

C Les Cahiers du P I a n

Sommaire

Ouverture commerciale, IDE et croissance économique: quelle relation dans le cas du Maroc ?

Nasr-Allah Badr

Procyclité budgétaire et croissance économique

Hicham Baddi

Les multiplicateurs budgétaires et la croissance économique au Maroc

Said Tounsi et Redouan Abdenour

Investissements publics et croissance économique au Maroc: une évaluation par l'approche "ARDL Bound Testing"

Mohamed Azeroual et Nor-Eddine Oumansour

La croissance sous contrainte de la balance des paiements: estimation du modèle BPCG sous la loi de Thirlwall dans le cas marocain

Nisrine Ait Sghair

Rôle de l'investissement direct étranger dans la promotion de la production, l'export et la qualité de l'emploi au Maroc: le cas de l'automobile

Aomar Ibourek et Tayeb Ghazi

Croissance économique au Maroc

Théories, évidences et leçons des expériences récentes

Dossier spécial conçu par le HCP et le Policy Center for the New South pour ouvrir les Cahiers du Plan aux contributions des chercheurs marocains



Président

Ahmed Lahlimi Alami
Haut-Commissaire au Plan

Responsable de la rédaction

Hasnae Fdhil

Comité scientifique

Touhami Abdelkhalek

Abdelhak Allalat

Mouna Cherkaoui

Khadija El Houdi

Ali El Youbi

Abdesslam Fazouane

Ayache Khellaf

Abdeltif Lfarakh

Lalla Amal Mansouri

Abdesslam Nadah

Khalid Soudi

Mohammed Taamouti

Editeur

CND

(Centre National de Documentation)

Tél. : 0537 77 10 32 / 0537 77 09 84

0537 77 30 08

Fax : 0537 77 31 34

Haut-Agdal – Rabat

Dépôt légal

2004/0139

ISSN: 1114-8411

Publication

Haut-Commissariat au Plan

e-mail: cahiersduplan@hcp.ma

Site: www.hcp.ma

Pré-presse

Babel com

Tél. : 0537 77 92 74

e-mail: babel.come@gmail.com

Agdal – Rabat

s o m m a i r e

Croissance économique au Maroc : théories, évidences et leçons des expériences récentes

Avant-propos

Abdelhak Allalat et Karim El Aynaoui 2

**Ouverture commerciale, IDE et croissance économique :
quelle relation dans le cas du Maroc ?**

Nasr-Allah Badr 4

Procyclicité budgétaire et croissance économique

Hicham Baddi 19

**Les multiplicateurs budgétaires et la croissance
économique au Maroc**

Said Tounsi et Redouan Abdenour 31

**Investissements publics et croissance économique au Maroc :
une évaluation par l'approche "ARDL Bound Testing"**

Mohamed Azeroual et Nor-eddine Oumansour 66

**La croissance sous contrainte de la balance des paiements :
estimation du modèle BPCG sous la loi de Thirlwall dans
le cas marocain**

Nisrine Ait Sghair 80

**Rôle de l'investissement direct étranger dans la promotion
de la production, l'export et la qualité de l'emploi au
Maroc : le cas de l'automobile**

Aomar Ibourk et Tayeb Ghazi 99

Les Cahiers du Plan publient les articles dans la langue où leurs auteurs les ont rédigés. Le contenu de ces articles n'engage que leurs auteurs.

l'impulsion d'un taux d'investissement public élevé et d'une progression soutenue des salaires. Le rythme de croissance de l'économie nationale a connu, depuis cette date, un net ralentissement à 3,3 % par an.

Cette édition spéciale des *Cahiers du Plan* est consacrée aux contributions analytiques sur la problématique de la croissance au Maroc, retenues sur la base d'un appel à contributions. Celles-ci s'articulent autour des thématiques suivantes :

- politiques économiques et modèle de croissance ;
- changement structurel, emploi et dynamique à long terme de la croissance économique ;
- politiques économiques et commerciales et croissance au Maroc.

Ces axes de recherche discutent des questions de politique économique, de l'ouverture, de la compétitivité et de la dynamique à long terme de la croissance économique. En effet, les implications de l'ouverture sur la croissance sont contingentes de la compétitivité d'une économie. La discussion a concerné également l'évaluation de l'incidence des instruments de la politique budgétaire sur la croissance. Les contributions analytiques indiquent que les composantes ayant les plus importants impacts sur la croissance sont respectivement l'investissement public, la consommation publique et les recettes. Malgré l'importance de l'investissement public, les études et les rapports internationaux avancent généralement qu'il s'est heurté à la problématique de l'inefficience, compte tenu de la faiblesse des taux de la croissance économique qui en découlent.

Ce qui est en jeu, ici, c'est, d'abord, de capitaliser sur les retombées non négligeables de l'investissement public en matière de réduction de la prévalence des vulnérabilités sociales et l'amélioration de l'accessibilité de la population marocaine enclavée aux services et infrastructures de base et, ensuite, d'étendre la réflexion autour des raisons derrière ce

phénomène et lancer les pistes de recherche par rapport à une stratégie d'investissement optimale. Dans cette perspective, certaines contributions nous ont rappelé que la croissance n'est pas une finalité en soi. Ce qui est mis en valeur, ici, c'est la transformation de la croissance en une amélioration palpable des conditions de vie des populations.

Cette édition a été réalisée grâce au soutien de Son Excellence M. Ahmed Lahlimi Alami (Haut-Commissaire au Plan) et de M. Karim El Aynaoui (Président du Policy Center for the New South). Le présent volume a été établi en rassemblant des contributions analytiques retenues sur la base d'un appel à contributions lancé par le Haut-Commissariat au Plan et Policy Center for the New South avec l'appui scientifique de M. Abdelhak Allalat (ex-Secrétaire général du Haut-Commissariat au Plan), du Professeur Aomar Ibourk (Professeur à l'université Cadi Ayyad et Senior Fellow - Policy Center for the New South) et de M. Ayache Khellaf (actuel Secrétaire général du Haut-Commissariat au Plan). C'est un travail de recherche qui voit le jour grâce, également, à l'implication, les conseils et l'appui considérables d'un corps de professeurs, experts et praticiens.

Il convient aussi de remercier tout particulièrement M. Said Tounsi (Economiste et Professeur à l'université Mohammed V de Rabat), M. Idriss El Abbassi (Economiste et Professeur à l'Université Mohammed V de Rabat), M. Abdelaaziz Ait Ali (Senior économiste à Policy Center for the New South) et M. Tayeb Ghazi (Economiste à Policy Center for the New South).

Le présent volume est diffusé sous la responsabilité du comité scientifique de l'appel à contributions que nous tenons à remercier pour les efforts déployés afin que ces contributions analytiques puissent voir le jour. Les vues exprimées sont celles de leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles du Haut-Commissariat au Plan ou du Policy Center for the New South. ■

Ouverture commerciale, IDE et croissance économique

Quelle relation dans le cas du Maroc ?



Ce travail utilise l'approche ARDL de cointégration pour chercher la relation de cointégration entre l'investissement direct étranger (IDE), l'ouverture commerciale et la croissance économique au Maroc pour la période 1990-2014. Aussi, nous utilisons le modèle ARDL pour l'étude de la relation de causalité au sens de Granger entre les variables citées plus haut. Nous avons étudié la relation de causalité au sens de Granger entre les variables afin de vérifier, entre autres, les hypothèses de la croissance tirée par l'investissement direct étranger et de la croissance tirée par l'ouverture commerciale. Sur trois modèles estimés, nous avons obtenu deux relations de cointégration. Il y a relation de cointégration lorsque les variables croissance économique et investissement direct étranger occupent le rôle de variable dépendante. Parmi les résultats

obtenus de la relation de long terme, les variables explicatives force de travail et ouverture commerciale impactent positivement la variable dépendante croissance économique, alors que la variable explicative croissance économique impacte positivement l'investissement direct étranger. Pour les résultats de la causalité au sens de Granger, ils vont dans le même sens que ceux de la relation de long terme, les IDE ne causent pas la croissance économique à court terme, et il y a relation de causalité unidirectionnelle de court et de long termes de l'ouverture commerciale à la croissance économique. Nous concluons qu'au Maroc la croissance économique n'est pas tirée par l'investissement direct étranger et qu'elle l'est par l'ouverture commerciale.

Mots-clés : IDE, ouverture commerciale, croissance économique, le modèle ARDL, la technique ARDL de cointégration, causalité au sens de Granger.

Par Nasr-Allah BADR, Faculté des Sciences juridiques, économiques et sociales de Rabat-Agdal

1. Introduction

Le commerce extérieur et l'IDE sont connus pour être des déterminants importants de la croissance économique. Le commerce extérieur incite les entreprises à innover et à être compétitives en ce qui concerne leur savoir-faire et leur technologie. Les exportateurs utilisent l'innovation et une technologie de production développée afin de conforter leur rôle de sous-traitant pour les entreprises étrangères ou pour être plus compétitifs sur le marché international. Les producteurs de substituts de biens importés, face à la compétition des firmes étrangères exportant sur le marché domestique, se voient obligés d'adopter une production intensive en capital pour faire face à la rude compétition des firmes étrangères chez qui les produits sont souvent intensifs en capital. Ainsi,

l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique peut être positif à cause de l'accumulation du capital physique et du transfert de technologie.

Aujourd'hui, la plupart des pays se sont orientés vers l'attraction et la promotion de l'investissement direct étranger. Il y a presque un consensus concernant les effets bénéfiques de l'IDE sur les économies d'accueil. En effet, plusieurs organismes internationaux, des politiciens et une large majorité d'économistes présentent l'IDE comme un promoteur de la croissance et du développement économique. Du moins sur le plan théorique, les effets bénéfiques potentiels de l'IDE sont considérés comme substantiels. En effet, les bénéfices des IDE se concrétisent, non seulement par des entrées de capitaux pour le pays-hôte, mais aussi par un apport de technologie et de savoir-faire ainsi que par l'accès à

de nouveaux marchés. Dit autrement, grâce aux effets *spillovers* (retombées positives) qui se manifestent à différents niveaux, l'IDE peut contribuer d'une façon active à la croissance et au développement économique. Sur le plan empirique, cependant, les résultats sont mitigés quant à l'effet réel des IDE sur la croissance économique (1).

Depuis la fin du XX^e et le début du XXI^e siècle, le Maroc s'est inscrit dans une politique de libéralisation commerciale, en signant plusieurs accords de libre-échange avec plusieurs partenaires. Ces accords ont boosté les exportations du Royaume, en lui permettant d'accéder à d'autres marchés et de renforcer sa présence sur les marchés traditionnels. En parallèle, ces accords ont boosté également les importations du pays. Disposant d'atouts réels, tels que la proximité géographique par rapport aux pays de l'Union européenne et une main-d'œuvre disponible à des coûts inférieurs à ceux de l'Union européenne, le Maroc, en s'inscrivant dans une politique d'attraction de l'IDE, a pu attirer un volume important d'IDE. Dans ce travail, en étudiant le cas de l'économie marocaine, nous allons tenter de répondre aux questions suivantes : la croissance économique est-elle tirée par l'IDE ou est-elle tirée par d'autres variables, telles que l'ouverture commerciale ? Quels sont les principaux déterminants de la croissance économique ? L'IDE figure-t-il parmi ces déterminants ? La croissance économique impacte-t-elle ou cause-t-elle l'IDE ? Y a-t-il un lien entre l'IDE et l'ouverture commerciale ? Afin de répondre à ces questions, nous allons recourir à la technique ARDL de cointégration pour étudier les relations de cointégration entre différentes variables dont la croissance économique, le flux des IDE et l'ouverture commerciale. Puis, nous allons nous pencher sur la relation de causalité au sens de Granger entre les variables. L'article sera organisé selon le plan suivant : la deuxième section sera consacrée à une brève revue de la littérature. Dans une troisième section, nous allons présenter la source de la base de données et décrire les variables utilisées. La quatrième section portera sur la méthode et les résultats empiriques, en commençant par les tests de racine unitaire, puis nous allons étudier la cointégration, puis viendra la relation de long terme et le modèle à correction d'erreur, et la section se termine par l'étude de la relation de causalité au sens de Granger. La dernière section sera consacrée à la conclusion.

