. » (BADDI, 2014).

La politique d'assainissement des finances publiques, poursuivie tout au long de cette période de l'application du PAS, a eu des résultats financiers positifs. Ainsi, le déficit budgétaire qui

représentait 9,2 % du PIB en 1983 a baissé progressivement pour se retrouver à 2,2 % du PIB en 1992. « Cependant malgré les efforts positifs accomplis, le redressement budgétaire demeure fragile et les marges de manœuvre se rétrécissent de plus en plus. » (SAGOU, 2006).

Graphique n°1 : Évolution du déficit budgétaire (en % du PIB) au Maroc entre 1983 et 1992



Source : Calcul basé sur les données publiées par Bank-Al-Maghrib et par la Direction de la Statistique (Voir SAGOU, 2006, p. 43).

✓ 1993-2012 : Un cycle budgétaire contrarié et fragile

La période 1993-2012 apparaît comme une période de déficits relativement maîtrisés, mais ce processus de maîtrise reste fragile. Dans la mesure où l'État s'est basé depuis 1993 sur les recettes de privatisation et les dons octroyés par d'autres pays au Maroc pour ramener ses déficits budgétaires à des niveaux viables. Par exemple, les recettes de privatisation, ont généré au budget de l'État 48,6 milliards de dirhams entre 1998 et 2008 contribuant ainsi chaque année en moyenne pour près de 1% du PIB à la réduction du déficit budgétaire.

Dans le même cadre, le déficit budgétaire qui était de l'ordre de 8,4 % en 2001 s'est retrouvé, grâce aux recettes de cession de 35 % du capital de Maroc Telecom à 2,6 %.

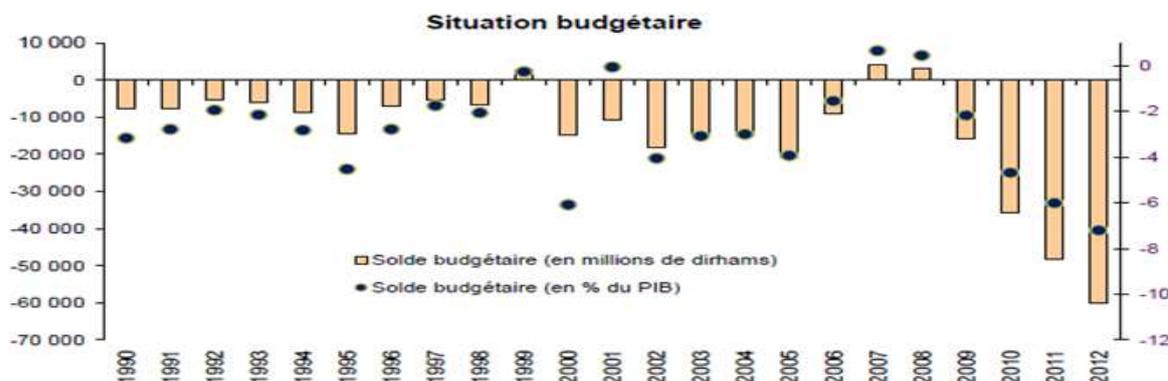
En outre, Il faut signaler que les trois dernières années de la période étudiée ont été caractérisées par un creusement significatif du déficit budgétaire qui est la résultante d'un contexte (national et international) détérioré et difficile qui a comme traits saillants : la propagation et la transmission de la crise financière internationale vers les pays européens sous forme de crise de dettes souveraines et le déclenchement du printemps arabe qui a contribué à amplifier les manifestations et les revendications populaires. Les revendications

des diplômés-chômeurs qui ont accentué leur pression à décrocher sans concours un emploi dans le secteur public est un bon exemple dans ce sens.

Dans ce contexte des chocs, les recettes fiscales ont connu une évolution défavorable et les dépenses publiques ont été marquées par un alourdissement de la charge de la compensation (lié au renchérissement des prix des matières premières au niveau international) et du poids de la masse salariale.

Dans cette perspective, le solde budgétaire est passé, ainsi, des excédents de 0,2 % du PIB en 2007 et de 0,4% en 2008 à des déficits de 6,7% en 2011 et de 7,6% en 2012 (BANK AL-MAGHRIB, Rapport annuel, Exercice 2012) ;

Graphique n° 2 : Évolution du déficit budgétaire au Maroc entre 1990 et 2012



Source : Ministère de l'économie et des finances

- la persistance d'un déficit budgétaire presque structurel entre les recettes et les dépenses de l'État, qui participe à l'alourdissement de l'endettement du Trésor et partant, diminue les marges de manœuvre de l'État en matière de finances publiques et exerce un effet d'éviction sur les crédits à l'économie ;
- à partir de 1983, année de la mise en place du programme d'ajustement structurel, le Maroc a essayé d'assainir ses finances publiques en vue de réaliser des déficits budgétaires soutenables. Cependant cette situation reste fragile dans la mesure où l'État s'est basé depuis 1993 sur les recettes exceptionnelles, notamment les recettes de privatisation et les dons octroyés par d'autres pays au Maroc, pour ramener ses déficits budgétaires à des niveaux maîtrisés. Ainsi, avec la crise de *subprimes* sa situation budgétaire s'est de nouveau dégradée confirmant l'hypothèse de vulnérabilité et de fragilité des finances publiques marocaines ;
- l'exécution des dépenses et des recettes publiques montre une prédominance des charges de fonctionnement (la masse salariale s'accapare 50% des dépenses ordinaires

de l'État) au niveau des dépenses, et une supériorité des recettes fiscales (avec une prépondérance de la fiscalité directe et à forte concentration³) au niveau des recettes.

- l'orientation de la politique d'endettement au cours des deux dernières décennies dénote une volonté de développer le recours au financement intérieur et de limiter les pressions du budget sur les finances externes. Donc, le déclin relatif à la dette extérieure s'est traduit par l'essor de l'endettement domestique et ce depuis les années 1990.

Partant de cette situation budgétaire vulnérable, il est temps, d'évaluer, à l'aide d'une étude empirique, le degré d'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc.

2. Analyse de l'efficacité de la politique budgétaire au regard de l'objectif de croissance économique au Maroc : modélisation VAR

« Le philosophe Allemand Emmanuel Kant avait affirmé : "*Théorie sans pratique n'est que ruine de l'âme*" » (WABO JOSEPHINE SORELE, 2010), partant de cette assertion nous nous proposons de passer à la pratique dans notre travail.

À cet égard, nous apprécions dans le présent point, de manière descriptive et économétrique, l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc.

Dans ce cadre, notre vérification empirique concerne des données annuelles sur la période allant de 1970 à 2012, qui sont analysées via le Logiciel Eviews. Ainsi, la modélisation utilisée dans le présent essai c'est la représentation VAR⁴.

Il faut signaler à ce niveau que l'obtention d'un modèle économétrique, qui mérite une interprétation économique (2.4), nécessite, tout d'abord, l'estimation dudit modèle (2.2) et ensuite sa validation à l'aide d'une batterie des tests de diagnostic (2.3).

Mais avant tout, il s'avère judicieux de présenter les variables utilisées ainsi que leurs spécificités en matière de stationnarité (2.1).

2.1. Présentation des variables et étude de leur stationnarité

L'utilisation d'une modélisation VAR dans un travail exige et nécessite des séries stationnaires. C'est pour cette raison qu'on consacre une partie importante de cette partie du

³ Il faut signaler à ce niveau que

- l'IS demeure concentré sur un nombre réduit de contribuables : près de 80% des recouvrements proviennent d'environ 1% des contribuables.
- l'impôt sur le revenu (IR), bien que présentant les caractéristiques d'une fiscalité directe moderne, ses recettes sont constituées en grande partie de l'IR sur les salaires, soit une part de 72,5% en 2011 contre 77% en 2001.

⁴ Vector Auto Regressive, généralisation des modèles autorégressifs (AR) au cas multivarié.

travail à l'étude de la stationnarité des séries utilisées (2.1.2) mais avant cette étude il est nécessaire de présenter et d'analyser l'évolution de ces variables (2.1.1).

2.1.1. Les variables utilisées : description et évolution

❖ Présentation des données

Afin de mener notre analyse (l'étude de l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc), nous avons jugé judicieux d'utiliser deux types de variables :

Le premier est constitué de quatre variables principales permettant d'évaluer directement les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique :

- CE : taux de croissance du PIB en volume ;
- DPUIB : dépenses publiques totales en % du PIB ;
- IPPIB : Investissement public en % du PIB ;
- PF : pression fiscale (Recettes fiscales, y compris TVA des CL, en % du PIB).

Quant au second groupe, il est constitué de deux variables de contrôle, à savoir :

- SCPIB : solde commercial en % du PIB ;
- TINF : taux d'inflation.

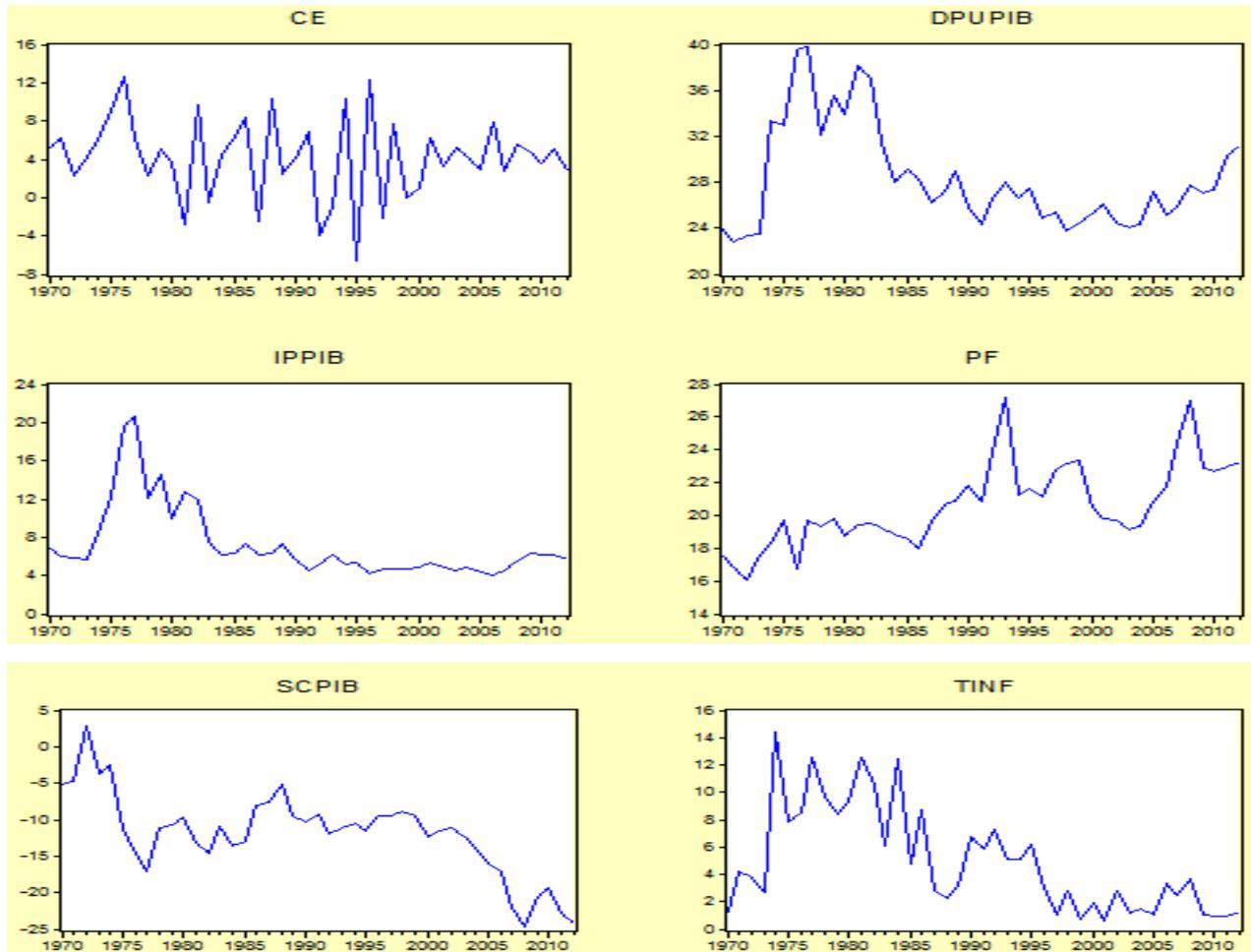
Les séries utilisées dans cette étude sont annuelles, pour la plupart en pourcentage du PIB, afin de mieux mettre en évidence leurs variations et leurs corrélations, et couvrent la période 1970-2012 (43 observations), quant à la croissance économique elle est mesurée par la croissance du PIB exprimé en volume (à prix constants).

Les principales sources de nos données statistiques sont les suivantes : la base des données de la Banque Mondiale WDI (CD-2002) ; rapports annuels de la banque centrale du Maroc (Bank Al Maghrib) pour la période 2000-2012 ; tableaux de bord des finances publiques, DEPF, ministère de l'économie et des finances, février 2010 ; tableau de bord des principaux indicateurs économiques, financiers et sociaux, DEPF, ministère de l'économie et des finances, Avril 2013 ; tableau de bord des indicateurs macro-économiques, DEPF, ministère de l'économie et des finances, Avril 2013 ; thèses de doctorat de A. EL HIRI et N. MRABET.

❖ Évolution des séries

Concernant l'évolution de ces variables, les graphiques ci-dessous nous permettent d'observer le comportement de ces dernières en niveau tout au long de la période d'étude pour le Maroc (1970-2012).

Graphique n° 3 : Évolution des séries étudiées exprimées en niveau (1970-2012)



Source : Estimation des auteurs.

À travers l'analyse visuelle des graphiques ci-dessus on peut avancer les conclusions suivantes :

- La croissance économique en volume évoluait entre -7 % et 12% durant la période 1970-2012. D'ailleurs, cette série brute n'a pas une tendance générale à la hausse ou à la baisse comme les autres séries. De ce fait, il y a une grande probabilité d'être stationnaire en tendance. Il convient donc de s'assurer de cette hypothèse à travers la mise en œuvre des différents tests de racine unitaire ;
- Les dépenses publiques totales réalisaient leur grand niveau en 1977 (avec presque 40% du PIB) et leur bas niveau en 1971 (22% du PIB). Ainsi, cette variable a connu une augmentation importante sur la période ayant de 1970 à 1983 pour tracer une tendance à la baisse par la suite jusqu'à l'année 2008 où elle a recommencé d'augmenter à nouveau jusqu'à la fin de l'échantillon ;

- L'investissement public augmentait d'une manière forte durant la période ayant de 1970 jusqu'à 1982 pour dégager son grand niveau en 1977 (20,71% du PIB). Mais par la suite, il a tracé une tendance à la baisse jusqu'à la fin de la période étudiée ;
- La série de la pression fiscale a une tendance générale à la hausse. En outre, on peut dégager trois sous périodes de fluctuation dans lesquelles le rythme de l'évolution de la pression fiscale est différent (la période 1970-1986, la période 1986-2004 et la période 2004-2012). À ce propos, la série s'avère non stationnaire en tendance ;
- Le solde de la balance commerciale a dégagé une tendance générale à la baisse expliquant une dégradation de ce dernier. Dans ce cadre, À partir de 1988 le déficit de la balance commerciale n'a cessé d'augmenter pour enregistrer à la fin de la période d'étude (en 2012) son niveau le plus haut avec 24,33% du PIB ;
- Le taux d'inflation a une tendance à la baisse à partir de 1985 marquant ainsi le phénomène communément appelé de « désinflation »⁵.

En bref et après cette première vue sur les séries brutes on peut dire que ces dernières ne sont pas stationnaires en niveau (sauf pour le taux de croissance du PIB en volume où il existe un risque de stationnarité en niveau). Il convient donc de s'assurer de cette hypothèse à travers la mise en œuvre des différents tests de racine unitaire, mais avant tout il s'avère opportun de mettre une analyse descriptive des séries à travers l'analyse de leurs statistiques descriptives

❖ Analyse descriptive des séries

Les statistiques descriptives des données réunissent l'ensemble (moyenne, médiane, valeur minimale, valeur maximale et écart-type) qui nous permet d'avoir une idée sur le niveau du risque et l'évolution des données au fil du temps. Et pour les coefficients « Skewness », « Kurtosis » et la statistique du test de « Jarque-Bera » nous permet de tester la normalité des séries étudiées.

Le tableau que nous exposons ci-dessous est une représentation des statistiques descriptives des variables étudiées :

⁵La désinflation désigne la diminution du taux d'inflation.

Tableau n° 2 : Statistiques descriptives

Statistiques descriptives Séries	Moyenne	Ecart-type	Skewness	Kurtosis	J. B
CE	4.207907	4.245555	-0.325289	3.029157	0.759847
DPUPIB	28.33605	4.556029	1.089309	3.285344	8.649799
IPPIB	7.242093	3.845667	2.106745	7.001511	60.49669
PF	20.60791	2.504666	0.630065	3.320935	3.029574
SCPIB	-11.95488	5.706998	-0.242401	3.486216	0.844662
TINF	4.940233	3.836657	0.823815	2.636147	5.101013

Source : Estimation des auteurs.

D'après le tableau ci-dessus, on constate que les variables étudiées présentent des fluctuations parce que les variables possèdent un écart-type plus au moins important.

Le coefficient de « **Skewness** » qui est différent de zéro, indique la présence d'asymétrie vers la droite pour quatre séries (**DPUPIB**, **IPPIB**, **PF** et **TINF**) et vers la gauche pour les deux autres ce qui contredit le critère d'une distribution linéaire gaussienne.

De plus, le coefficient d'aplatissement « **Kurtosis** » est supérieur à 3 pour 5 variables (**CE**, **DPUPIB**, **IPPIB**, **PF** et **SCPIB**). Cela indique que ces distributions sont pointues. Mais pour la variable de **TINF** il se trouve inférieur à 3, cela veut dire que cette distribution est plus aplatie que la loi normale.

Aussi la statistique du test de « Jarque-Bera » présente une valeur élevée pour 2 séries (**DPUPIB** et **IPPIB**) donc on rejette l'hypothèse nulle ce qui confirme la non normalité des données étudiées.

2.1.2. Étude de la stationnarité des variables utilisées

« Pour étudier la stationnarité des variables utilisées dans ce travail, on a fait recours à deux catégories de tests les plus utilisées, encore aujourd'hui, dans les travaux économétriques à savoir les tests de Dickey-Fuller Augmenté (noté : ADF) et de Phillips Perron (1988) (noté : PP) dont l'hypothèse nulle est la non stationnarité et le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (noté : KPSS) dont l'hypothèse nulle est contrairement aux deux premiers, la stationnarité. » (AIT OUDRA, 2006).

❖ Test d'une seule racine unitaire

Il s'agit ici de tester si les séries brutes, prises individuellement, présentent au moins une racine unitaire. En d'autres termes, si elles ne sont pas stationnaires lorsqu'elles sont considérées en niveau.

Pour confirmer ou infirmer cette hypothèse, nous allons utiliser les deux tests de racine unitaire, à savoir ADF et PP. Toutefois, pour trancher avec les contradictions dans les résultats de ces derniers, nous allons obliger de procéder aux tests de KPSS sur les variables concernées.

Le tableau ci-après résume les résultats des tests ADF et PP⁶ appliqués sur les séries en niveau :

Avec : - Modèle 1 : avec constante et tendance ;

- Modèle 2 : avec constante et sans tendance ;

- Modèle 3 : sans constante et sans tendance.

Tableau n° 3: Résultats des tests ADF et PP sur les séries en niveau

Variables	Modèle	ADF TS	CV	Conclusion	PP TS	CV	Conclusion
CE	1	-10,31	-3,52	I(1)	-9,92	-3,52	I(0)
	2	-10,20	-2,93		-9,73	-2,93	
	3	-1,12	-1,95		-5,49	-1,95	
	1	-2,47	-3,52	I(1)	-2,45	-3,52	I(1)

⁶Tous les tests de racine unitaire sont effectués au seuil de 5%.

DPUIB	2	-2,20	-2,93		-2,19	-2,93	
	3	0,05	-1,95		0,10	-1,95	
IPPIB	1	-2,73	-3,53	I(1)	-2,70	-3,53	I(1)
	2	-1,42	-2,94		-2,04	-2,94	
	3	-0,91	-1,95		-0,94	-1,95	
PF	1	-3,61	-3,52	I(1)	-3,64	-3,52	I(1)
	2	-2,51	-2,93		-2,33	-2,93	
	3	0,21	-1,95		1,26	-1,95	
SCPIB	1	-2,34	-3,52	I(1)	-2,43	-3,52	I(1)
	2	-1,38	-2,93		-1,08	-2,93	
	3	0,28	-1,95		0,90	-1,95	
TINF	1	-5,07	-3,52	I(1)	-5,05	-3,52	I(1)
	2	-1,59	-2,94		-3,22	-2,93	
	3	-1,01	-1,95		-1,42	-1,95	

ADF TS: Augmented Dickey-Fuller Test Statistic.

PP TS: Phillips-Perron Test Statistic.

CV : Critical Value (Valeur Critique) au seuil de 5%.

I(1) : série intégrée d'ordre 1.

Source : Estimation des auteurs.

D'après le tableau ci-dessus, on peut dire que tous les résultats obtenus confirment les conclusions déjà avancées, à ce propos, à partir de la visualisation des graphiques traçant l'évolution des variables étudiées. À cet égard, les deux tests menés montrent que l'hypothèse de non-stationnarité ne peut être rejetée au seuil de 5% pour les cinq séries suivantes : DPUIB, IPPIB, PF, SCPIB et TINF. Toutefois, il convient de signaler les résultats contradictoires obtenus à propos de la série de taux de croissance du PIB en volume (CE). En effet, le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) montre que celle-ci est non stationnaire, seulement pour le modèle sans constante et sans tendance, tandis que le test de Phillips-Perron (PP) est en faveur de l'hypothèse de stationnarité.

Donc, pour trancher à propos de résultat du taux de croissance du PIB en volume, il nous est apparu opportun de mettre en œuvre un troisième test dont l'hypothèse nulle, cette fois ci, est la stationnarité. Il s'agit du test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau ci-après :

Tableau n° 4 : Résultats du test KPSS sur la série : CE en niveau

Variables	Modèle	KPSS TS	CV	Conclusion
CE	1	0,10	0,15	I(0)
	2	0,20	0,46	

KPSS TS: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test Statistic.

CV : Critical Value (Valeur Critique) au seuil de 5%.

I(1) : série intégrée d'ordre 1.

Source : Estimation des auteurs.

D'après le tableau ci-dessus, il apparaît que la série du taux de croissance économique à prix constants (CE) est stationnaire en niveau, donc intégrée d'ordre 0 (I(0)), confirmant l'hypothèse de l'analyse visuelle de la tendance de celle-ci.

Pour les autres variables, elles ne sont pas stationnaires en niveau. Donc, on va continuer l'analyse de leur stationnarité et tester l'existence de deux racines unitaires dans ses séries. À cet égard, les trois tests (ADF, PP et KPSS) seront mis en œuvre dans le point qui suit.