2. Brève revue de littérature

Plusieurs travaux ont étudié l'impact des IDE et du commerce extérieur (ou export) sur la croissance économique. L'effet de chacune de ces deux variables sur la croissance économique a été étudié pour plusieurs pays, en utilisant divers échantillons et méthodes économétriques. Beaucoup de travaux traitant de la question ont étudié deux hypothèses, la première dit que l'IDE est le principal catalyseur de la croissance économique (*FDI-led growth*), et la seconde consiste à dire que l'exportation est le principal catalyseur de la croissance (*Export-led growth*). Ces deux hypothèses supportent l'idée que la croissance économique est tirée principalement par l'IDE et l'exportation.

Ghirmay *et al.* (2001) ont étudié la relation entre les exportations et la croissance économique dans 19 pays en voie de développement. Les résultats obtenus indiquent qu'il existe une relation de long terme entre les deux variables dans 12 des pays en voie de développement et que la promotion des exportations attire les investissements et augmente la croissance du PIB dans ces pays. Mamun et Nath (2003) ont trouvé une causalité unidirectionnelle de long terme de l'exportation à la croissance économique pour le Bangladesh. Narayan *et al.* (2007) ont examiné l'hypothèse de la croissance tirée par l'exportation pour les Fidji et la Papouasie-Nouvelle-Guinée. Leurs résultats supportent qu'à long terme la croissance est tirée par l'exportation pour les Fidji, alors que pour Papouasie-Nouvelle-Guinée la croissance est tirée par l'exportation à court terme.

Il ressort de plusieurs travaux empiriques étudiant l'hypothèse de la croissance tirée par les IDE que la promotion des IDE impactera positivement l'économie, en introduisant nouvelle technologie et savoir-faire, en créant de nouveaux emplois et en donnant accès au marché international. Toutefois, il n'y a pas de consensus sur la question. Selon Blomstrom *et al.* (1992), les IDE impactent positivement la croissance économique seulement dans les pays développés. Pour Boyd and Smith (1992), les IDE peuvent impacter

(1) Pour plus de détails sur les travaux ayant porté sur l'effet des IDE sur la croissance économique, voir la prochaine section : une brève revue de la littérature.

négalement la croissance économique. Borensztein *et al.* (1998) ont étudié l'effet des IDE sur la croissance économique dans une approche de régression entre pays. Selon leurs résultats, les IDE peuvent être un important outil de transfert de technologie moderne, mais son efficacité dépend du stock de capital humain dans le pays. En se référant à Nair-Reichert and Weinhold (2001), la relation causale entre les IDE et la croissance économique dans les pays en voie de développement est hétérogène. En utilisant de nouvelles techniques statistiques et de nouvelles bases de données pour étudier la relation entre IDE et croissance économique, Carkovic et Levine (2002) ont trouvé que l'hypothèse de la croissance tirée par les IDE n'est pas vérifiée.

Selon Anthukorala (2003), les IDE ont un effet positif sur le PIB, et il existe une causalité unidirectionnelle de l'IDE au PIB pour le Sri Lanka. Baliamoune-Lutz (2004) ont trouvé un impact positif des IDE sur la croissance économique et une relation bidirectionnelle entre les exportations et les IDE au Maroc. Ce résultat implique que les IDE peuvent aussi promouvoir les exportations et vice versa. Aussi, quelques auteurs ont étudié la relation entre l'intégration régionale et l'IDE. Darrat *et al.* (2005) ont étudié l'impact des IDE sur la croissance économique en Europe centrale, en Europe de l'Est et en région MENA. Ils ont trouvé que le flux des IDE stimule la croissance économique dans les pays de l'Union européenne (UE), alors que dans les pays de la zone MENA et dans les pays non européens il est non existant ou négatif. Comme Darrat *et al.* (2005), Hisarciklilar *et al.* (2006) n'ont pas trouvé de causalité entre les IDE et le PIB pour la plupart des pays méditerranéens – Algérie, Chypre, Syrie, Jordanie, Israël, Maroc, Tunisie et Turquie – pour la période 1979-2000.

Les recherches examinant l'impact des exportations et des IDE sur la croissance économique dans le même modèle ont obtenu des résultats qui diffèrent d'un travail à l'autre. Par exemple, en se référant à Alia et Dcal (2003), l'hypothèse de la croissance tirée par les exportations est vérifiée pour la Turquie, alors que celle de la croissance tirée par les IDE n'est pas vérifiée, car l'effet des retombées positives n'est pas présent. Dans les pays de l'Amérique latine (Brésil, Argentine et Mexique), Alguacil *et al.* (2000) ont trouvé que l'hypothèse de la croissance tirée par les IDE est

confirmée mais pas l'hypothèse de la croissance tirée par les exportations. Les auteurs ont trouvé que les IDE impactent positivement la croissance économique et le commerce extérieur. Dritsaki et Adamopoulos (2004) ont trouvé une relation causale unidirectionnelle de l'IDE à la croissance économique et une relation causale bidirectionnelle entre l'exportation et la croissance économique pour la Grèce. Selon Yao (2006), il existe une relation forte entre l'IDE, l'exportation et la croissance économique en Chine. Rahman (2007), a examiné l'effet des IDE et des exportations sur le PIB réel de quelques pays asiatiques (Bangladesh, Inde, Pakistan et Sri Lanka) pour la période 1976-2006, en utilisant la technique ARDL de cointégration. La technique ARDL a confirmé la relation de cointégration entre les variables pour ces quatre pays. L'effet de court terme des exportations sur le PIB réel au Bangladesh est plus visible que celui des IDE. La même chose s'applique à l'Inde, avec quelques exceptions au niveau de l'effet de court terme qui est relativement plus fort. Dans le cas du Pakistan, l'auteur a trouvé que les IDE exercent un effet restrictif sur le PIB réel, cependant pas très significatif. Il a trouvé que les IDE ont un effet restrictif sur le PIB réel pour le Sri Lanka. Alaya (2008) a examiné la relation entre les IDE, l'ouverture commerciale et la croissance économique en Jordanie pour la période 1990-2008, en appliquant la modélisation ARDL pour la cointégration. Dans les résultats, il a trouvé une causalité unidirectionnelle de l'IDE et de l'ouverture commerciale à la croissance économique. Alaya (2006) a examiné l'effet des IDE et des exportations sur la croissance économique, en estimant un modèle en données de panel pour le Maroc, la Tunisie et la Turquie. Il a trouvé que les exportations ont une contribution positive à la croissance économique, alors que les IDE agissent négativement sur la croissance économique. Mansouri (2009) a estimé un modèle en séries chronologiques pour l'économie marocaine, en cherchant à connaître l'impact de l'IDE et de l'ouverture commerciale sur le PIB par tête. L'auteur conclut que les deux variables IDE et ouverture commerciale n'ont aucun impact sur le PIB par tête, mais lorsque ces deux variables sont mises dans le modèle d'une manière combinée sous forme d'une seule variable, elles deviennent significatives et impactent positivement la croissance économique. En expliquant ce résultat, l'auteur affirme que « les

IDE sont à même de booster la croissance économique *per capita* au Maroc s'ils sont accompagnés de la libéralisation commerciale ». Abdouni et Hanchane (2010) ont estimé un modèle en données de panel pour un échantillon de 30 pays en voie de développement pour la période 1982-1997. Ils concluent que les IDE ont un effet positif sur la croissance économique. Yarui Li, Joshua D. Woodard et David J. Leatham (2013) ont examiné la causalité entre les IDE et la croissance économique pour un échantillon de pays, en utilisant « *the directed acyclic graph approach* ». Ils ont trouvé que la croissance économique cause le flux des IDE dans les pays en voie de développement, alors que les IDE causent la croissance économique dans les pays développés. Mah (2015) a essayé de révéler les déterminants de la croissance économique au Maroc, en appliquant le test de cointégration de Stocke et Watson et le modèle à correction d'erreur. L'auteur a trouvé qu'il existe une relation de long terme entre les variables. Il a trouvé que les variables IDE et exportation n'ont pas d'impact sur la croissance économique et que la variable ouverture commerciale a un impact négatif sur la croissance. L'auteur explique ce résultat par un effet négatif des importations sur la croissance économique.

3. Source des données et description des variables

Les variables employées dans ce travail sont la croissance économique (Y), l'investissement direct étranger (IDE), l'ouverture commerciale (OC), le stock de capital (C) et la force de travail (T) dans l'économie. Afin d'approcher la croissance économique et l'investissement direct étranger, nous avons utilisé le PIB et le flux entrant des IDE, respectivement. Comme dans plusieurs travaux de la littérature, la variable ouverture commerciale (OC) sera approchée par la somme des exportations et des importations de marchandises divisée par le PIB. Pour les autres variables, à savoir le stock de capital (C) et la force de travail (T), ils seront approchés par les variables formation brute de capital fixe et le pourcentage de la population active, respectivement. La variable formation brute de capital fixe est utilisée dans divers travaux de la littérature pour représenter le stock de capital, car les informations sur le stock de capital

sont souvent indisponibles. Désormais, la variable stock de capital sera intitulée capital d'investissement (C).

La source des données est la base de données de la Banque mondiale, intitulée « Indicateurs du développement dans le monde ». Les données sont annuelles et couvrent la période de 1990 à 2014. Nous avons été contraints d'écourter la période, car les données sur la variable force de travail ne sont disponibles, en ce qui concerne l'économie marocaine, que pour la période 1990 à 2014, et, par conséquent, cette période devient elle-même la période d'étude (2). Dans ce travail, toutes les séries ont été converties en valeur réelle et en unité de devise locale (dirham). Les séries qui n'étaient disponibles qu'en valeur courante ont été converties en valeur réelle, en divisant par le déflateur du PIB avec 2007 comme année de référence. Les séries qui n'étaient disponibles qu'en dollars ont été converties en dirhams, en divisant par le taux de change officiel.

4. La méthodologie économétrique et les résultats empiriques

4.1. Les tests de racine unitaire

Le test Bounds de l'approche ARDL (3) se base sur l'hypothèse que les variables doivent être intégrées d'ordre 1 $I(1)$ ou d'ordre 0 $I(0)$. Ainsi, nous avons procédé aux tests de racine unitaire afin de déterminer l'ordre d'intégration des séries, l'objectif est de s'assurer qu'aucune des variables n'est intégrée d'ordre 2 $I(2)$. Si une des variables est $I(2)$, on ne peut pas interpréter la valeur de la statistique F fournie par Pesaran *et al.* (2001). Afin de tester l'ordre d'intégration des séries, nous avons utilisé deux tests de racine unitaire, le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le test de Phillippe-Perron.