❖ Test de deux racines unitaires⁷

Pour tester l'existence de deux racines unitaires dans les variables étudiées (sauf dans la variable CE), les trois tests seront appliqués sur celles-ci différenciées une seule fois. Quant aux résultats obtenus, ils sont reportés dans les deux tableaux suivants :

Tableau n° 5 : Résultats des tests ADF et PP sur les séries en différence première

Variables	Modèle	ADF TS	CV	Conclusion	PP TS	CV	Conclusion
DDPUPIB	1	-3,55	-3,53	I(0)	-6,93	-3,52	I(0)
	2	-7,01	-2,94		-7,01	-2,94	
	3	-7,06	-1,95		-7,06	-1,95	
DIPPIB	1	-3,91	-3,53	I(0)	-6,31	-3,52	I(0)
	2	-6,33	-2,94		-6,38	-2,94	
	3	-6,41	-1,95		-6,47	-1,95	
DPF	1	-7,61	-3,52	I(0)	-14,49	-3,52	I(0)
	2	-7,70	-2,94		-14,08	-2,94	
	3	-7,73	-1,95		-9,41	-1,95	

⁷ Pour une visualisation graphique des séries étudiées après leur première différenciation Cf. L'annexe 1.

DSCPIB	1	-7,09	-3,52	I(0)	-7,68	-3,52	I(0)
	2	-7,14	-2,94		-7,66	-2,94	
	3	-7,05	-1,95		-7,26	-1,95	
DTINF	1	-11,40	-3,52	I(0)	-11,40	-3,52	I(0)
	2	-11,42	-2,94		-11,93	-2,94	
	3	-11,56	-1,95		-12,07	-1,95	

Source : Estimation des auteurs.

Tableau n° 8 : Résultats du test KPSS sur les séries en différence première

Variables	Modèle	KPSS TS	CV	Conclusion
DDPUPIB	1	0,11	0,15	I(0)
	2	0,11	0,46	
DIPPIB	1	0,08	0,15	I(0)
	2	0,09	0,46	
DPF	1	0,04	0,15	I(0)
	2	0,22	0,46	
DSCPIB	1	0,12	0,15	I(0)
	2	0,17	0,46	
DTINF	1	0,09	0,15	I(0)
	2	0,06	0,46	

Source : Estimation des auteurs.

Ces deux tableaux indiquent qu'on peut se prononcer en faveur de l'absence d'une deuxième racine unitaire dans les cinq séries suivantes : DPUPIB, IPPIB, PF, SCPIB et TINF. En effet, les trois tests de racine unitaire montrent que ces variables sont stationnaires en première différenciation et intégrées d'ordre 1 (I(1)). Toutefois, la sixième variable à savoir CE, elle est stationnaire en niveau donc intégrée d'ordre 0 (I(0)).

Donc on peut dire que les variables utilisées dans notre essai empirique ne sont pas intégrées de même ordre, ce qui affirme une absence de relation de cointégration entre celles-ci⁸. Pour

⁸La cointégration décrit la véritable relation à long terme existante entre deux ou plusieurs variables. La cointégration réside sur deux conditions. Tout d'abord l'intégrité des séries au même ordre et la combinaison linéaire des séries donne une série d'ordre d'intégrité inférieur ou égale à la différence en valeur absolue de

cette raison et afin de mener notre étude, nous utilisons un modèle VAR standard au lieu d'un modèle vectoriel à correction d'erreur(VECM)⁹.

De ce fait, après cette première étape de stationnarité des variables¹⁰ qui est une condition obligatoire dans une modélisation VAR, on passe maintenant à l'estimation, à la validation et à l'interprétation de notre modèle qui feront l'objet des points suivants.

2.2. Estimation du modèle

En pratique un modèle VAR peut être estimé par plusieurs méthodes selon les cas de figures qui se présentent :

- Par la méthode des MCO : si les variables sont stationnaires, chacune des équations du VAR peut être estimée indépendamment par la MCO.
- Par la méthode de maximum de vraisemblance si les résidus suivent une loi normale.
- Par la méthode de Yulle-Walker (méthode récursive) utilisant les autocovariances ;
- Par la méthode SUR : si les équations du VAR ne contiennent pas le même nombre de variables explicatives.

Le cas de notre étude empirique présente des variables stationnaires, nous procédons donc par une estimation par la méthode des MCO.

Toutefois, avant d'estimer notre modèle VAR, il s'avère judicieux de s'assurer tout d'abord qu'il y a une causalité entre les variables étudiées.

2.2.1. Détermination du retard optimal du modèle VAR

Une étape importante dans la modélisation VAR consiste à étudier la causalité entre les variables utilisées. Traditionnellement, l'interdépendance entre les variables peut s'exprimer par des coefficients de corrélation élevés entre celles-ci. La matrice de corrélation entre les variables en niveau se présente comme suit :

Tableau n° 6: Matrice de corrélation entre les variables étudiées

	CE	DPUIB	IPPIB	PF	SCPIB	TINF
CE	1.000000	0.124617	0.227584	-0.270484	-0.004131	0.070468
DPUIB	0.124617	1.000000	0.886928	-0.166081	-0.259963	0.708583
IPPIB	0.227584	0.886928	1.000000	-0.349486	-0.061683	0.656343
PF	-0.270484	-0.166081	-0.349486	1.000000	-0.580244	-0.321909
SCPIB	-0.004131	-0.259963	-0.061683	-0.580244	1.000000	0.151747
TINF	0.070468	0.708583	0.656343	-0.321909	0.151747	1.000000

Source : Estimation des auteurs.

l'ordre d'intégrité des séries à étudier. Pour plus de détails Cf. M. AIT OUDRA, *La modélisation des séries non stationnaires, la théorie de la cointégration : application à la demande de monnaie au Maroc*, Thèse de Doctorat, Sciences Économiques, Université Sidi Mohamed Ben Abdellah, FSJES-Fès, 2006.

⁹On peut utiliser l'abréviation anglo saxonne « Vector Error Correction Model ».

¹⁰ Toutes les séries de l'étude sont stationnaires.

On constate donc qu'il y a une corrélation (positive/négative) plus au moins forte entre la majorité des variables. Ainsi, la variable dépendante CE, qui représente le taux de croissance économique en volume, s'avère corrélée positivement avec les dépenses publiques et l'investissement public et négativement avec la pression fiscale et le solde de la balance commerciale (qui dégage toujours des déficits). Ces résultats sont économiquement validés et logiques (principalement dans la théorie économique keynésienne).

Toutefois, « la vérification des relations par une simple analyse de corrélation ne peut en aucun cas affirmer l'existence ou l'inexistence des relations causales, et moins encore leurs sens. » (EL HAFIDI, 1982). Pour cette raison, on procède au test de causalité au sens de Granger. Mais avant cette phase, on doit déterminer le nombre de retard optimal.

Concernant le choix du retard optimal, on a fait recours à quatre critères d'information à savoir FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Information Criterion) et HQ (Hannan-Quinn Information Criterion). Ainsi vu le nombre réduit d'observation, on a jugé suffisant de spécifier un retard maximal de départ égal à 4. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau suivant :

Tableau n° 7 : Détermination du retard optimal du modèle VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-514.7354	NA	32206.99	27.40713	27.66569*	27.49912*
1	-474.5460	65.57219*	26499.90*	27.18663	28.99660	27.83060
2	-444.5203	39.50759	42034.24	27.50107	30.86243	28.69701
3	-394.0506	50.46969	29849.26	26.73950*	31.65226	28.48743
4	-363.0677	21.19883	103847.0	27.00356	33.46772	29.30346

*indique le retard jugé optimal par le critère utilisé.

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Estimation des auteurs.

Il ressort du tableau ci-dessus, lorsqu'on se base sur le minimum des quatre critères cités en haut, que SC et HQ jugent le retard 0 comme retard optimal (toutefois il est impossible de le prendre), FPE choisit le retard 1 tandis que AIC suggère le retard 3 comme retard optimal du modèle VAR. Donc on conserve les deux modèles VAR₆(1) et VAR₆(3) pour les tests de

validation du modèle. Mais avant cette étape il est opportun de procéder au test de causalité au sens de Granger sur les variables de notre étude.¹¹

2.2.2. Test de causalité au sens de Granger

«Aujourd'hui la considération de l'activité économique comme un système où se manifestent des relations d'interdépendance et d'interactions ne peut plus être remise en cause. On a ainsi la causalité partout dans le système économique. » (AIT OUDRA, 1997).

« À l'origine c'est "l'excès de confiance" en les théories économiques et le besoin d'examiner ces hypothèses implicites et à priori qui a conduit au développement du concept de causalité. L'idée remonte à très loin, mais en économétrie, elle a été formalisée pour la première fois par Granger en 1969 » (EL HAFIDI, 1982) ; puis développée par la suite chez bon nombre d'auteurs (Sims (1972), L. D. Haughey et D. A. Pierce (1976)...). Toutefois dans notre étude on s'intéresse seulement à la causalité au sens de Granger.

À ce niveau, la causalité au sens de Granger consiste à voir comment une variable courante peut être expliquée à partir de ses valeurs passées et comment l'introduction des valeurs passées d'une nouvelle variable aide à sa prédiction. En d'autres termes, « on dira que X cause Y si la prévision de Y fondée sur la connaissance des passées conjoints de X et de Y est meilleure que la prévision fondée sur la seule connaissance du passé de Y. » (LARDIC & MIGNON, 2002).

Ainsi, la causalité au sens de Granger, est un mode de sélection possible qui permet de retenir les variables ayant un lien de causalité significatif. Les tests de causalité réalisés permettent de mettre en évidence le sens de la relation causale entre des variables, deux à deux. Aux seuils de significativité de 5% et de 10%, si la valeur théorique du test est inférieure à la valeur empirique de la statistique, l'hypothèse de nullité est rejetée. Dans ce cas, il existe un lien de causalité entre les deux variables testées.

Le tableau ci-dessous représente les liens de causalité entre les différentes variables du modèle :

¹¹Pour effectuer ce test on prend respectivement les retards 1 et 3 et puis on choisit celui qui donne les meilleurs résultats en termes de causalité entre les variables.

Tableau n° 8 : Résultats du test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1970 2012

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DDPUPIB does not Granger Cause CE CE does not Granger Cause DDPUPIB	41	3.94179 0.32822	0.05435 0.57008
DIPPIB does not Granger Cause CE CE does not Granger Cause DIPPIB	41	7.80316 0.24734	0.00812 0.62182
DPF does not Granger Cause CE CE does not Granger Cause DPF	41	2.98144 0.29134	0.09235 0.59251
DSCPIB does not Granger Cause CE CE does not Granger Cause DSCPIB	41	5.17222 0.24335	0.02868 0.62463
DTINF does not Granger Cause CE CE does not Granger Cause DTINF	41	0.27173 0.00087	0.60520 0.97666
DIPPIB does not Granger Cause DDPUPIB DDPUPIB does not Granger Cause DIPPIB	41	0.01615 0.20763	0.89955 0.65122
DPF does not Granger Cause DDPUPIB DDPUPIB does not Granger Cause DPF	41	0.18955 0.27075	0.66575 0.60585
DSCPIB does not Granger Cause DDPUPIB DDPUPIB does not Granger Cause DSCPIB	41	2.74575 3.68472	0.10575 0.06244
DTINF does not Granger Cause DDPUPIB DDPUPIB does not Granger Cause DTINF	41	0.90395 1.52761	0.34773 0.22406
DPF does not Granger Cause DIPPIB DIPPIB does not Granger Cause DPF	41	0.34018 0.00277	0.56317 0.95831
DSCPIB does not Granger Cause DIPPIB DIPPIB does not Granger Cause DSCPIB	41	1.03357 1.10728	0.31575 0.29932
DTINF does not Granger Cause DIPPIB DIPPIB does not Granger Cause DTINF	41	0.72565 0.13321	0.39963 0.71715
DSCPIB does not Granger Cause DPF DPF does not Granger Cause DSCPIB	41	0.05701 0.27124	0.81257 0.60553
DTINF does not Granger Cause DPF DPF does not Granger Cause DTINF	41	1.62182 0.11437	0.21057 0.73709
DTINF does not Granger Cause DSCPIB DSCPIB does not Granger Cause DTINF	41	1.54471 2.67652	0.22153 0.11010

Source : Estimation des auteurs.