Les résultats obtenus en utilisant les deux tests sont concordants, toutes les séries sont $I(1)$, sauf la série croissance économique (Y) qui est $I(0)$. Les résultats

(2) Pour les autres variables, elles sont toutes disponibles au moins depuis l'années 1970 et jusqu'à l'année 2014.

(3) ARDL : Autoregressive-distributed lag, retard autorégressif distribué.

sont reportés dans le tableau 1. Mise à part la croissance (Y) qui a rejeté l'hypothèse nulle en niveau, les autres séries rejettent l'hypothèse nulle de la non-stationnarité

en différence première. Ainsi, on a des variables I(1) et I(0) mais aucune des variables n'est I(2), ce qui constitue le cadre idéal pour l'utilisation de l'approche ARDL.

Tableau 1
Les tests de racine unitaire (ADF et Phillips-Perron)

Séries	Statistique ADF [R] (probabilité)	VC	Statistique PP [BW](probabilité)	VC
ln Y	-4,917** [0] (0,0006)	-2,9919	-4,880** [2] (0,0007)	-2,9919
ln IDE	0,297* [1] (0,7631)	-1,9564	0,271* [1] (0,7563)	-1,9556
Δln IDE	-6,951* [0] (0,0000)	-1,9564	-6,739* [2] (0,0000)	-1,9564
ln C	0,836* [0] (0,8851)	-1,9557	0,853* [1] (0,8880)	-1,9557
Δln C	-4,622* [0] (0,0001)	-1,9564	-4,622* [0] (0,0001)	-1,9564
ln T	-1,103* [2] (0,2362)	-1,9572	0,629* [2] (0,4342)	-1,9557
ΔlnT	-4,863* [1] (0,0000)	-1,9572	-2,819* [6] (0,0069)	-1,9564
ln OC	-0,641* [0] (0,4287)	-1,9557	-0,727* [6] (0,3910)	-1,9557
Δln OC	-4,619* [0] (0,001)	-1,9564	-4,650* [7] (0,0001)	-1,9564

R est le retard ; VC est la valeur critique à 5 % ; et BW est le Bandwidth.

* modèle sans constante et trend.

** modèle avec constante et sans trend.

*** modèle avec trend et constante.

4.2. Le test Bounds de cointégration

La seconde étape sera de tester l'existence d'une relation ou de plusieurs relations de cointégration entre les variables croissance économique, investissement direct étranger, ouverture commerciale, capital d'investissement et force de travail. Comme nous pouvons le constater, nous avons cinq variables, et notre démarche est de travailler sur plusieurs modèles, l'idée est que chacune des variables occupe le rôle de variable dépendante dans le modèle. Cependant,

pour des raisons d'interprétation économique (ou de théorie économique) et aussi pour ne pas sortir du cadre de la problématique que nous avons posée au départ, nous allons nous limiter à trois modèles au lieu de cinq, ce qui signifie que trois variables seulement vont passer à gauche du modèle et occuperont le rôle de variable dépendante dans ce dernier, à savoir croissance économique, investissement direct étranger et ouverture commerciale. Les deux autres variables restantes, force de travail et capital d'investissement, occuperont le rôle de variable de contrôle dans les trois modèles.

Comme précisé plus haut, pour tester l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration parmi les variables, nous utilisons le test bounds de cointégration. La méthode ARDL (test Bounds) de cointégration a été développée par Pesaran et Shin (1999) et Pesaran *et al.* (2001). En la comparant aux autres méthodes traditionnelles de cointégration, cette méthode a trois avantages. Le premier est qu'elle n'impose pas aux variables d'être intégrées du même ordre d'intégration, les variables peuvent être intégrées du même ordre ou d'un ordre différent;

autrement dit, elles peuvent être I(1) et I(0) mais jamais d'un ordre supérieur à un. Le second avantage est que cette méthode est plus efficace que les autres dans les cas où les échantillons sont de petite taille ; ainsi, elle est plus adaptée à cette étude où nous travaillons avec un échantillon de petite taille (25 observations). Le troisième et dernier avantage est que la méthode ARDL fournit des estimations non biaisées des coefficients de long terme (Harris et Sollis, 2003). Les modèles ARDL utilisés dans ce travail sont les suivants :

$$\Delta \ln Y_t = a_{01} + b_{11} \ln Y_{t-1} + b_{21} \ln IDE_{t-1} + b_{31} \ln C_{t-1} + b_{41} \ln T_{t-1} + b_{51} \ln OC + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{2i} \Delta \ln IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{3i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{4i} \Delta \ln T_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{5i} \Delta \ln OC_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta \ln IDE_t = a_{02} + b_{12} \ln Y_{t-1} + b_{22} \ln IDE_{t-1} + b_{32} \ln C_{t-1} + b_{42} \ln T_{t-1} + b_{52} \ln OC + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{3i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{4i} \Delta \ln T_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{5i} \Delta \ln OC_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$\Delta \ln OC_t = a_{03} + b_{13} \ln Y_{t-1} + b_{23} \ln IDE_{t-1} + b_{33} \ln C_{t-1} + b_{43} \ln T_{t-1} + b_{53} \ln OC + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln OC_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{2i} \Delta \ln T_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{3i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{4i} \Delta \ln IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^p a_{4i} \Delta \ln Y_{t-i} + \varepsilon_{5t} \quad (3)$$

Les variables sont celles définies précédemment, ln représente l'opérateur du logarithme, Δ est la différence première, et ε est le terme d'erreur. La première étape dans la méthode bounds ARDL est l'estimation des trois équations par les moindres carrés ordinaire (MCO). Nous pouvons tester l'existence de relations de cointégration en menant le test Fisher sur la significativité des coefficients accompagnant les variables en niveau retardées. Le test est $H_0 : b_{1i} = b_{2i} = b_{3i} = b_{4i} = b_{5i} = 0$ contre l'hypothèse alternative $H_1 : b_{1i} \neq b_{2i} \neq b_{3i} \neq b_{4i} \neq b_{5i} \neq 0$ pour $i=1,2,3$. La valeur de la statistique de Fisher obtenue sera comparée à deux valeurs critiques fournies par Pesaran *et al.* (2001). La première valeur critique est calculée sur la base de l'hypothèse que toutes les variables présentes dans le modèle ARDL sont intégrées d'ordre zéro I(0), alors que la deuxième valeur est calculée sur la base de l'hypothèse que les variables sont intégrées d'ordre un I(1). On rejette l'hypothèse nulle de la non-cointégration si la valeur de la statistique

de Fisher obtenue dépasse la valeur critique de la limite supérieure (4), alors qu'elle est acceptée si la valeur de la statistique de Fisher est inférieure à la valeur critique de la limite inférieure (5). Si la statistique de Fisher obtenue est située entre les deux limites inférieure et supérieure, dans ce cas-là, on ne peut pas conclure.

Pour les retards (p) dans les modèles ARDL conditionnels à correction d'erreur (6), nous choisissons un retard maximum (7) de 2 et nous utilisons le

(4) Limite supérieure : *upper bounds*.

(5) Limite inférieure : *lower bounds*.

(6) Le modèle ARDL conditionnel à correction d'erreur est une appellation utilisée par Pesaran *et al.* (2001) pour les modèles des équations 1, 2, 3. Ce sont les modèles qui servent à effectuer le test bounds de cointégration.

(7) Les auteurs ont précisé dans Pesaran et Shin (1999) qu'il est préférable de choisir un nombre maximum de retard égal à 2 pour les données annuelles.

critère d'information Schwarz pour déterminer le nombre optimal de retards. Les statistiques de Fisher calculées sont reportées dans le tableau 2. La notation $F(Y/IDE,C,T,OC)$ nous renseigne sur la variable dépendante, en l'occurrence Y. Nous remarquons dans le tableau 2 que quand Y et IDE occupent le rôle de variables dépendantes, la valeur de la statistique de Fisher dépasse celle de la valeur critique de la limite

supérieure à 1 % ; ainsi, avec un risque de 1 % nous acceptons l'hypothèse alternative de cointégration dans les deux cas. Dans le cas restant, nous ne pouvons pas accepter l'hypothèse alternative de cointégration, même avec un seuil de 5 % ; dans ce cas-là, la statistique de Fisher est inférieure à la valeur critique de la limite inférieure. Ainsi, nous pouvons conclure qu'il n'y a pas de cointégration.

Tableau 2
Les résultats du test bounds de cointégration

La variable dépendante	F-statistique	La limite inférieure I(0)	La limite supérieure I(1)	Décision
F(Y/IDE,C,T,OC)	8,426415	3,07**	4,44**	Cointégré
F(IDE/ Y,C,T,OC)	14,439112	3,74**	5,06**	Cointégré
F(OC/ Y,IDE,C,T)	2,174253	2,86*	4,01*	Non cointégré

* La limite à 5 % ; ** la limite à 1 %.

4.3. La relation de long terme et le modèle à correction d'erreur

Une fois que la relation de cointégration est établie, nous estimons la relation de long terme et le modèle à correction d'erreur accompagnant la relation de long terme. Dans le cas où la variable dépendante est Y, le modèle à correction d'erreur, associé à la relation de long terme, est le suivant :

$$\Delta \ln Y = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \varpi_j \Delta \ln IDE_{t-j} + \sum_{l=0}^{q_2} \varphi_l \Delta \ln C_{t-l} + \sum_{m=0}^{q_3} \gamma_m \Delta \ln T_{t-m} + \sum_{n=0}^{q_4} \eta_n \Delta \ln OC_{t-n} + \vartheta ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

où ϕ , ϖ , φ , γ et η sont les coefficients de la dynamique de court terme de la convergence du modèle vers l'équilibre, ϑ est la rapidité de l'ajustement. Les retards p , q_1 , q_2 , q_3 et q_4 sont obtenus en minimisant le critère d'information Schwarz.

A partir du modèle ARDL conditionnel à correction d'erreur, nous pouvons calculer les coefficients de long terme (8). Le tableau 3 présente les coefficients de long terme avec leurs probabilités critiques pour l'ensemble des modèles où il y a cointégration (modèles 1 et 2). Nous constatons du modèle (1), où la variable dépendante est la croissance économique, que la variable IDE a un coefficient positif mais non significatif, alors que les trois autres variables ont des

coefficients positifs et significatifs. Nous remarquons que les deux variables force de travail (T) et ouverture commerciale (OC) ont enregistré les coefficients les plus importants avec 13,99 et 2 respectivement, et avec une significativité qui s'élève à 1 % pour les deux. L'autre variable le capital d'investissement est significative à 5 %, mais avec une valeur faible au niveau du coefficient qui est de 0,03 seulement. Ainsi, nous pouvons affirmer que la croissance économique au Maroc ne s'explique pas par les IDE mais par la force de travail, l'ouverture commerciale et, à un degré moindre, par le capital d'investissement. Pour être plus explicite, une augmentation de 1 % de la force de travail et de l'ouverture commerciale conduira à une augmentation de 13,99 % et de 2 % du PIB réel, autrement dit de la croissance économique, respectivement. Nous retenons pour le modèle (2), où la variable dépendante est l'IDE, que le PIB réel, autrement dit la croissance économique (Y), explique les IDE avec un coefficient qui s'élève à 3,68 et qui est significatif à 5%. Pour être plus explicite, une augmentation du PIB réel (Y) de 1 % mènera à une augmentation de l'IDE de 3,68 %.

(8) Voir la page 6 de Pesaran et Shin (1999) pour les détails de calcul des coefficients de long terme.

Tableau 3

**Les coefficients de long terme
(les variables dépendantes sont Y et IDE pour
les modèles 1 et 2 respectivement)**

Variables	Coefficients (probabilités)	
	Modèle (1)	Modèle (2)
Constante	—	-333,8900* (0,0912)
ln(Y)	—	3,688133** (0,0150)
ln (IDE)	0,086478 (0,1715)	—
ln(C)	0,037221* (0,0715)	0,484331** (0,0346)
ln(T)	13,995371*** (0,0000)	36,202672 (0,2598)
ln(OC)	2,00144*** (0,0005)	-4,903464 (0,1104)

(*) (**) (***) Indique une significativité à 10 %, 5 % et 1 % respectivement.

Nous constatons dans le tableau 4, qui présente les modèles à correction d'erreur, que dans les deux modèles (1 et 2) les termes de correction d'erreur retardés ECT(-1) sont tous significatifs et avec le signe négatif souhaité, ce qui confirme les relations de cointégration dans les deux modèles. Cela dit, dans le modèle (1), par exemple, il y a une très forte rapidité d'ajustement vers l'équilibre avec un coefficient égal à -1,40. Il y a, également, une rapidité forte pour le modèle (2), mais moins forte que le premier, avec un coefficient égal à -0,47. Pour être plus explicite, il y a approximativement 47 % du déséquilibre provenant des chocs des années précédentes qui est corrigé et converge vers l'équilibre de long terme chaque année pour le modèle (2). Les résultats obtenus des coefficients de la dynamique de court terme sont affichés dans le tableau 4. Il est à noter pour le modèle (1) que le coefficient de la dynamique de court terme de la variable force de travail (T) est non significatif, contrairement à ce qui a été enregistré dans la relation de long terme. Pour les autres variables, il n'y a pas de grandes différences méritant d'être relevées.

Tableau 4

Modèles à correction d'erreur

Variables	Coefficients (probabilités)	
	Modèle (1)	Modèle (2)
Constante	-0,0231 (0,8784)	-0,0338 (0,8192)
$\Delta \ln Y$	—	0,3083** (0,0414)
$\Delta \ln IDE$	0,0675 (0,5737)	—
$\Delta \ln C$	0,0677 (0,2736)	-0,0947 (0,1021)
$\Delta \ln C(-1)$	—	-0,5487*** (0,0000)
$\Delta \ln T$	13,4087 (0,2758)	64,9063*** (0,0001)
$\Delta \ln T(-1)$	—	—
$\Delta \ln OC$	1,7883* (0,0728)	-1,5953* (0,0935)
$\Delta \ln OC(-1)$	-2,6453*** (0,0070)	—
ECT (-1)	-1,4041*** (0,0000)	-0,4712*** (0,0000)
R ²	0,780	0,899
F-statistique	9,502	23,853
Probabilité-F-stat	0,000	0,000
DW	2,272	2,733

4.4. Les tests de diagnostic et les tests de stabilité du modèle

Les modèles à correction d'erreur estimés sont globalement bons, comme le montrent les valeurs obtenues des R² qui sont toutes proches de 1. Concernant les tests de diagnostic qui sont reportés dans le tableau 5, on constate que les deux modèles réussissent le test d'hétéroscédasticité et le test de normalité des résidus. Pour le test, d'autocorrélation des erreurs, le modèle (1) réussit le test, alors que pour le modèle (2) on peut accepter l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs avec un seuil de 10 %. L'autocorrélation des erreurs dans le modèle (2) peut s'expliquer par l'absence de variables importantes dans le modèle

permettant d'expliquer la variable dépendante IDE, par exemple, des variables représentant le coût et la qualité de la main-d'œuvre et les variables institutionnelles (stabilité politique et autres...). Cependant, nous pouvons affirmer qu'avec un seuil de 5 % le modèle (2) réussit le test d'autocorrélation des erreurs. Concernant le test de spécification du modèle, en l'occurrence le test Ramsey Rest, il nous permet d'affirmer que le modèle (2) est bien spécifié, alors qu'il laisse le doute s'installer sur la spécification du modèle (1), ce dernier échoue au test avec un seuil de 10 %, ce qui pousse à croire que le modèle est mal spécifié et qu'il y a des chances que ce dernier soit spécifié sous une autre forme, notamment non linéaire. Cependant, le modèle (1) réussit le test de Ramsey Rest avec un seuil de 5 %, ce qui nous permet d'affirmer que le modèle est bien spécifié.

Selon Pesaran (1997), le test de stabilité des coefficients de la dynamique de court terme est essentiel pour le test de la stabilité des coefficients de long terme. Pesaran (1997) propose d'appliquer les tests de la somme cumulative des résidus récurrents (CONSUM) et la somme cumulative des résidus récurrents au carré (CONSUMSQ) au modèle à correction d'erreur pour tester la stabilité des coefficients de long terme *via* le test de la stabilité des coefficients de la dynamique de court terme. Rappelons que nous avons deux modèles où il y a cointégration et relation de long terme, ces derniers ont fait l'objet de test CONSUM et CONSUMSQ, afin de tester la stabilité des coefficients de long terme ; les résultats sont reportés dans la figure 1. On remarque que le modèle (1) ne dépasse pas les deux droites critiques de l'instabilité, que ça soit dans le test CONSUM ou CONSUMSQ, et ainsi nous pouvons affirmer que les coefficients de ce modèle sont stables. En regardant le test CONSUMSQ du modèle (2), nous constatons qu'il a échoué au test, en dépassant la droite critique, qui indique le seuil de 5 %, de l'année 2001 à 2005. Autrement dit, nous pouvons affirmer qu'il y a un risque d'au moins 5 % que le modèle (2) soit instable. L'instabilité des coefficients du modèle (2) nous impose le recul dans l'interprétation des résultats de ce modèle.

A partir de l'année 1993, l'économie marocaine a connu une vague de privatisations d'entreprises détenues par l'État. De 1993 à 2006, les recettes

obtenues par les opérations de privatisation sont de 94 milliards de dirhams, dont 67 milliards représentant les IDE, soit environ 70 % des recettes de privatisation (9). Nous soulignons que l'essentiel des recettes de privatisation, environ 72 milliards de dirhams, ont été enregistrées entre 2000 et 2005, ce qui coïncide avec la période d'instabilité du modèle qui va de 2001 à 2005. Cela laisse présager que l'impact des recettes de privatisation sur les IDE est la cause de l'instabilité repérée dans le modèle (2), modèle où la variable dépendante est l'IDE. Pour être plus explicite, durant la période de l'instabilité un changement structurel, en ce qui concerne la réaction des IDE aux variations des autres variables du modèle, s'est opéré à cause du flux des recettes de privatisation pendant cette période.

La solution à ce problème d'instabilité est d'estimer deux échantillons, le premier avant la période d'instabilité et le deuxième après la période d'instabilité. Cependant, cela n'est pas faisable pour deux raisons : la première est que dans le cadre de cette méthode nous travaillons sur plusieurs modèles à la fois, la deuxième est que l'échantillon de cette étude est limité à 25 observations seulement.

Tableau 5
Les tests de diagnostic

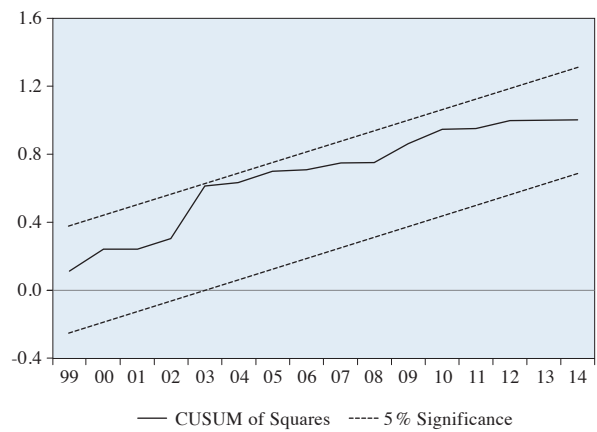
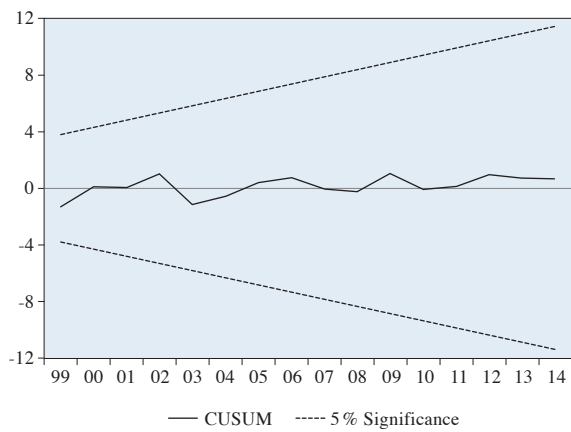
Test	F-statistique (probabilité)	
	Modèle 1	Modèle 2
Autocorrélation des erreurs : Breusch-Godfrey LM	0,6366 (0,5437)	3,093 (0,0772)
Hétéroscédasticité : Breusch-Pagan-Godfrey	0,9427 (0,4923)	1,167 (0,3710)
Normalité des résidus : Jarque-Bera.	2,1792* (0,3363)	1,467* (0,4801)
Ramsey Reset	4,0097 (0,0637)	0,032 (0,8585)

* La statistique de Jarque-Bera.

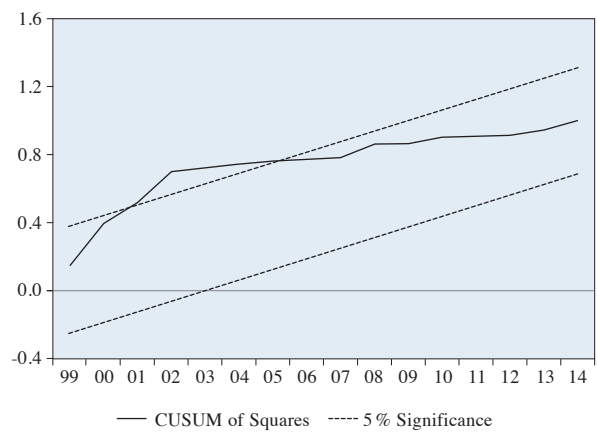
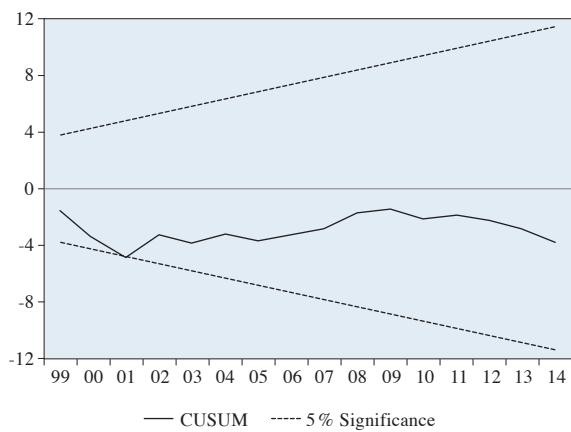
(9) L'ensemble des chiffres sur les recettes de la privatisation sont des chiffres officiels fournis par le ministère des Finances du Maroc.