L'intéressant pour notre étude c'est d'étudier les variables, principalement celles de la politique budgétaire, qui causent la croissance économique réelle du pays. Commençons par tester l'hypothèse nulle selon laquelle les dépenses publiques (DDPUPIB) ne causent pas la croissance économique (CE). La probabilité associée est de 0,054 supérieure au seuil statistique de 5% et inférieure au seuil de 10% ce qui confirme l'hypothèse nulle pour le premier seuil et l'infirme pour le second. Ce doute dans cette relation peut être lié à la relation indirecte existante entre ces deux variables, puisque une augmentation des dépenses publiques provoque la croissance économique à travers les canaux de consommation des ménages, de la formation brute de capital fixe et parfois par le canal des exportations (en général, par le canal

de la demande globale). Toutefois, l'investissement public (DIPPIB) cause au sens de Granger la croissance économique, puisque cette relation est de type direct, résultat conforme à la théorie macroéconomique keynésienne. Cependant, le résultat de l'analyse causale entre la pression fiscale (DPF) et la croissance économique ressorti similaire avec le premier résultat concernant la relation causale entre les dépenses publiques et la croissance économique.

Sans oublier, que le solde commercial (DSCPIB) cause au sens de Granger la croissance économique. Ce qui va de soi avec la théorie économique et aux spécificités de l'économie marocaine dont la majorité de ses importations sont des importations incompressibles liées à la dynamique de l'activité économique. Ainsi au seuil de 10%, on peut dire qu'il existe une relation causale entre les dépenses publiques et le solde commercial confirmant une autre faiblesse de l'économie marocaine qui correspond à une des limites de la politique budgétaire marocaine à savoir : la contrainte extérieure qui est liée à l'ouverture de notre économie aux échanges internationaux.

On conclut donc qu'il existe des liens de causalité, au sens de Granger, entre des couples des variables étudiées principalement entre les variables de type budgétaire et la croissance économique.

On a dit en haut qu'on va conserver les deux modèles $VAR_6(1)$ et $VAR_6(3)$ pour les tests de validation du modèle. Toutefois l'application du test d'absence d'autocorrélation sur les résidus du modèle $VAR_6(1)$ nous amène à rejeter cette hypothèse à l'ordre 2 et par conséquent à éliminer ce modèle.

Dans ce cadre, le modèle qu'on va estimer ici est un modèle VAR à six variables et à 3 retards ($VAR_6(3)$).

Les résultats de l'estimation du modèle qui sont résumés dans le tableau de l'annexe n° 2¹² indiquent les conclusions suivantes :

- En relation avec la variable dépendante, le taux de croissance du PIB en volume : CE, nous constatons que les variables suivantes : le taux de croissance du PIB en volume retardé de deux périodes : CE (-2), la même variable retardée de trois périodes : CE (-3), les dépenses publiques retardées de deux périodes : DDPUIB (-2) et l'investissement public décalé de deux périodes : DIPPIB (-2) sont significatives de manière individuelle. Leurs t de Student sont largement acceptables, dans la mesure où

¹²Les chiffres entre parenthèses désignent les écarts types et entre les crochets désignent les t de student des coefficients estimés. Si ces derniers sont supérieurs à 2 (en valeur absolue), ils sont désignés comme significatifs.

la valeur donnée par la table de Student au seuil de 5 % est 2 ; et les « t-statistic » liés aux variables suivantes : CE (-2), CE (-3), DDPUIB (-2) et DIPPIB (-2) lui sont largement supérieurs en valeur absolue.

- Les trois premiers variables (CE (-2), CE (-3), DDPUIB (-2)) dépendent et expliquent positivement la croissance économique en volume (la même chose pour DDPUIB (-1) et DDPUIB (-3)). Donc, cette dernière peut être influencée positivement par les valeurs retardées de ces trois variables. Par exemple, si la variable DDPUIB (-2) augmente d'un DH, alors que les autres variables sont fixes, la variable dépendante se verra augmenter, en moyenne de 0,99 DH. Toutefois, la variable DIPPIB (-2) dépend négativement au taux de croissance du PIB à prix constants, mais cette même variable retardée d'une période DIPPIB (-1) dépend positivement à la variable dépendante.
- En relation avec la variable solde de la balance commerciale : DSCPIB, nous constatons que seule la variable dépenses publiques décalée de trois périodes : DDPUIB (-3) est significative de manière individuelle. Son t de Student est largement acceptable. Dans la mesure où la valeur donnée par la table de Student au seuil de 5 % est 2 ; et le « t-statistic » lié à la variable DDPUIB (-3) lui est largement supérieur en valeur absolue.
- La variable DDPUIB (-3) dépend et explique négativement le solde de la balance commerciale (la même chose pour DDPUIB (-1) et DDPUIB (-2)). Donc, ce dernier peut être influencé négativement par les valeurs retardées de cette variable. À ce niveau, si la variable DDPUIB (-3) augmente d'un DH, alors que les autres variables sont fixes, la variable solde commercial se verra diminuer, en moyenne de 0,64 DH.
- Dans l'équation de CE le coefficient de détermination simple R^2 est grand (supérieur à 50 %). La part expliquée par le modèle dans la variance de la variable dépendante est importante : 60 %. Donc, le pouvoir prédictif du modèle est bon.

2.3. Validation du modèle estimé

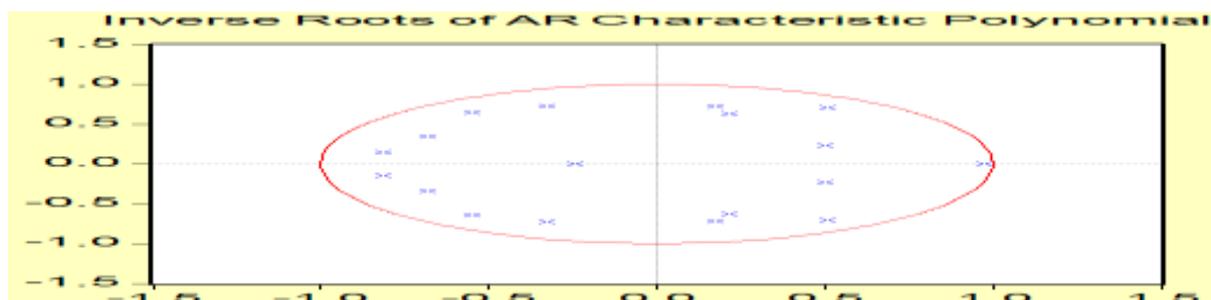
L'étape de validation du modèle consiste à tester si les résidus du modèle estimé sont des bruits blancs.

On vérifie maintenant que les résidus du modèle $VAR_6(3)$ sont des bruits blancs ou non. Pour valider ce modèle estimé nous faisons appel aux tests de diagnostic suivants : test de stationnarité globale du modèle, test de bruit blanc des résidus, test d'absence d'autocorrélation des erreurs, test d'hétéroscédasticité des erreurs et test de normalité des résidus.

2.3.1. Test de stationnarité globale du modèle

Un modèle VAR est dit globalement stationnaire lorsque toutes les valeurs sont de modules strictement inférieures à un ou si leurs inverses sont toutes situés à l'intérieur du cercle unité. Le test de stationnarité globale ci-après donne la représentation graphique des inverses des valeurs propres du modèle.

Graphique n° 4 : Résultats du test de stationnarité globale du VAR₆(3)



Source : Estimation des auteurs.

La figure ci-dessus montre que tous les inverses des valeurs propres du modèle sont à l'intérieur du cercle unité et toutes les valeurs sont inférieures à un. En effet, notre modèle VAR₆(3) est globalement stationnaire.

2.3.2. Test de bruit blanc des résidus

Le test de bruit blanc des résidus du modèle nous révèle que les résidus suivent bel et bien un bruit blanc. On peut vérifier cette hypothèse à travers les corrélogrammes simples et partiels des résidus et le test de Ljung-Box. Le tableau ci-dessous donne les résultats du test de bruit blanc effectué sur les résidus du modèle estimé.

Tableau n° 9: Résultats du test de bruit blanc des résidus du modèle VAR₆(3)

Correlogram of CE_RESIDUALS						
Sample: 1970 2012						
Included observations: 39						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.137	0.137	0.7888	0.374
		2	0.029	0.011	0.8253	0.662
		3	-0.077	-0.084	1.0919	0.779
		4	-0.234	-0.218	3.5988	0.463
		5	-0.160	-0.106	4.7982	0.441
		6	-0.284	-0.270	8.6999	0.191
		7	-0.095	-0.086	9.1466	0.242
		8	-0.177	-0.276	10.766	0.215
		9	0.215	0.166	13.227	0.153
		10	0.244	0.063	16.517	0.086
		11	0.183	0.071	18.421	0.072
		12	0.110	-0.061	19.142	0.085
		13	0.002	0.044	19.142	0.119
		14	-0.057	-0.077	19.348	0.152
		15	0.033	0.255	19.420	0.195
		16	-0.078	-0.033	19.844	0.227

Source : Estimation des auteurs.

Il ressort de ces corrélogrammes que tous les résidus sont des bruits blancs, parce que tous les termes des corrélogrammes sont dans l'intervalle de confiance et leurs statistiques Q (Ljung-Box) ont des probabilités critiques supérieures à 5%. On accepte donc l'hypothèse que les résidus du modèle estimé sont des bruits blancs jusqu'à l'ordre 16.

2.3.3. Test d'absence d'autocorrélation des erreurs : test de Breush-Godfrey

Le test de *Breush et Godfrey* (1978) ou test du multiplicateur de Lagrange (LM) de corrélation sérielle est un test de non autocorrélation au sens large.

Les résultats de ce test sont arrangés dans le tableau ci-dessous.

Tableau n° 10: Résultats du test d'absence d'autocorrélation des erreurs

VAR Residual Serial Correlation LM-...
 H0: no serial correlation at lag order h
 Sample: 1970 2012
 Included observations: 39

Lags	LM-Stat	Prob
1	26.11439	0.8873
2	31.18579	0.6968
3	24.21192	0.9329
4	44.69890	0.1516
5	35.56755	0.4890
6	36.68512	0.4369
7	29.34991	0.7758
8	36.72996	0.4349
9	50.70515	0.0529
10	35.75134	0.4803
11	41.60804	0.2397
12	36.81800	0.4309

Probs from chi-square with 36 df.

Source : Estimation des auteurs.

D'après le tableau ci-dessus, on constate que toutes les probabilités (pour k=12 retards) sont largement supérieures à 0,05 (seuil critique d'acceptation de l'hypothèse H₀), donc il n'y a pas d'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 12.

2.3.4. Test d'hétéroscédasticité de White

Le test d'hétéroscédasticité de *White*(1980), permet de tester la variabilité des erreurs de prévisions et de vérifier si les dits résidus respectent l'hypothèse de variance constante (hypothèse d'homoscédasticité des erreurs).

Les erreurs sont homoscédastiques, si la probabilité de la F-statistic est supérieure à 5% (seuil critique) dans le cas contraire ils sont hétéroscédastiques.