Figure 1 : Les tests CONSUM et CONSUMSQ

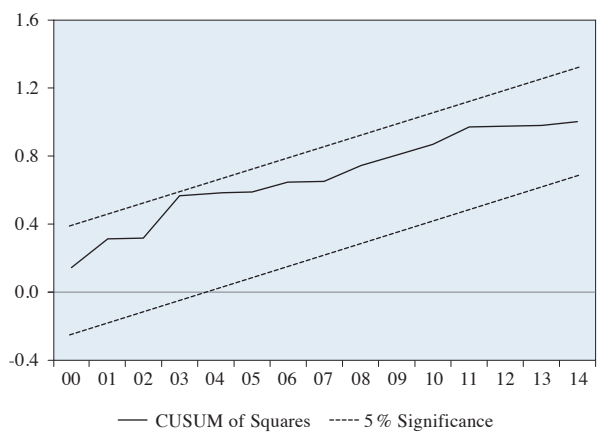
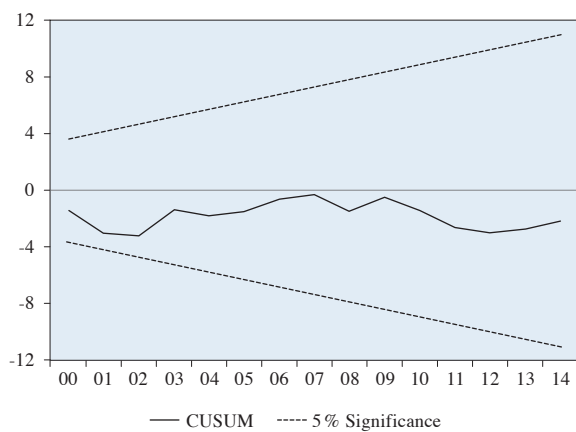
Modèle 1



Modèle 2



Modèle 4



4.5. La causalité de court et long terme au sens de Granger

Le vecteur du modèle à correction d'erreur servant à étudier la causalité est le suivant :

$$\Delta \ln Y = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \ln IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \ln T_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \ln OC_{t-i} + \alpha ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta \ln IDE_{t-i} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \ln T_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \ln OC_{t-i} + \alpha ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta \ln OC_{t-i} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \ln OC_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \ln IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \ln T_{t-i} + \varepsilon_i \quad (6)$$

Les variables incluses dans les modèles (4) à (6) sont celles définies précédemment. Les équations de (4) à (6) seront estimées par les MCO séparément. Le choix des retards optimaux p et q est basé sur le critère d'information Schwarz. Selon Narayan et Smyth (2004), pour étudier la causalité, les modèles où nous avons rejeté l'hypothèse nulle de la non-cointégration seront estimés avec le terme de la correction d'erreur retardé $ECT(-1)$. En l'occurrence, les équations où les variables dépendantes sont Y et IDE seront estimées avec le terme $ECT(-1)$, car on a rejeté l'hypothèse de la non-cointégration dans ces modèles. Et l'équation où la variable dépendante est OC sera estimée sans le terme $ECT(-1)$, car il n'y a pas de relation de cointégration dans cette équation. La relation de long terme existante entre les variables nous indique qu'il doit y avoir au moins une relation de causalité dans une seule direction, mais elle n'indique pas la direction de cette causalité. Dans cette méthode, on distingue deux causalités, la causalité de court terme et la causalité de long terme. Toujours selon Narayan et Smyth (2004), la causalité de court terme est déterminée par les statistiques F des variables explicatives, alors que la statistique t (de Student) du coefficient du terme de la correction d'erreur retardé nous indique la causalité de long terme.

Le tableau 6 reporte l'ensemble des résultats sur la causalité de court et long termes. En commençant par la causalité de long terme, nous constatons dans le tableau 6 que les coefficients des termes de la correction d'erreur retardés sont tous significatifs à 1%, ce qui implique l'existence d'une causalité de long terme dans les deux équations (4) et (5). Ainsi, pour l'équation (4),

la causalité de long terme opère à travers le terme de la correction d'erreur de la variable ouverture commerciale (OC), force de travail (T), capital d'investissement (C), et l'investissement direct étranger (IDE) à la variable croissance économique (Y). En d'autres termes, les variables ouverture commerciale (OC), force de travail (T), capital d'investissement (C) et investissement direct étranger (IDE) causent au sens de Granger la croissance économique (Y). Pour l'équation (5) où la variable dépendante est l'investissement direct étranger, les variables ouverture commerciale (OC), force de travail (T), capital d'investissement (C) et croissance économique (Y) causent au sens de Granger la variable investissement direct étranger (IDE).

Concernant la causalité de court terme, reportée dans le tableau 6, nous constatons deux relations de causalité unidirectionnelle de la variable ouverture commerciale aux variables croissance économique (Y) et investissement direct étranger (IDE) ; il faut préciser que l'ouverture commerciale cause l' IDE avec une significativité de 10% seulement. Il existe aussi trois liens de causalité unidirectionnelle de la variable force de travail (T), capital d'investissement et croissance économique à la variable investissement direct étranger (IDE). Nous ajoutons qu'il n'existe pas de lien de causalité bidirectionnelle entre les variables.

On parle de causalité forte, lorsque la causalité de court terme est accompagnée par une causalité de long terme. Alors qu'on parle de causalité faible lorsqu'il y a causalité de court terme seulement. La figure 2 présente les résultats des liens de causalité existant entre les variables.

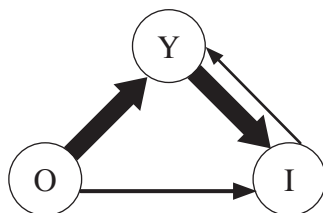
Tableau 6
Résultats de la causalité de court et de long termes

Variables dépendantes	F statistique (probabilité)					ECT(-1) [Coefficient] (probabilité)
	$\Delta \ln(Y)$	$\Delta \ln(IDE)$	$\Delta \ln(C)$	$\Delta \ln(T)$	$\Delta \ln(OC)$	
$\Delta \ln(Y)$	—	0,330 (0,5737)	1,285 (0,2736)	1,273 (0,2758)	6,729*** (0,0076)	[-1,4040]*** (0,0000)
$\Delta \ln(IDE)$	4,919** (0,0414)	—	33,386*** (0,0000)	26,270*** (0,0001)	3,180* (0,0935)	[-0,4712]*** (0,0000)
$\Delta \ln(OC)$	0,061 (0,8072)	0,621 (0,4403)	0,224 (0,641)	2,642 (0,1206)	—	—

(*) (**) (***) Indique une significativité à 10 % 5 % et 1 % respectivement.

Nous constatons que les IDE ne causent pas la croissance économique à court terme et que la croissance économique cause les IDE à court et à long termes. Aussi, l'ouverture commerciale cause la croissance économique à court et à long termes (causalité forte). Nous concluons que la croissance économique au Maroc est tirée par l'ouverture commerciale. Nous ajoutons, aussi, qu'il n'y a pas de relation de causalité unidirectionnelle de court terme de l'IDE à l'ouverture commerciale. Et nous pouvons affirmer avec une significativité de 5 % qu'il n'y a pas de relation de causalité unidirectionnelle de court terme de l'ouverture commerciale à l'IDE (10). Ainsi, il n'y a pas de relation de causalité de court terme entre l'IDE et l'ouverture commerciale au Maroc.

Figure 2 : Causalité



- Causalité forte unidirectionnelle.
- Causalité forte bidirectionnelle.
- Causalité de long terme unidirectionnelle.

Source : schéma élaboré par nous-mêmes.

Conclusion

Dans ce travail, nous examinons la relation entre les variables croissance économique, investissement direct étranger, ouverture commerciale, capital d'investissement et force de travail pour l'économie marocaine pour la période 1990-2014. En utilisant la technique ARDL de cointégration, nous cherchons les relations de long terme existantes entre les variables citées plus haut. Nous examinons aussi la causalité au sens de Granger dans le cadre d'un VECM, afin de déterminer la direction de la causalité entre les variables. Pour répondre à notre problématique, trois variables ont retenu notre attention, à savoir l'investissement direct étranger, l'ouverture commerciale et la croissance économique. Les résultats montrent qu'il y a cointégration lorsque les variables croissance économique et IDE occupent le rôle de variable dépendante dans le modèle. Les résultats des relations de long terme associées aux relations de cointégration ont montré que l'ouverture commerciale impacte positivement la croissance économique au Maroc, alors que l'impact des IDE sur la croissance économique est statistiquement non significatif. Nous avons obtenu, également, que la

(10) Pour être plus explicite, la relation de causalité unidirectionnelle de court terme de l'ouverture commerciale à l'IDE existe seulement si nous adoptons un seuil de significativité de 10 %. Dans ce travail, nous avons élevé le seuil de significativité à 5 %, et, par conséquent, il n'y a pas de relation de causalité unidirectionnelle de court terme de l'ouverture commerciale à l'IDE.

croissance économique impacte positivement les IDE au Maroc. Pour les résultats de la causalité au sens de Granger, ils vont dans le même sens que ceux de la relation de long terme, les IDE ne causent pas la croissance économique à court terme (pas de causalité forte), et l'ouverture commerciale cause la croissance économique à court et à long termes (causalité forte). Aussi, la croissance économique cause les IDE à court et à long termes. Cependant, le recul est nécessaire dans l'interprétation des résultats relatifs à l'effet de la croissance économique et des autres variables explicatives sur l'IDE, car les tests de stabilité sur le modèle permettant d'obtenir ces résultats montrent qu'il est affecté par le problème d'instabilité des coefficients.

Nous avons conclu des résultats que l'hypothèse de la croissance économique tirée par l'ouverture commerciale est vérifiée dans le cas du Maroc, alors que l'hypothèse de la croissance tirée par les IDE n'est pas confirmée. Nous ajoutons, aussi, qu'il n'y a pas de relation de causalité de court terme entre l'IDE et l'ouverture commerciale au Maroc.

Nos résultats sont en accord avec quelques travaux de la littérature et diffèrent avec d'autres. Nos résultats diffèrent avec ceux de Balamoune-Lutz (2004) qui ont trouvé que la variable IDE a un impact positif sur la croissance au Maroc, alors qu'ils sont en accord avec les résultats de Mah (2015), Mansouri (2009) et Hisarciklilar *et al.* (2006) qui ont trouvé que la variable IDE n'a pas d'impact sur la croissance économique au Maroc. Pour l'ouverture commerciale, Mansouri (2009) a trouvé que cette variable n'a pas d'impact sur la croissance, alors que Mah (2015) a trouvé que l'ouverture commerciale impacte négativement la croissance économique au Maroc. Ainsi, les résultats obtenus par les deux travaux diffèrent de nos résultats. Nous ajoutons qu'aucun des travaux consultés n'a confirmé l'hypothèse de la croissance tirée par l'ouverture commerciale ou a obtenu un résultat confirmant l'impact positif de l'ouverture commerciale sur la croissance économique au Maroc.

Bibliographie

- Abdouni A. et Hanchane H. (2010), « Investissement direct étranger, capital humain et croissance économique : étude empirique en données de panel », Association marocaine de sciences économiques, *Working paper*, n° 2006-06.
- Adamopoulos A., Dritsaki Ch. and Dritsaki M. (2005), "A Causal Relationship between Trade, Foreign Direct Investment, and Economic Growth for Greece", *American Journal of Applied Sciences*, 1: 230-235.
- Alalaya M.M. (2008), "ARDL Models Applied for Jordan Trade, FDI and GDP Series (1990-2008)", *European Journal of Social Sciences*, vol. 13, Number 4, 605-616.
- Alaya M. (2006), *Investissement direct étranger et croissance économique : une estimation à partir d'un modèle structurel pour les pays de la rive sud de la Méditerranée*, C.E.D., Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Alguacil M.T., Cuadros A. and Orts V. (2000), *Openness and Growth: Re-Examining Foreign Direct Investment, Trade, and Output Linkages in Latin America*, University Jaume I of Caastellon, Spain.
- Alia A.A. and Ucal M.S. (2003), « Foreign direct investment, exports and output growth of Turkey: causality analysis ».
- Athukorala P.P.A.W. (2003), « The Impact of Foreign Direct Investment for Economic Growth: A Case Study in Sri Lanka », International Conference on Sri Lanka Studies, <http://www.freewebs.com/slageconf/9thics/sprsrslfulp092.pdf>
- Balassa B. (1985), « Exports, Policy Choices and Economic Growth in Developing Countries after the 1973 Oil Shock », *Journal of Development Economics* 18 (1): 23-35.
- Balasubramanyam V.N., Salisu M.A. and Sapsford D. (1996), "Foreign direct investment and growth in EP and IS countries", *The Economic Journal*, 106: 92-105.
- Balamoune-Lutz M. (2004), "Does FDI Contribute to Economic Growth? Knowledge about the Effects FDI Improves Negotiating Positions and Reduce Risk for Firms Investing in Developing Countries", *Business Economics*, April: 49-55.

- Belloumi M. (2012), *The relationship between Trade, FDI and Economic growth in Tunisia: An application of autoregressive distributed lag model*, Faculty of Economics and Management of Sousse.
- Blomstrom M., Lipsey R. and Zejan M. (1992), "What explains Developing Country Growth?", *NBER Working Paper Series*, No. 4132.
- Borensztein E., Gregorio J.D. and Lee J.W. (1998), "How does foreign direct investment affect economic growth?" *Journal of International Economics*, 45: 115-35.
- Boughzala M. (2010), "The Tunisia-European Union Free Trade Area Fourteen Years", http://www.iemed.org/anuari/2010/aarticles/Boughazala_Tunisia_EU_en.pdf
- Boyd J.H. and Smith B.D. (1992), "Intermediation and the Equilibrium Allocation of Investment Capital: Implications for Economics Development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, p. 409-32.
- Carkovic M. and Levine R. (2002), "Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?", in *Does Foreign Direct Investment Promote Development?* Moran T.H., Graham E.M. and Blomstrom M. (eds.), Institute for International Economics.
- Casselli F., Esquivel G. and Lefort F. (1996), "Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics", *Journal of Economic Growth* 1(3).
- Darrat A.F., Kherfi S. and Soliman M. (2005), "FDI and Economic Growth in CEE and MENA Countries: A Tale of Two Regions", 12th Economic Research Forum's Annual Conference, Cairo, Egypt.
- De Mello L.R. Jr. (1999), "Foreign direct investment-led growth evidence from time series and panel data", *Oxford Economics Papers*, 51: 133-151.
- Dritsaki M., Dritsaki C. and Adamopoulos A. (2004), "A Causal Relationship between Trade, Foreign Direct Investment and Economic Growth for Greece", *American Journal of Applied Science*, 1: 230-235.
- Elliot G., Rothenberg T.J. and Stock J.H. (1996), "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64: 813-36.
- Engle R.F. and Granger C.J. (1987), "Cointegration and Error-correction - Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 251-78.
- Frankel J.A. and Romer D. (1999) "Does trade cause growth?", *American Economic Review*, 89: 379-99.
- Ghali S., Rezgui S. (2007), "FDI Contribution to Technical Efficiency in The Tunisian Manufacturing Sector: A combined empirical approach", 14th Economic Research Forum's Annual Conference, Cairo, Egypt.
- Ghirmay T., Grabowski R. and Sharma S. (2001), "Exports, Investment, Efficiency, and Economic Growth in LDCs an empirical investigation", *Applied Economics* 33 (6), Department of Economics, Southern Illinois University, Carbondale, IL.
- Harris R. and Sollis R. (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Wiley, West Sussex.
- Hisarciklilar M., Kayam S.S., Kayalica M.O. and Ozkale N.L. (2006), *Foreign direct investment and growth in Mediterranean countries*.
- Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-54.
- Johansen S. and Juselius K. (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money", *Oxford bulletin of economics and statistics*, 52: 169-210.
- Karbasi A., Mahamadi E. and Ghofrani S. (2005), "Impact of foreign direct investment on economic growth". 12th Economic Research Forum's Annual Conference, Cairo, Egypt.
- Levin A., Lin C.F. and Chu C. (2002), "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Lipsey R.E. (2000), "Inward FDI and economic growth in developing countries", *Transnational Corporations*, 9: 61-95.
- Mah J.S. (2015), "Investment, globalization, aid, and economic growth: evidence from morocco", *IJER © Serials Publications* 12(4), 2015: 1445-1452.
- Mansouri B. (2005), "The interactive impact of FDI and trade openness on economic growth: Evidence from Morocco", 12th Economic Research Forum's Annual Conference, Cairo, Egypt.
- Mansouri B. (2009), « Effets des IDE et de l'ouverture commerciale sur la croissance économique au Maroc », Conférence africaine, 2009, Addis-Abeba.

- Morley B. (2006), "Causality Between Economic Growth and Migration: An ARDL Bounds Testing Approach", *Economics Letters* 90, 72-76.
- Nair-Reichert U. and Weinhold D. (2001), "Causality Tests for Cross-Country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, vol. 63, p. 153-171.
- Narayan P. K., Narayan S., Prasad B.C., Prasad A. (2007), "Export-led growth hypothesis: evidence from Papua New Guinea and Fiji", *Journal of Economic Studies*, 34: (4), 341 -351.
- Narayan P.K. and Smyth R. (2006), "Higher Education, Real Income and Real Investment in China: Evidence From Granger Causality Tests", *Education Economics* 14, 107-125.
- Narayan P.K. and Smyth R. (2008), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence From Panel Cointegration With Structural Breaks", *Energy Economics* 30, 2331-2341.
- Narayan P.K. and Smyth R. (2004), "Temporal Causality and the Dynamics of Exports, Human Capital and Real Income in China", *International Journal of Applied Economics*, 1(1), 24-45.
- Odhiambo N.M. (2009), "Energy Consumption and Economic Growth in Tanzania: An ARDL Bounds Testing Approach", *Energy Policy*, 37: (2).
- Pahlavani M., Wilson E. and Worthington A.C. (2005), "Trade-GDP nexus in Iran: An application of autoregressive distributed lag (ARDL) model". *American Journal of Applied Science*, 2: 1158-1165.
- Pesaran M. and Shin Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis" in S. Strom, (ed) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran M.H. and B. Pesaran (1997), *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran M.H., Shin Y. and Smith R.J. (2001), "Bounds testing approaches to the analysis of level relationship." *Journal of Applied Economics* 16: 289-326.
- Phillips P.C.B. and Perron P. (1988), "Testing for a Unit root in Time Series Regression", *Biometrika* 75: 335-346.
- Rahman M. (2007), "Contributions of Exports, FDI and Expatriates' Remittances to Real GDP of Bangladesh, India, Pakistan and Sri Lanka", *Southwestern Economic Review*, 141-154. « Impact de la privatisation sur l'investissement au Maroc », Ministère de l'Economie et des Finances, Royaume du Maroc (2017).
- Sengupta J.K. and Espana J.R. (1996), "Exports and economic growth in Asian NICs: An Econometric analysis for Korea", *Applied Economics*, 26.
- "Turkey: Causality Analysis", Paper presented at the European Trade Study Group (ETSG) Fifth Annual Conference, Madrid, 11-13, Sept.
- Xu B. (2000), "Multinational enterprises, technology diffusion and host country productivity growth". *Journal of Development Economics*, 62: 477-93.
- Yao S. (2006), "On Economic Growth, FDI, and Exports in China", *Applied Economics* 38 (3): 339-351.
- Yarui L., Joshua D.W. and David J.L. (2013), "Causality among Foreign Direct Investment and Economic Growth: A Directed Acyclic Graph Approach", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 45,4 :617-637.

Procyclicité budgétaire et croissance économique



Ce papier se propose de vérifier l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire marocaine pourrait avoir un effet favorable sur la dynamique de l'activité économique, malgré son caractère qui est en moyenne procyclique. D'examiner, ensuite, la pertinence de cette hypothèse pour un échantillon de 110 pays développés et en développement. Pour ce faire, nous examinons, dans un premier temps, l'effet des chocs budgétaires sur la croissance économique au Maroc à l'aide du modèle SVAR. Ensuite, nous vérifions la relation entre la cyclicité budgétaire et la croissance du PIB par habitant, à partir de données transversales et des données de panel sur l'échantillon des pays développés et en développement.

Les résultats des estimations empiriques indiquent que la politique budgétaire a un effet positif sur la croissance économique au Maroc, et ce malgré son caractère qui est en moyenne procyclique. De plus, ils montrent qu'il existe une relation négative et significative entre la procyclicité budgétaire et la croissance du PIB par habitant dans les pays développés et en développement.

Mots-clés : *politique budgétaire, cycle économique.*

Classification-JEL: *E32 – E62.*

Par Hicham BADDI, Enseignant-chercheur, Université Mohammed V de Rabat, FSJES, Salé

Introduction

Les théories économiques portant sur le rôle de la politique budgétaire discrétionnaire dans la régulation de l'activité économique présentent des points de vue divergents. Certaines approches théoriques considèrent que la politique budgétaire est un instrument important pour stimuler l'activité économique et l'emploi. Tandis que d'autres pensent que le recours à cet instrument dans une optique de stabilisation conjoncturelle est inefficace.

Au cours de cette dernière décennie, l'effet de la politique budgétaire sur la dynamique de l'activité économique a fait l'objet d'un certain nombre d'études empiriques qui tentent, d'une part, d'évaluer les effets des chocs budgétaires sur les variables macroéconomiques, en particulier sur le PIB et, d'autre part, d'examiner l'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance économique. Partant de l'hypothèse selon laquelle une politique budgétaire contracyclique serait bénéfique à la croissance économique, alors que celle procyclique ne le serait pas, certaines études empiriques démontrent

qu'une politique budgétaire contracyclique pourrait favoriser la croissance économique, alors que celle procyclique pourrait la freiner.

D'autres études confirment, par la suite, l'hypothèse selon laquelle la procyclicité des dépenses improductives, telles que les dépenses de consommation et les transferts courants, pourrait affecter négativement la croissance économique, alors que celle des dépenses productives, comme les dépenses d'investissement, pourrait la favoriser.

Les études empiriques portant sur la cyclicité de la politique budgétaire au Maroc révèlent que cette politique est en moyenne procyclique. Dès lors, une question fondamentale se pose, concernant le coût économique d'une telle politique. L'abondance des ressources financières de l'Etat pendant les phases d'expansion peut amener les autorités budgétaires au Maroc à augmenter certaines dépenses ordinaires, telles que les dépenses de consommation, de personnel ou celles liées au paiement des intérêts de la dette. Elle peut, également, les inciter à lancer des projets

d'investissement à faible rendement social. Alors que, pendant les périodes de récession, et à cause de la diminution de ces ressources, elles seront contraintes de baisser certaines dépenses, en particulier les dépenses d'investissement, ce qui pourrait avoir un effet défavorable sur la croissance économique à long terme.

L'objectif de ce papier est double. Il s'agit, tout d'abord, de vérifier l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire marocaine pourrait avoir un effet favorable sur la dynamique de l'activité économique, malgré son caractère qui est en moyenne procyclique. A cet effet, nous examinons empiriquement l'efficacité de cette politique sur la période allant de 1970 à 2015 à l'aide d'un modèle VAR structurel qui se révèle particulièrement pertinent pour analyser les effets des chocs budgétaires sur la croissance économique. Ensuite, nous testons la pertinence de cette hypothèse pour un échantillon de 110 pays développés et en développement.