La confirmation ou l'infirmerie de ce test est reportée au tableau suivant :

Tableau n° 11: Résultats du test d'hétéroscédasticité

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1970 2012
Included observations: 39

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
761.6330	756	0.4358			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(36.2)	Prob.	Chi-sq(36)	Prob.
res1*res1	0.925384	0.688996	0.7524	36.08997	0.4644
res2*res2	0.955526	1.193611	0.5591	37.26551	0.4107
res3*res3	0.940374	0.876173	0.6693	36.67457	0.4374
res4*res4	0.985004	3.649123	0.2381	38.41515	0.3606
res5*res5	0.953539	1.140195	0.5753	37.18803	0.4141
res6*res6	0.975739	2.234316	0.3573	38.05380	0.3760
res2*res1	0.855458	0.328799	0.9398	33.36285	0.5947
res3*res1	0.958414	1.280368	0.5345	37.37815	0.4056
res3*res2	0.925067	0.685851	0.7539	36.07763	0.4650
res4*res1	0.925759	0.692754	0.7506	36.10459	0.4638
res4*res2	0.865859	0.358602	0.9252	33.76850	0.5752
res4*res3	0.917273	0.615998	0.7887	35.77365	0.4793
res5*res1	0.971582	1.899357	0.4048	37.89168	0.3830
res5*res2	0.876603	0.394661	0.9066	34.18750	0.5550
res5*res3	0.854691	0.326770	0.9408	33.33293	0.5961
res5*res4	0.979883	2.706126	0.3064	38.21545	0.3691
res6*res1	0.939273	0.859281	0.6762	36.63164	0.4394
res6*res2	0.944753	0.950034	0.6405	36.84538	0.4296
res6*res3	0.939252	0.858973	0.6763	36.63084	0.4394
res6*res4	0.991602	6.559949	0.1408	38.67249	0.3499
res6*res5	0.996112	14.23343	0.0677	38.84837	0.3426

Source : Estimation des auteurs.

Il ressort du tableau ci-dessus que les résidus du modèle estimé sont homoscedastiques, car la probabilité de la F-statistic, qui est égale à 0,4358, est supérieure à 5% (seuil critique). On peut affirmer donc que les résidus de notre modèle sont à variance constante.

2.3.5. Test de normalité des résidus : test de Jarque-Bera

« Pour calculer des intervalles de confiance prévisionnels et aussi pour effectuer les tests de Student sur les paramètres, il convient de vérifier la normalité des erreurs. Le test de « Jarque-Bera » (1984), fondé sur la notion de Skewness (asymétrie) et de Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique. » (BOURBOUNNAIS, 2000).

La statistique du test de « Jarque-Bera » (dont l'hypothèse nulle est la normalité des données) nous permet de tester la normalité des résidus de notre modèle.

Ainsi, cette statistique suit asymptotiquement une loi du Khi-deux à 2 degrés de liberté.

Les résultats du test de normalité, au sens de « Jarque-Bera », sur les résidus du modèle sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau n° 12 : Résultats du test de normalité des résidus

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	9.209879	2	0.0100
2	3.987960	2	0.1362
3	7.612117	2	0.0222
4	5.553449	2	0.0622
5	8.584289	2	0.0137
6	8.013083	2	0.0182
Joint	42.96078	12	0.0000

Source : Estimation des auteurs.

L'application du test de Jarque-Bera sur les résidus de notre modèle VAR estimé a permis de rejeter complètement l'hypothèse de normalité au seuil de 5 % : $J-B=42,96078 > \chi^2_{0,05}(2ddl) = 5.991$ (la probabilité associée à ce test étant inférieure à 5%). Donc, les résidus du modèle VAR₆(3) sont des bruits blancs non gaussiens.

En somme, les résultats des différents tests de diagnostic convergent vers la validité de notre modèle VAR₆(3). La non significativité de quelques coefficients du modèle estimé ne remet pas en cause la validité globale du modèle.

Maintenant, il nous paraît judicieux d'analyser les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision dans le but d'interpréter l'impact des chocs sur la dynamique des variables étudiées.

2.4. Dynamique du modèle VAR

Ce modèle VAR va nous permettre d'analyser les effets de la politique budgétaire sur la croissance économique, c'est-à-dire les impacts des chocs budgétaires sur l'activité économique au Maroc, cela à travers des simulations des chocs (impulsions) aléatoires et de la décomposition de la variance de l'erreur. « Ces deux méthodes viennent compléter l'analyse de la causalité et en constituent une extension. » (AIT OUDRA, 1997). D'un point de vue économique, il s'agit de donner une estimation de l'impact des chocs budgétaires sur la croissance économique réelle et sur la balance commerciale marocaines.

2.4.1. Analyse des chocs

Dans les applications empiriques, une des principales utilisations des processus VAR réside dans l'analyse de réponse impulsionnelle.¹³ « La fonction de réponse impulsionnelle représente l'effet d'un choc d'une innovation sur les valeurs courantes et futures des variables endogènes. » (LARDIC & MIGNON, 2002). Un choc sur l'ième variable peut affecter

¹³ Notons que la décomposition de la variance est également fréquemment utilisée. Nous en utiliserons par suit.

directement cette $i^{\text{ème}}$ variable, mais il se transmet également à l'ensemble des autres variables au travers de la structure dynamique du VAR.

Donc, « l'analyse d'un choc consiste à mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les variables. » (BOURBOUNNAIS, 2000).

L'annexe n° 3 présente l'ensemble des résultats à un horizon de 10 ans obtenu par simulation de Monte Carlo avec 100 tirages. La figure plein représente la moyenne à chaque date des simulations, alors que les lignes en pointillés représentent l'intervalle de confiance $2\pm$ l'écart type de l'erreur d'estimation.

D'une part et d'après les 3 premiers figures de l'annexe n° 3, on peut constater que les courbes relatives à la croissance économique en volume partent de l'origine ce qui indique qu'un choc sur les variables de la politique budgétaire (dans ce travail : dépenses publiques, investissement public et pression fiscale) n'a pas de répercussion contemporaine sur la croissance économique, ce qui est conforme à la théorie économique, dans la mesure où une politique budgétaire expansionniste peut affecter directement les composantes de la demande, toutefois elle prend un espace de temps avant d'impacter la dynamique de l'activité économique à travers le canal de la demande globale.

Néanmoins, un choc de 1 DH sur les dépenses publiques fait augmenter la croissance économique réelle de 0,60 DH, 0,04 DH et 0,46 DH respectivement en 2^{ème}, 3^{ème} et 4^{ème} années avant de s'amortir à partir de la 5^{ème} année.

Concernant l'investissement public, un choc de 1 DH sur cette variable fait augmenter la croissance économique réelle de 1,07 DH en 2^{ème} année et la baisser de 2,07 DH en 3^{ème} année, avant de s'amortir à partir de la 4^{ème} année.

Ainsi, un choc de 1 DH sur la pression fiscale (recettes fiscales) fait baisser la croissance économique de 0,21 DH en moyenne sur les quatre premières années (de la première année à la cinquième année). Donc, la réponse de l'activité économique à un choc sur les recettes fiscales n'est que très peu significative et négative à moyen terme.

À court terme, ces résultats sont cohérents avec les idées de l'analyse keynésienne, dans la mesure où une politique budgétaire expansionniste affecte positivement l'activité économique au Maroc, toutefois cet impact reste faible.

À moyen terme, les résultats concernant les dépenses publiques et la pression fiscale sont conformes aux idées de l'approche keynésienne, alors que les résultats concernant l'investissement public les infirment.

D'autre part, il est légitime de penser, en vertu à la fois des résultats d'estimation précédente (estimation du modèle VAR₆(3)) et de la théorie économique, qu'un choc sur les dépenses publiques a un impact instantané sur la consommation des ménages et donc sur le solde de la balance commerciale. Cette hypothèse est confirmée pour le cas marocain dans la mesure où la courbe relative à la réponse du solde commercial à un choc sur les dépenses publiques ne parte pas de l'origine.

À ce niveau, le choc sur les dépenses publiques se répercute négativement sur le solde de la balance commerciale en s'amortissant (ce résultat est lié au fait que l'accroissement des dépenses publiques provoque une augmentation du pouvoir d'achat des ménages et un dynamisme du marché intérieur qui demeure demandeur en produits et services importés plutôt qu'en ceux fabriqués au niveau national). L'impact du choc disparaît au bout de six ans. Le choc sur la pression fiscale a quant à lui un impact indirect sur le solde commercial (car un choc sur les recettes fiscales concerne tous les types de l'impôt y compris les droits de douane, donc immédiatement il n'y a pas une dégradation de la compétitivité prix des produits domestiques). Néanmoins, à partir de la deuxième année ce choc se répercute négativement sur ce dernier.

Ceci s'explique par les mesures prises par le Maroc en matière de déprotection douanière qui ont réduit aussi bien les taux maximums que la moyenne des taux consolidés. Cette situation a été amplifiée par la signature de plusieurs accords de libre-échange prévoyant un démantèlement tarifaire sur les importations provenant de plusieurs marchés. Ce démantèlement tarifaire provoque l'augmentation des importations plus rapidement que les exportations.¹⁴

À contrario, les activités tournées vers le marché intérieur ne bénéficient que peu du démantèlement. Même si elles profitent des réductions des prix des intrants, elles subissent la concurrence des produits étrangers qui pénètrent le marché marocain à des prix compétitifs.

On remarque que les conséquences de ce choc disparaissent au bout de 6 ans.

Tous ces résultats et ces remarques nous poussent à dire qu'à court et moyen termes les chocs sur la politique budgétaire ont des effets peu significatifs sur la croissance économique et significatifs sur le solde commercial. Toutefois, ils influencent positivement la première variable et négativement la seconde.

Une autre analyse qui complète l'étude des chocs est la décomposition de la variance.

¹⁴ Cf. les conclusions de l'étude du MINISTÈRE DU COMMERCE EXTÉRIEUR, « *Impact des accords de libre-échange (modèle calculable d'équilibre général : IMPALE)* », Février 2009.

2.4.2. Décomposition de la variance

L'étude précédemment effectuée basée sur la fonction de réponse impulsionnelle, peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

« Le principe de cette méthode est de partitionner la variance de l'erreur de prévision d'une variable en déterminant la part de chacune des variables qui constituent le système VAR. » (AIT OUDRA, 1997).

Ainsi, « la décomposition de la variance de l'erreur de prévision a pour objectif de calculer pour chacune des innovations sa contribution à la variance de l'erreur. » (BOURBOUNNAIS, 2000).

Les résultats relatifs à l'étude de la décomposition de la variance sont reportés à l'annexe n°4. D'une part, il apparaît que la variance de l'erreur de prévision de la croissance économique réelle est due pour 60 % à ses propres innovations, pour 14 % à celles de l'investissement public, pour 2 % à celles des dépenses publiques, pour 7 % à celles de la pression fiscale (totalisant 23 % liée aux innovations des variables budgétaires) et pour 17 % aux innovations des autres variables non budgétaires.

D'autre part, on peut dire que la variance de l'erreur de prévision du solde commercial est due pour 40 % à ses propres innovations, pour 22 % à celles des dépenses publiques, pour 16 % à celles de l'investissement public, pour 7 % à celles de la pression fiscale (totalisant 45 % liée aux innovations des variables budgétaires) et pour 15 % aux innovations des autres variables non budgétaires.

On en déduit que l'impact d'un choc affectant la politique budgétaire sur le solde de la balance commerciale est plus important que l'impact d'un choc affectant cette même politique sur la croissance économique. Ce résultat est cohérent avec les conclusions précédentes (résultats de l'analyse des chocs).

En bref et à la lumière des résultats de l'étude empirique consacrée au cas marocain, on peut dégager la conclusion suivante : l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique est positif mais faible à l'inverse de celui des dépenses publiques sur le solde de la balance commerciale qui est négatif et fort. Le multiplicateur budgétaire marocain joue donc en sens inverse et à l'extérieur du pays.