Ce travail sera ainsi structuré en trois sections. La première fera le point sur la littérature empirique portant sur l'efficacité de la politique budgétaire. La deuxième présentera les variables et la méthodologie empirique. Enfin, la troisième sera consacrée aux principaux résultats des estimations empiriques et à leur interprétation.

1. Revue de la littérature empirique

L'examen de la littérature empirique traitant de la question de l'efficacité de la politique budgétaire révèle que peu de travaux se fixent comme objectif l'étude de l'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance économique.

Partant de l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire contracyclique favorise la croissance économique, alors que celle procyclique la freine, Aghion et Marinescu (2007) évaluent l'impact de la contracyclicité des déficits budgétaires sur la croissance économique dans 19 pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). A cet effet, ils analysent, tout d'abord, la cyclicité de la politique budgétaire à travers l'examen de la relation entre le déficit budgétaire et l'écart de production.

Ensuite, ils estiment un modèle basé sur des données en panel qui met en relation le taux de croissance du PIB par habitant, le coefficient de la cyclicité budgétaire et les contraintes du crédit intérieur. Les résultats de leur étude révèlent, d'une part, que les déficits budgétaires sont contracycliques et, d'autre part, que leur caractère contracyclique a un effet positif sur la croissance économique et que cet effet est particulièrement important dans les pays où le système financier est moins développé.

En utilisant des données microéconomiques, Aghion, Hemous et Kharroubi (2009) développent l'argument avancé par Aghion et Marinescu (2007) quant à l'effet positif de la contracyclicité budgétaire sur la croissance économique. Ainsi, sur la base des données d'industries manufacturières de 18 pays de l'OCDE pour la période allant de 1980 à 2005, ils vérifient empiriquement l'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance de la valeur ajoutée ainsi que sur la productivité de cette industrie. A cet effet, ils estiment, dans un premier temps, le coefficient de la cyclicité budgétaire pour chaque pays à travers l'examen de la relation entre la variation des déficits budgétaires (ou des dépenses publiques) et la variation de l'écart de production. Dans un second temps, ils examinent la relation entre la valeur ajoutée réelle, la croissance de la productivité de l'industrie manufacturière et le coefficient de la cyclicité budgétaire. Leurs résultats montrent que la politique budgétaire contracyclique impacte positivement la croissance de la valeur ajoutée ainsi que celle de la productivité de cette industrie, plus particulièrement dans les secteurs soumis à des contraintes financières et dont les actifs sont moins tangibles. En effet, ils indiquent qu'en période de récession, une politique d'expansion budgétaire permet aux entreprises d'améliorer leur valeur ajoutée et d'accroître la croissance de leur productivité et, par conséquent, leur permet d'investir dans des projets de long terme, ce qui aura, par la suite, un effet favorable sur la croissance économique.

Woo (2009) examine la même question, mais en utilisant des données macroéconomiques. Ainsi, il tente, d'une part, de vérifier dans quelle mesure la polarisation sociale détermine la cyclicité budgétaire et, d'autre part, d'évaluer l'effet de la cyclicité sur la croissance économique. Sur la base d'un échantillon de 95 pays sur la période 1960-2003, il estime, tout d'abord, le

coefficient de la cyclicité budgétaire pour chaque pays à travers l'étude de la relation entre la variation de la consommation publique et celle du PIB. Ensuite, il analyse la relation entre la variation du PIB par habitant, le coefficient de la cyclicité budgétaire et certaines variables de contrôle, telles que le revenu initial et le capital humain initial. Les résultats de son étude indiquent qu'un haut degré de polarisation sociale, mesuré par les inégalités de revenu ou les inégalités au niveau de l'éducation, conduit les autorités budgétaires à mener une politique budgétaire procyclique. Ils montrent, aussi, que cette procyclicité budgétaire a un impact négatif sur la croissance économique.

Une autre étude de Junho (2012) cherche à approfondir l'analyse de cette question, en examinant l'impact de la cyclicité des dépenses totales et de leurs différentes composantes sur la croissance économique. Ainsi, il vérifie l'hypothèse selon laquelle la procyclicité des dépenses improductives, telles que les dépenses de consommation et les transferts courants, pourrait affecter négativement la croissance économique. Par ailleurs, celle des dépenses productives, comme les dépenses d'investissement, pourrait ne pas la freiner. En utilisant un échantillon de 53 pays développés et en développement sur la période 1980-2009, il estime, tout d'abord, les coefficients de la cyclicité des différentes composantes des dépenses publiques. Ensuite, il analyse la relation entre le PIB par habitant réel, le coefficient de la cyclicité budgétaire et certaines variables de contrôle telles que le revenu initial, le capital humain initial, la volatilité de la production, le taux d'ouverture et la taille du gouvernement.

Les résultats de son étude confirment davantage ceux des études antérieures. Ainsi, ils montrent que la procyclicité des dépenses improductives, en particulier celle de la consommation publique et des transferts courants, a un effet défavorable sur la croissance économique, alors que celle des dépenses d'investissement et des dépenses liées au paiement des intérêts de la dette ne l'affecte pas. Ils indiquent, également, que cet effet négatif de la procyclicité budgétaire sur la croissance économique est plus important dans les pays émergents que dans les pays développés.

Par ailleurs, d'autres études soulignent que la contracyclicité de la politique budgétaire ne pourrait pas

avoir un effet positif sur la croissance économique. Ainsi, Alesina (2010) présente deux arguments à l'encontre de l'efficacité de telle politique. D'une part, il montre que l'augmentation de la taille du gouvernement pourrait rendre cette politique inefficace. D'autre part, il indique que le décalage entre la perception de la récession, par le gouvernement, et la mise en œuvre des mesures budgétaires adéquates pour faire sortir l'économie de son ralentissement pourrait atténuer les effets favorables de la contracyclicité de la politique budgétaire. De même, Badinger (2012) affirme que les propriétés cycliques de la politique budgétaire n'ont pas un effet direct sur la croissance économique. De même, Varvarigos (2009) montre qu'une politique budgétaire contracyclique, à travers l'ajustement des taux d'imposition, pourrait réduire le taux de croissance à long terme. Ceci est expliqué par le fait que ce genre de mesures supprime la volatilité générée par les chocs technologiques qui a un effet bénéfique sur la croissance économique.

2. Méthodologie empirique et sources de données

L'objectif de ce papier est double. Dans un premier temps, nous vérifions l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire au Maroc pourrait avoir un effet positif sur la croissance économique, et ce malgré son caractère qui est en moyenne procyclique. Ensuite, nous testons la pertinence de cette hypothèse pour un échantillon de 110 pays développés et en développement. Pour ce faire, nous allons effectuer deux études empiriques. La première tente d'étudier l'efficacité de la politique budgétaire marocaine sur la période 1970-2015, en s'appuyant sur un modèle SVAR. Quant à la deuxième, elle a pour objectif d'examiner l'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance économique, à partir de données transversales et des données de panel sur l'échantillon des 110 pays.

2.1. Méthodologie retenue pour évaluer les effets des chocs budgétaires sur la croissance économique au Maroc

2.1.1. Présentation du modèle SVAR

Le choix du modèle SVAR pour vérifier l'effet de la politique budgétaire sur la croissance économique est

justifié par deux raisons (1). D'une part, ce modèle s'avère particulièrement pertinent pour examiner les effets des chocs budgétaires sur la croissance économique. D'autre part, il est impossible d'estimer la relation entre l'indicateur de la cyclicité budgétaire, la croissance du PIB par habitant, le revenu initial et le capital humain initial, et ce à cause de l'existence des variables qui ont des valeurs constantes au cours de la période d'étude.

Ainsi, l'estimation d'un modèle SVAR permet d'identifier les chocs structurels qui affectent le modèle sous forme réduite (VAR), grâce aux restrictions imposées sur les chocs à long terme (2).

En effet, ces chocs structurels sont identifiés à partir de l'estimation d'un modèle VAR structurel ayant la forme suivante :

$$AY_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

Où Y_t est le vecteur des variables endogènes qui inclut des données annuelles de PIB réel, de la consommation privée, des recettes ordinaires et des dépenses totales sur la période 1970-2015. A est une matrice de taille (n, n) représentant les relations de simultanéité entre les variables de Y_t . U_t est le vecteur des chocs structurels qui sont supposés être normalement et indépendamment et identiquement distribués. Ils sont également orthogonaux.

La présentation du modèle VAR sous une forme réduite s'écrit comme suit :

$$Y_t = A^{-1} B_1 Y_{t-1} + \dots + A^{-1} B_p Y_{t-p} + A^{-1} U_t \quad (2)$$

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + \dots + C_p Y_{t-p} + A^{-1} U_t \quad (3)$$

Ainsi, ce modèle a une forme standard qui peut s'écrire de la sorte :

$$Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Avec $\text{var } \varepsilon_t = \Sigma$

D'après les équations (3) et (4) on a :

$$\hat{\varphi}_i = C_i = A^{-1} B_i; \text{ avec } i = 1, \dots, p \text{ et } \hat{\varepsilon}_t = A^{-1} U_t \quad (5)$$

La matrice des variances covariances est donnée par :

$$\text{Var}(\hat{\varepsilon}) = A^{-1} \text{Var}(U_t)(A^{-1})$$

$$\hat{\Sigma} = A^{-1} \Omega (A^{-1})'; A \hat{\Sigma} A' = \Omega$$

D'après l'équation (5), le vecteur des innovations du modèle VAR est une combinaison linéaire des innovations structurelles. Ainsi, la spécification de la matrice A permet d'identifier les chocs structurels ainsi que la matrice B .

2.1.2. Identification des restrictions

Dans le but d'identifier la matrice A , un ensemble de restrictions sont imposées à partir de la théorie économique et de certains travaux empiriques, en particulier ceux de Blanchard et Perotti (1999) et de Matthiass Mohr (2003). Il s'agit des restrictions suivantes (3) :

$$\begin{bmatrix} 1 & C_{12} & C_{13} & C_{14} \\ 0 & 1 & C_{23} & C_{24} \\ -0.87 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_Y \\ e_C \\ e_R \\ e_D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} U_Y \\ U_C \\ U_R \\ U_D \end{bmatrix}$$

Ainsi, comme il est indiqué dans la matrice A , le PIB réagit instantanément aux chocs respectivement de la consommation privée, des recettes ordinaires et des dépenses totales. Alors que la réaction de la consommation privée au choc du PIB n'est pas instantanée. Quant aux recettes ordinaires, elles ne répondent pas instantanément aux chocs de la consommation privée et des dépenses totales. Leur élasticité par rapport au PIB est de l'ordre de 0,87. Cette élasticité est estimée à travers la relation entre les recettes ordinaires et le PIB réel sur la période 1970-

(1) La plupart des études empiriques évaluant les effets des chocs budgétaires sur l'activité économique recourent à trois principales approches. La première est celle qui peut être qualifiée de narrative (Ramey et Shapiro, 1998 ; Romer et Romer, 2007 ; Burnside *et al.*, 2004 ; Romer et Romer, 2010). La deuxième s'appuie sur les modèles SVAR et qui peut être appelée structurelle (Perotti, 2002 ; Mountford et Uhlig, 2009 ; Ilizetzi, Mendoza et Vegh, 2009). La troisième est celle des modèles stochastiques dynamiques d'équilibre général (Furceri et Mourougane, 2010 ; Stähler et Thomas, 2011).