Partant de ce constat effrayant, il s'avère judicieux de mettre en place une nouvelle politique budgétaire : appropriée à notre pays, efficace au regard des objectifs socio-économiques, fondée sur des piliers solides et soutenable. Pour y parvenir nous présentons quelques

éléments de réflexion capables d'instaurer une véritable politique budgétaire au service de notre Royaume.

3. Quelques pistes de réflexion pour une politique budgétaire "intelligente" au service de la croissance économique et du développement humain au Maroc

Tout processus de développement humain et de promotion de la croissance économique exige une politique budgétaire solide, efficace et prudente. Sur tous ces points, la politique budgétaire à la marocaine accuse un retard considérable.

Toutefois, dans ce dernier point de notre travail, nous souhaitons terminer sur une note optimiste et présenter quelques propositions concrètes pour augmenter les performances de la politique budgétaire au regard des objectifs socio-économiques du pays, il s'agit principalement de :

- « améliorer la gouvernance fiscale, à travers le déploiement d'un effort considérable en matière de recouvrement des créances publiques et de modernisation du système fiscal marocain » (AMIROU, 2016). En d'autres termes, il s'agit d'activer les propositions issues des assises nationales sur la fiscalité tenues le 29 et 30 Avril 2013 à Skhirate notamment en matière de : rationalisation du système des exonérations et des dépenses fiscales¹⁵, mise en place d'un impôt sur la fortune, lutte contre la fraude fiscale, baisse de la pression fiscale et rationalisation des règles d'assiette susceptibles de contribuer au renforcement de la compétitivité des entreprises nationales... ;
- consacrer davantage de fonds aux secteurs sociaux qui ont des externalités positives sur la valorisation et la productivité du capital humain au Maroc. Il s'agit donc d'affecter des crédits et des ressources humaines très importants aux secteurs de santé, de l'enseignement, de recherche et développement (R et D). Selon G. S. Becker (1993), l'investissement dans les hommes contribue largement à la croissance économique. Partant de cette assertion on peut dire que l'investissement dans les marocain(e)s est une condition *sine qua non* pour le développement et le progrès de notre pays ;

¹⁵ La dépense fiscale est définie comme « une moindre recette découlant d'encouragements fiscaux provenant d'une dérogation au système général d'un impôt déterminé en faveur de certains contribuables ou de certaines activités économiques, sociales, culturelles et qui pourrait être remplacée par une subvention directe ».

De notre côté nous proposons d'orienter les dépenses fiscales vers le secteur industriel, en vue d'accompagner la stratégie d'accélération industrielle 2014-2020, déjà lancée par notre pays, (il faut signaler que les dépenses fiscales bénéficient principalement aux secteurs rentiers, en l'occurrence l'immobilier et l'agriculture). Cf. R. AMIROU, « La nouvelle loi organique relative à la loi de finances (LOF) et la gouvernance financière publique au Maroc : une analyse critique », in REMA (Revue Marocaine d'Audit et de Développement) n° 43 « Gestion publique, transparence et performance : à la lumière de la nouvelle loi organique relative à la loi de finances », 2016, p. 52.

- augmenter et renforcer la part des dépenses affectée à l'investissement public, à l'infrastructure, à l'aménagement et au réaménagement notamment dans le monde rural pour maintenir les populations sur leurs lieux de résidence.¹⁶ Dans ce cadre, on ne demande pas de bétonner tout le Maroc mais au minimum de mettre en place un certain niveau de justice et d'équité dans le processus de la répartition des investissements publics entre les régions de notre pays et faire face au phénomène de la concentration de ceux-ci dans des régions plus servies (comme la région de Rabat-Salé-Kenitra) ;
- accroître le taux d'exécution des dépenses d'investissement et maîtriser le report annuel quasi-structurel de celles-ci. Il faut signaler à ce niveau que « parallèlement à ce phénomène (faiblesse du taux d'exécution des investissements), nous avons la pratique régulière et abusive des reports de crédits d'une année sur l'autre. Une anomalie lourde de conséquences d'autant plus que les reports portent sur des montants de crédits considérables. Et ce sont les rapports officiels relatifs à l'évolution des finances publiques qui sont les premiers à souligner ce phénomène. » (EL AMELI, 2018) ;
- mener une réforme globale et intégrée de la caisse de compensation des prix au lieu de celle « *comptable* » qui a été engagée depuis l'année 2013 (avec la décompensation des produits pétroliers liquides) sans mesures alternatives ou protection des catégories sociales défavorisées et démunies. À ce niveau, une modification du système actuel s'impose aujourd'hui avec acuité via la mise en œuvre des mesures visant la préservation voire le renforcement du pouvoir d'achat des marocain(e)s et de la compétitivité du tissu productif national ;
- « maîtriser les dépenses de défense (dépenses moins productives par rapport aux dépenses sociales) et pourquoi pas créer une institution spécifique ou prolonger les attributions de la Cour des comptes en vue de contrôler ce type de dépenses qui pèse lourdement sur les déficits budgétaire et commercial du pays ; » (AMIROU, 2016).
- mettre en place une politique budgétaire contra-cyclique¹⁷. En d'autres termes, il faut réduire les déficits budgétaires pendant les bonnes périodes pour pouvoir utiliser

¹⁶ Il faut signaler dans ce cadre que les investissements publics civils profitent encore peu aux zones rurales qui abritent pourtant 40 % de la population totale et le plus grand nombre de pauvres et d'analphabètes du Royaume (plus des deux tiers). Cf. A. BERRADA, « *La réduction du déficit budgétaire durant le quinquennat 2012-2016 : un cadeau empoisonné* », in *Revue Marocaine des Sciences Politiques et Sociales* Hors-Série-Volume XIV « Économie Politique du Maroc », Avril 2017, p. 352.

¹⁷ Il faut souligner ici que la politique budgétaire au Maroc est en moyenne pro-cyclique sur la période allant de 1970 à 2012. Cf. H. BADDI, *Cyclicité de la politique budgétaire au Maroc*, Thèse de Doctorat, Sciences Économiques, Université Mohammed V-AGDAL, FSJES-Rabat, Octobre 2014, p. 148.

l'arme budgétaire comme instrument de stabilisation de l'activité économique pendant les mauvaises périodes. Dans ce cadre, nous rejoignons l'idée de F. HUART (2016) selon laquelle « *il est nécessaire de viser un solde structurel excédentaire de manière à laisser les stabilisateurs automatiques fonctionner et à disposer de marges de manœuvre budgétaires (sans risquer un déficit « excessif ») lorsque les conditions cycliques sont défavorables.* » En outre, le Maroc pourrait gagner des points supplémentaires en matière d'optimalité et d'efficacité de sa politique budgétaire future suivant une approche contra-cyclique s'il a mis en place un Fonds de stabilisation (alimenté par une partie des recettes exceptionnelles, notamment : les recettes de privatisation, les recettes des exportations de phosphates et les dons octroyés par d'autres pays à notre Royaume) qui serait utilisé en période de récession pour faire face à la pro-cyclicité de ladite politique budgétaire ;

- mettre en place un dosage optimal de la politique budgétaire et celle monétaire.¹⁸ À ce niveau, il faut trouver une bonne combinaison entre les missions d'une Banque Centrale (BC) relativement indépendante visant à maîtriser les prix et stabiliser le système financier et un Gouvernement visant à promouvoir l'activité économique avec un taux de chômage et du déficit extérieur tolérables. Dans ce cadre, la BC et l'État devront coopérer suivant un consensus qui a pour objectif primordial de stabiliser le cadre macro-économique de notre pays ;
- s'intéresser à la question de « *soutenabilité* » de la dette publique dans un contexte plein de chocs et de risques. Il s'agit donc de mettre en place une politique budgétaire prudente vis-à-vis de l'accumulation de l'endettement public tout en mettant l'accent sur la promotion d'une croissance forte et durable permettant de stabiliser voire de réduire le déficit budgétaire et la dette publique du pays.¹⁹ Objectif qui ne peut être réalisé qu'à travers une lutte contre la corruption et l'économie informelle et de rente

¹⁸ La crise a montré que la politique monétaire dans les pays les plus libéraux n'est pas orthodoxe, elle est très éclectique et pragmatique. Cependant, dans les PED c'est plutôt l'orthodoxie qui prévaut toujours. Bank Al Maghrib, par exemple, pratique toujours une politique monétaire de régulation de la liquidité bancaire dans le très court terme même si les indicateurs macroéconomiques montrent que le taux de chômage est de l'ordre de 9% et que le taux d'inflation est très faible (0,4% en 2014). La phobie de l'inflation reste la caractéristique de cette politique alors que la conjoncture requiert d'autres mesures aussi bien au niveau des objectifs qu'au niveau des instruments. Cf. M. AKAABOUNE, « *La politique monétaire au Maroc* », in *Revue Marocaine des Sciences Politiques et Sociales* Hors-Série-Volume XIV « Économie Politique du Maroc », Avril 2017, p. 275.

¹⁹ Il faut signaler dans ce cadre que la condition de soutenabilité ne signifie plus que la dette publique devrait un jour disparaître. Cette condition n'est pas opposée à un éventuel déficit budgétaire. D'ailleurs son seul postulat est que le taux d'intérêt apparent de la dette publique ne croisse pas plus vite que le taux de croissance économique nominale.

via l'instauration des systèmes fiscal et judiciaire solides, justes et équitables ; un encouragement et une diversification de la production et de l'offre exportable nationales...

- etc.

Donc, comme on peut le constater, les pistes pour doter le Maroc d'une nouvelle politique budgétaire "*intelligente*" ne manquent pas. Il faut seulement commencer par le premier pas qui nous met en marche sur le bon chemin de développement humain et de progrès économique. Pour reprendre les mots du philosophe chinois Lao-Tseu: « *un voyage de mille lieues commence toujours par un premier pas* ».

Conclusion

En guise de conclusion générale et au terme de cette analyse, nous pouvons dire que, malgré les efforts consentis par les Gouvernements successifs en vue de moderniser notre système budgétaire depuis plus de quatre décennies, les performances budgétaires réalisées par l'État marocain demeurent fragiles. Dans la mesure où ses finances ont dégagé de manière presque structurelle des déficits qui sont soit accentués soit atténués par la succession de facteurs conjoncturels, notamment la sécheresse, les fluctuations des prix des matières premières... D'ailleurs, ce sont les ressources exceptionnelles, notamment les recettes de privatisation et les dons octroyés par d'autres pays, qui continuent de rythmer et de maîtriser l'évolution des déficits budgétaires au Maroc. Cette fragilité apparaît clairement dans les conclusions dégagées de notre étude empirique dédiée à l'appréciation de l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique au Maroc. Ainsi, à la lumière des résultats de ladite étude, nous pouvons conclure que l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique est positif mais faible à l'inverse de celui des dépenses publiques sur le solde de la balance commerciale qui est négatif et fort (le multiplicateur budgétaire marocain joue donc en sens inverse et à l'extérieur du pays).

Ces conclusions sont cohérentes avec les spécificités actuelles de l'économie marocaine qui connaît une dégradation de la situation de la balance commerciale (son déficit commercial est devenu structurel) et une croissance économique faible et volatile. Confirmant les hypothèses d'une vulnérabilité de l'économie aux chocs et d'une dépendance économique du pays vis-à-vis de l'extérieur qui fait que toute politique budgétaire expansionniste entraîne un accroissement des importations annulant l'effet revenu des dépenses publiques.

En définitive et compte tenu de cette situation alarmante sur les plans économique et social dans notre pays, nous ne pouvons que rejoindre l'idée formulée par A. BERRADA (2017) selon laquelle « *seul un État stratège plutôt que pompier est en mesure de mettre la politique budgétaire au service du développement durable. Pour en arriver là, il reste néanmoins un long chemin à parcourir une fois admise la nécessité de nettoyer les écuries d'Augias et d'entreprendre de profondes réformes institutionnelles et économiques.* »

M. AIT OUDRA et R. AMIROU

Fès, le : 23 Mars 2019.

* Nous tenons à remercier vivement le Professeur **M. Abdelkader BERRADA** pour sa relecture attentive de cet article et ses remarques édifiantes et précieuses.

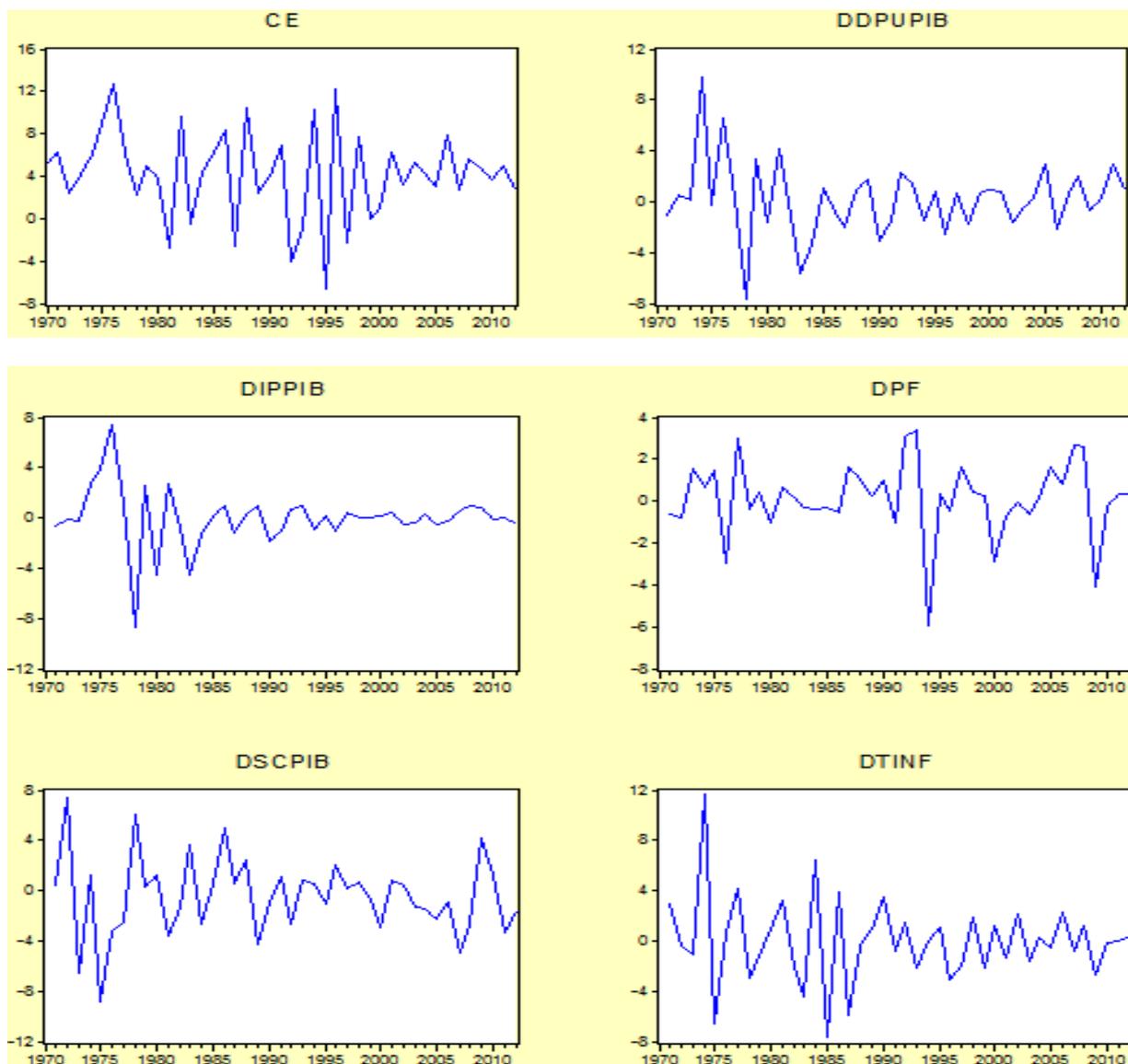
Références Bibliographiques

- AIT OUDRA, M. (1997) : « Les modèles VAR cointégrés : application à quelques variables macroéconomiques marocaines », Mémoire de D.E.S en Sciences Économiques FSJES - Fès.
- AIT OUDRA, M. (2006) : « La modélisation des séries non stationnaires, la théorie de la cointégration : application à la demande de monnaie au Maroc », Thèse de Doctorat en Sciences Économiques FSJES - Fès.
- AKAABOUNE, M. (2017). La politique monétaire au Maroc. Revue Marocaine des Sciences Politiques et Sociales, Hors - Série - Volume XIV : Avril 2017, pp. 273 - 309.
- AMIROU, R. (2016). La nouvelle loi organique relative à la loi de finances (LOF) et la gouvernance financière publique au Maroc : une analyse critique. REMA (Revue Marocaine d'Audit et de Développement), Numéro 43, pp. 41 - 54.
- BADDI, H. (2014) : « Cyclicité de la politique budgétaire au Maroc », Thèse de Doctorat en Sciences Économiques FSJES - Agdal - Rabat.
- BANK AL-MAGHRIB, Rapport annuel, Exercice 2012, pp. 79 - 90. Cf. le site web de BAM : [http : //www.bkam.ma](http://www.bkam.ma).
- BECKER, G. S. (1993). The Economic Way of Looking at Life. Coase-Sandor Institute for Law and Economics, Working Paper n° 12, pp. 1 - 31.

- BEN ALI, D. « Préface », in KARIM, M. (2006), Management des finances publiques au Maroc : contexte actuel et évaluation, 1^{ère} Édition, Imp. EL MAARIF AL JADIDA, Rabat.
- BERRADA, A. (2017). La réduction du déficit budgétaire durant le quinquennat 2012-2016 : un cadeau empoisonné. Revue Marocaine des Sciences Politiques et Sociales, Hors - Série - Volume XIV : Avril 2017, pp. 331 - 355.
- BOURBOUNNAIS, R. (2000), Économétrie : Manuel et exercices corrigés, 3^{ème} Édition, DUNOD, Paris.
- EL AMELI, L. (2018), L'économie de l'investissement : aspects théoriques et analyses empiriques (cas du Maroc), Imp. EL MAARIF AL JADIDA, Rabat.
- EL HAFIDI, M. (1982) : « De la spécification dans les modèles dynamiques à équations simultanées : application à un ensemble de variables de l'économie française », Thèse de Troisième Cycle en Sciences Économiques Université d'AIX - MARSEILLE II Faculté des Sciences Économiques.
- HUART, F. (2016), Économie des finances publiques : Cours, 2^{ème} édition, DUNOD, Paris.
- LARDIC, S. & MIGNON, V. (2002), Économétrie des séries temporelles macroéconomiques et financières, ECONOMICA, Paris.
- MINISTÈRE DU COMMERCE EXTÉRIEUR. (2009), Impact des accords de libre-échange (modèle calculable d'équilibre général : IMPALE), Février.
- SAGOU, M. (2006), Les politiques macro-économique : Les politiques budgétaires et monétaires du Maroc depuis cinquante ans et perspectives pour les vingt prochaines années, Janvier.
- SALHI, S. E. et al., (2018). Les effets de la politique budgétaire sur la dynamique de l'activité économique au Maroc : Une analyse économétrique en modèle SVAR. Revue du Contrôle de la Comptabilité et de l'Audit, Numéro 7 : Décembre 2018, pp. 905 - 926.
- WABO JOSEPHINE SORELE, N. (2010) : « Politique budgétaire et dynamique de croissance au Maroc », Mémoire de Master en Sciences Économiques et Gestion FSJES - Fès.

ANNEXES

ANNEXE 1 : Les graphes des séries étudiées après leur première différenciation (la variable CE exprimée en niveau)



Source : Estimation des auteurs.

ANNEXE 2 : Estimation du modèle VAR₆(3)

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1974 2012

Included observations: 39 after adjustments

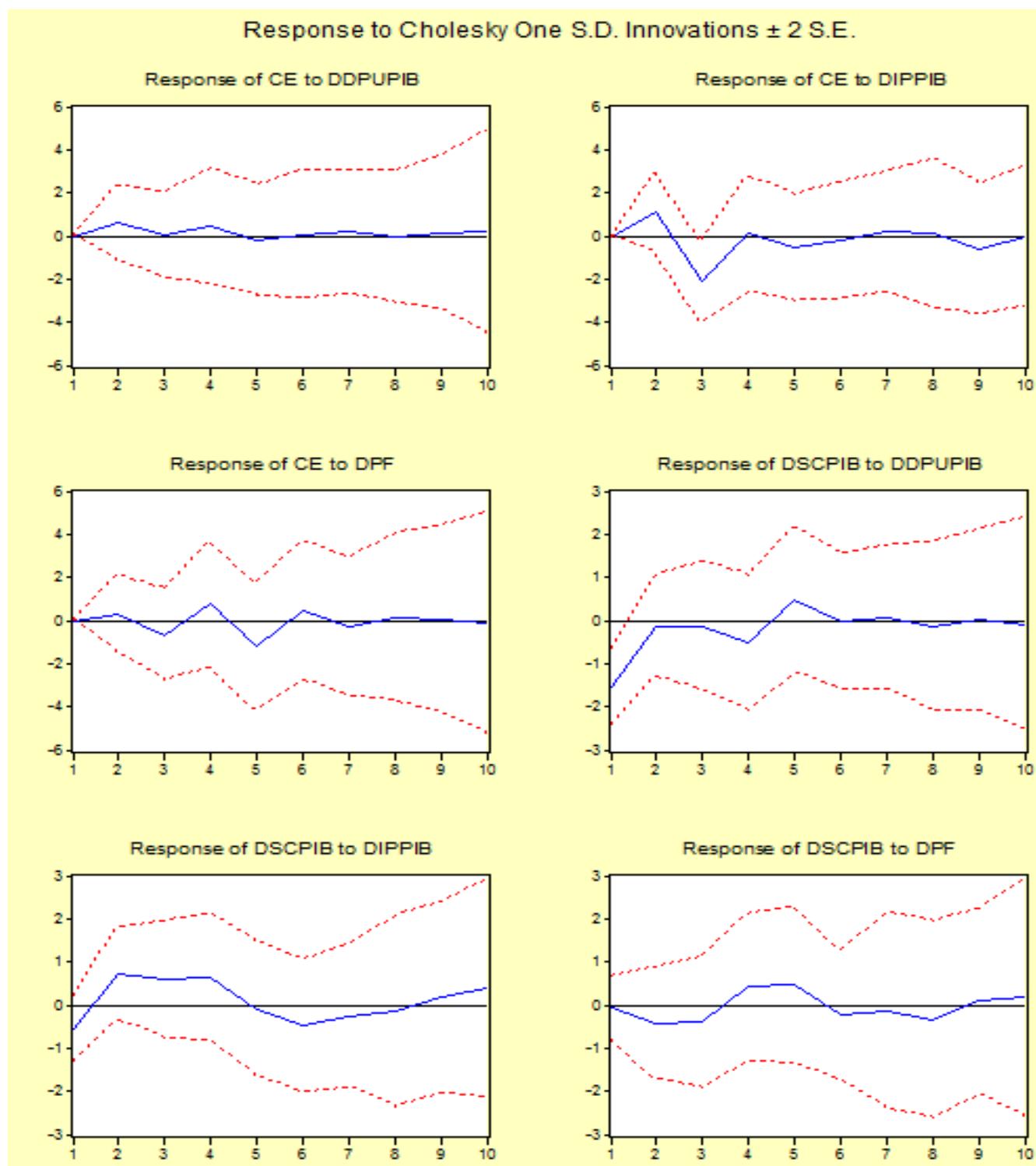
Standard errors in () & t-statistics in []

	CE	DDPUPIB	DIPPIB	DPF	DSCPIB	DTINF
CE (-1)	-0.184031 (0.18643) [-0.98715]	0.012431 (0.11913) [0.10435]	-0.033324 (0.11002) [-0.30291]	0.077086 (0.09589) [0.80394]	-0.220943 (0.12641) [-1.74783]	0.133157 (0.14286) [0.93207]
CE (-2)	0.534022 (0.15157) [3.52331]	0.067282 (0.09685) [0.69468]	0.137755 (0.08944) [1.54011]	0.091010 (0.07796) [1.16744]	-0.119871 (0.10277) [-1.16636]	0.000623 (0.11615) [0.00536]
CE (-3)	0.508946 (0.16691) [3.04917]	0.100187 (0.10666) [0.93933]	-0.003758 (0.09850) [-0.03815]	-0.051878 (0.08585) [-0.60429]	0.159329 (0.11318) [1.40776]	-0.211636 (0.12791) [-1.65459]
DDPUPIB (-1)	0.104019 (0.50093) [0.20765]	-0.107226 (0.32009) [-0.33499]	-0.185670 (0.29561) [-0.62809]	-0.060284 (0.25764) [-0.23398]	-0.155365 (0.33966) [-0.45741]	0.447324 (0.38387) [1.16531]
DDPUPIB (-2)	0.989578 (0.46483) [2.12890]	-0.207674 (0.29703) [-0.69917]	0.081605 (0.27431) [0.29749]	-0.325472 (0.23908) [-1.36136]	-0.507054 (0.31519) [-1.60874]	0.019466 (0.35621) [0.05465]
DDPUPIB (-3)	0.675756 (0.47147) [1.43328]	-0.128824 (0.30127) [-0.42760]	-0.004372 (0.27823) [-0.01572]	0.164339 (0.24250) [0.67770]	-0.641646 (0.31969) [-2.00708]	0.092311 (0.36130) [0.25550]
DIPPIB (-1)	0.313361 (0.60100) [0.52140]	-0.060162 (0.38404) [-0.15666]	0.171762 (0.35467) [0.48429]	0.012272 (0.30911) [0.03970]	0.227051 (0.40752) [0.55716]	-0.832350 (0.46055) [-1.80728]
DIPPIB (-2)	-1.547671 (0.55731) [-2.77704]	0.524478 (0.35612) [1.47275]	0.042081 (0.32888) [0.12795]	0.286382 (0.28664) [0.99909]	0.483676 (0.37789) [1.27992]	0.229963 (0.42708) [0.53846]
DIPPIB (-3)	-0.235542 (0.57669) [-0.40843]	0.135208 (0.36851) [0.36691]	0.014161 (0.34032) [0.04161]	-0.223953 (0.29661) [-0.75503]	0.257094 (0.39104) [0.65747]	0.213818 (0.44193) [0.48383]
DPF (-1)	0.245007 (0.46082) [0.53168]	-0.328418 (0.29447) [-1.11530]	-0.223872 (0.27194) [-0.82323]	-0.158881 (0.23702) [-0.67034]	-0.219032 (0.31247) [-0.70097]	0.080969 (0.35313) [0.22929]

DPF (-2)	-0.296989 (0.40507) [-0.73318]	0.351631 (0.25884) [1.35849]	0.376947 (0.23904) [1.57690]	-0.110048 (0.20834) [-0.52821]	-0.269846 (0.27466) [-0.98246]	0.109883 (0.31041) [0.35399]
DPF (-3)	0.100884 (0.44199) [0.22825]	0.054389 (0.28243) [0.19257]	-0.084249 (0.26083) [-0.32300]	-0.294589 (0.22733) [-1.29585]	0.009079 (0.29970) [0.03029]	0.229364 (0.33871) [0.67718]
DSCPIB (-1)	-0.163559 (0.31675) [-0.51637]	-0.116514 (0.20240) [-0.57566]	0.019387 (0.18692) [0.10372]	0.017921 (0.16291) [0.11000]	-0.198666 (0.21478) [-0.92499]	-0.496727 (0.24273) [-2.04643]
DSCPIB (-2)	-0.358485 (0.31575) [-1.13536]	0.792173 (0.20176) [3.92626]	0.332063 (0.18633) [1.78211]	0.143917 (0.16240) [0.88619]	-0.343480 (0.21410) [-1.60431]	0.191299 (0.24196) [0.79062]
DSCPIB (-3)	0.473375 (0.34578) [1.36902]	0.424658 (0.22095) [1.92194]	0.451044 (0.20405) [2.21043]	-0.017333 (0.17785) [-0.09746]	-0.381402 (0.23446) [-1.62672]	0.202720 (0.26497) [0.76506]
DTINF (-1)	-0.503477 (0.29700) [-1.69519]	0.253375 (0.18979) [1.33506]	0.222172 (0.17527) [1.26760]	0.248152 (0.15276) [1.62447]	-0.335983 (0.20139) [-1.66833]	-0.737440 (0.22760) [-3.24010]
DTINF (-2)	-0.183117 (0.38690) [-0.47329]	0.725734 (0.24723) [2.93548]	0.607266 (0.22832) [2.65972]	0.140465 (0.19899) [0.70587]	-0.135422 (0.26234) [-0.51620]	-0.314440 (0.29649) [-1.06056]
DTINF (-3)	-0.407515 (0.29383) [-1.38690]	0.664994 (0.18776) [3.54174]	0.443311 (0.17340) [2.55661]	0.122921 (0.15113) [0.81336]	-0.109092 (0.19924) [-0.54755]	0.122044 (0.22517) [0.54201]
R-squared	0.592747	0.641702	0.527998	0.381915	0.546689	0.611371
Adj. R-squared	0.263066	0.351650	0.145900	-0.118440	0.179724	0.296767
Sum sq. resids	304.6810	124.4088	106.1058	80.60041	140.0854	178.9212
S.E. equation	3.809018	2.433974	2.247812	1.959111	2.582776	2.918914
F-statistic	1.797940	2.212374	1.381841	0.763289	1.489756	1.943300
Log likelihood	-95.42482	-77.95883	-74.85566	-69.49447	-80.27306	-85.04458
Akaike AIC	5.816658	4.920966	4.761829	4.486896	5.039644	5.284338
Schwarz SC	6.584455	5.688763	5.529627	5.254694	5.807442	6.052135
Mean dependent	4.177949	0.197949	0.000769	0.146923	-0.527436	-0.036667
S.D. dependent	4.437094	3.022813	2.432236	1.852477	2.851719	3.480739
Determinant resid covariance (dof adj.)		8476.072				
Determinant resid covariance		206.5964				
Log likelihood		-435.9816				
Akaike information criterion		27.89649				
Schwarz criterion		32.50328				

Source : Estimation des auteurs.

ANNEXE 3 : Résultats de l'analyse des chocs à un horizon de 10 ans obtenu par simulation de Monte Carlo avec 100 tirages



Source : Estimation des auteurs.

ANNEXE 4 : Les résultats relatifs à la décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Variance Decomposition							
Variance Decomposition of CE:							
Period	S.E.	CE	DDPUPIB	DIPPIB	DPF	DSCPIB	DTINF
1	3.809018	100.0000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
2	4.270032	81.87901 (12.6206)	1.994540 (4.75422)	6.269792 (8.16786)	0.457830 (4.53170)	0.825236 (3.64158)	8.573595 (9.00037)
3	5.275261	65.71886 (12.7432)	1.314256 (5.08508)	19.48952 (10.6588)	1.938650 (5.35079)	0.545039 (3.32614)	10.99368 (7.36884)
4	5.820973	59.35087 (13.4807)	1.705616 (6.32312)	16.03488 (8.34955)	3.211265 (7.69428)	1.128780 (3.56917)	18.56859 (9.43919)
5	6.025183	56.27655 (13.4221)	1.705747 (6.52730)	15.70377 (8.18261)	6.895895 (8.67978)	1.402245 (3.74284)	18.01579 (8.37746)
6	6.266809	58.25367 (13.9159)	1.588293 (6.48520)	14.62649 (7.59997)	6.874148 (8.91990)	1.926715 (4.11009)	16.73068 (9.22353)
7	6.419233	59.48617 (14.1061)	1.605842 (6.03745)	14.06566 (7.62285)	6.714175 (8.83911)	1.852681 (4.21999)	16.27547 (9.38542)
8	6.450756	59.74206 (14.5076)	1.596701 (5.98081)	13.96647 (7.44537)	6.713553 (8.90357)	1.860975 (4.66437)	16.12024 (9.74814)
9	6.659570	61.14784 (14.8833)	1.550992 (5.71414)	13.95697 (7.61846)	6.301667 (8.42610)	1.866657 (4.66300)	15.17587 (10.2674)
10	6.747966	60.70644 (15.1377)	1.612050 (6.07484)	13.59400 (7.52639)	6.155341 (9.01354)	1.868694 (5.04491)	16.06348 (10.4751)

Variance Decomposition of DSCPIB:							
Period	S.E.	CE	DDPUPIB	DIPPIB	DPF	DSCPIB	DTINF
1	2.433974	0.679546 (3.45263)	34.98831 (11.4342)	4.522710 (5.96198)	0.042066 (2.35201)	59.76736 (11.7432)	0.000000 (0.00000)
2	2.600083	3.397519 (5.66879)	27.68426 (9.55926)	9.434802 (8.12485)	2.096379 (5.63118)	49.19150 (11.0090)	8.195542 (7.43270)
3	3.320849	3.262963 (6.92444)	25.14425 (8.54650)	12.28052 (8.41393)	3.410971 (6.81058)	44.52213 (9.97920)	11.37917 (7.52029)
4	3.337974	2.827633 (6.01461)	23.94537 (7.57452)	14.22017 (8.64047)	4.522662 (7.72350)	43.82498 (9.99943)	10.65919 (7.28936)
5	3.466381	4.805649 (7.51017)	24.28941 (8.14401)	13.46931 (8.22655)	6.012631 (8.10676)	41.34455 (8.87258)	10.07845 (7.44264)
6	3.544948	5.227756 (8.88078)	22.77187 (7.88169)	14.54593 (7.52131)	6.050813 (8.71247)	40.49828 (8.99572)	10.90535 (7.71778)
7	3.596898	5.134684 (9.08062)	22.17454 (7.78242)	14.65397 (7.49114)	6.023384 (9.26514)	41.30460 (9.40236)	10.70882 (7.43793)
8	3.604646	5.731014 (9.43355)	21.75932 (7.64046)	14.46335 (7.51506)	6.750218 (9.64463)	40.55216 (9.01081)	10.74394 (7.30272)
9	3.618337	5.714773 (9.55585)	21.68708 (8.04011)	14.66160 (7.53707)	6.785770 (9.94555)	40.40944 (9.40745)	10.74134 (7.79995)
10	3.633783	5.644615 (9.57411)	21.37946 (8.09499)	15.51077 (7.34583)	6.891982 (10.2063)	39.75451 (9.29460)	10.81867 (7.79439)

Cholesky Ordering: CE DDPUIB DIPPIB DPF DSCPIB DTINF
Standard Errors: Monte Carlo (100 repetitions)

Source : Estimation des auteurs.