(2) H. Baddi, K. Lahlou (2013), "The Analysis of Fiscal Policy Shocks' Transmission in Morocco", *International Journal of Business and Social Research*, vol. 3, p. 6.

(3) M. Mohr (2004) « On the macroeconomic impact of fiscal policy in Germany – Preliminary results of a SVAR approach », in Banca d'Italia, *The impact of fiscal policy*, Rome Bank of Italy.

2015. Pour les dépenses totales, elles ne réagissent pas instantanément aux chocs du PIB, de la consommation privée et des recettes ordinaires.

2.2. Méthodologie retenue pour évaluer l'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance économique

Afin de vérifier la pertinence de l'hypothèse selon laquelle une politique budgétaire procyclique pourrait stimuler l'activité économique, nous utilisons des données couvrant la période 1980-2015 et un échantillon de 110 pays développés et en développement.

En recourant à la même démarche adoptée dans la littérature empirique, les dépenses publiques totales et le PIB réel sont utilisés pour estimer le coefficient de la cyclicité budgétaire. Ces deux variables sont issues de la base de données IFS (International Financial Statistics). Pour les autres variables, le taux de croissance du PIB par habitant extrait de la base de données de la Banque mondiale est retenu comme variable représentant la croissance économique. Le revenu initial, qui est défini comme le logarithme népérien du PIB par habitant de 1980, est intégré dans l'estimation pour tenir compte de l'hypothèse de convergence conditionnelle. Le capital humain initial est utilisé pour contrôler l'effet positif du capital humain sur la croissance économique. Cette variable est représentée par le nombre d'années de scolarité aux niveaux secondaire et supérieur pour les hommes âgés de 25 ans et plus, et elle est issue de la base de données de Barro et Lee (2000). D'autres variables de contrôle, telles que le taux d'ouverture et la taille du gouvernement, sont retenues pour vérifier la robustesse de nos résultats. Ces variables sont tirées de la base de données de la Banque mondiale.

S'agissant de la stratégie empirique, elle comprend deux étapes. Tout d'abord, le coefficient de la cyclicité budgétaire est estimé à travers la relation entre les dépenses publiques totales et le PIB réel. Ensuite, l'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance économique est examiné à travers l'étude de la relation entre la croissance du PIB par habitant, ce coefficient et certaines variables de contrôle. Cette relation est estimée à travers l'équation suivante :

$$Y_i = \alpha + \beta C_i + \gamma X_i + u_i \quad (1)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta C_{it} + \gamma X_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Dans les équations ci-dessus, Y_i représente le taux de croissance du PIB par habitant pour le pays i , C_i est le coefficient de cyclicité budgétaire obtenu à travers l'estimation de la relation entre la composante cyclique des dépenses publiques et celle du PIB réel, X_i est le vecteur qui regroupe l'ensemble des variables de contrôle, telles que le revenu initial, le capital humain initial, le taux d'ouverture et la taille du gouvernement, u_i est le terme d'erreur.

Comme dans les travaux d'Aghion, Hemous et Kharroubi (2009), de Woo (2009) et de Junho (2012), la première équation est estimée à partir de données transversales, en utilisant la méthode des moindres carrés itérativement pondérés. Le choix de cette démarche est justifié par le fait que, pour chaque pays, nous avons un coefficient de cyclicité budgétaire invariant dans le temps sur la période d'étude allant de 1980 à 2015. A cet effet, nous calculons, pour chaque pays, la moyenne arithmétique du taux de croissance du PIB par habitant, du taux d'ouverture et de la taille du gouvernement. Pour les autres variables de contrôle, nous retenons seulement leurs valeurs initiales (valeurs de 1980).

Quant à la deuxième équation, elle est estimée à partir des données de panel, car le coefficient de la cyclicité budgétaire est estimé, cette fois-ci, par la méthode des régressions successives sur des fenêtres de vingt ans (Rolling Window Regressions, RWR). En fait, cette méthode permet d'obtenir pour chaque pays des coefficients de cyclicité budgétaire spécifiques à chaque année.

3. Résultats et interprétations

Les principaux résultats concernant l'étude empirique portant sur le cas du Maroc et sur l'échantillon des pays développés et en développement se présentent comme suit.

3.1. L'effet des chocs budgétaires sur la croissance économique au Maroc

Afin de vérifier l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire au Maroc pourrait avoir un effet positif sur la croissance économique, et ce malgré son comportement

qui est en moyenne procyclique, deux démarches empiriques sont adoptées. La première consiste à étudier la relation entre le coefficient de cyclicité budgétaire

et le taux de la croissance économique au Maroc sur la période 1984-2015 (4). La deuxième se base sur l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles.

Tableau 1

La corrélation entre la croissance économique et le coefficient de cyclicité budgétaire des dépenses publiques

	Corrélation entre le taux de croissance économique et le coefficient de la cyclicité des dépenses publiques			
	Dépenses totales	Dépenses de fonctionnement	Dépenses de la dette	Dépenses d'investissement
Modèle 2	0,093	0,134	-0,037	0,01

Note : Les différents coefficients de corrélation ne sont pas significatifs.

Source : Elaboré par l'auteur sur la base du calcul de la corrélation entre la croissance économique et le coefficient de cyclicité budgétaire.

Ainsi, les résultats de la corrélation entre le taux de la croissance économique au Maroc et le coefficient de la cyclicité budgétaire de chaque composante des dépenses publiques indiquent qu'il n'existe aucune corrélation significative entre ces deux indicateurs (voir tableau 1). Ce résultat montre que la croissance économique varie indépendamment de la cyclicité budgétaire au Maroc. Autrement dit, quelle que soit l'orientation de la politique budgétaire contracyclique, acyclique ou procyclique, l'activité économique peut s'améliorer, tout comme elle peut se contracter.

A travers ces résultats, il apparaît que l'hypothèse selon laquelle une politique budgétaire contracyclique pourrait stimuler la croissance économique, alors que celle procyclique pourrait la freiner, n'est pas vérifiée dans le cas du Maroc. De même, celle selon laquelle la procyclicité des dépenses improductives pourrait affecter négativement la croissance économique, alors que celle des dépenses productives pourrait ne pas la freiner, n'est pas confirmée.

Quant aux résultats de l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles (voir figure 1), ils montrent que la réponse du PIB au Maroc, suite à un choc positif normalisé d'un écart-type sur les dépenses publiques, est instantanée et positive. Cette réaction s'estompe après deux ans, indiquant ainsi que le décalage de la persistance du choc des dépenses publiques est faible. En revanche, la réponse de la consommation finale des ménages suite à ce choc est instantanée et négative. Toutefois, cette réaction devient positive et ne s'annule qu'après deux ans. En effet, ces résultats

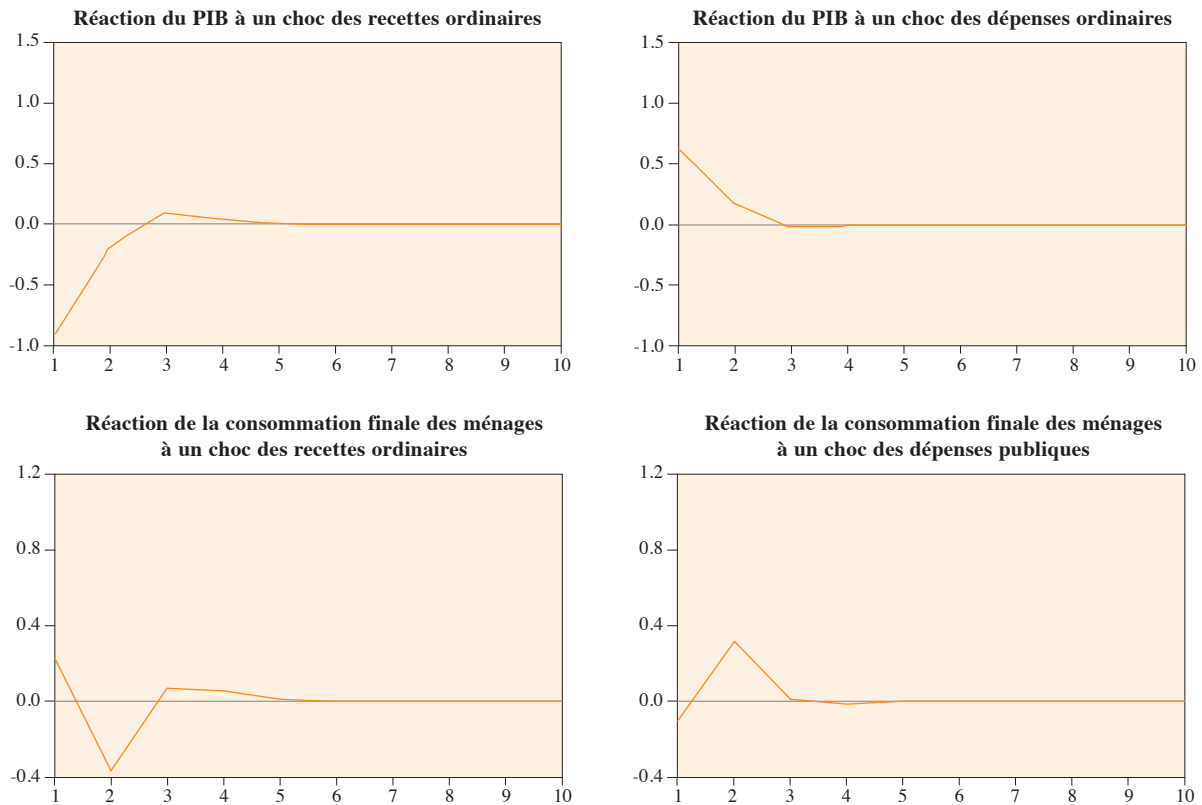
sont cohérents avec la théorie keynésienne qui plaide en faveur de l'utilisation de l'instrument budgétaire en vue de stimuler la croissance économique.

Une hausse structurelle des recettes ordinaires entraîne une contraction de l'activité économique qui persiste pendant deux ans. Après cette période, cette hausse aura un effet faiblement positif sur le PIB qui s'estompe, à son tour, après trois ans. Le même résultat s'observe lorsque nous analysons la réaction de la consommation privée. Ainsi, sa réponse au choc des recettes est négative pendant les deux premières années. A partir de la troisième année, sa réaction est faiblement positive. Par conséquent, le rétrécissement de l'activité économique, suite au choc des recettes ordinaires, s'explique essentiellement par la contraction de la consommation privée.

A travers l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles, il apparaît que les agents économiques marocains sont non ricardiens. Ainsi, suite à un choc budgétaire positif, ils augmentent leurs dépenses de consommation, ce qui aura un effet positif sur la croissance économique. En effet, ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire au Maroc affecte positivement la croissance économique, et ce malgré son comportement qui est en moyenne procyclique.

(4) En utilisant des données couvrant la période 1970-2015, nous estimons le coefficient de la cyclicité budgétaire selon une fenêtre glissante «Rolling window» de taille quinze ans. C'est pour cette raison que les résultats de l'estimation de ce coefficient arrivent à partir de 1984.

Figure 1 : Réaction du PIB et de la consommation finale des ménages aux chocs des dépenses et des recettes



L'interprétation de ces résultats peut se faire à travers l'analyse de l'évolution des principaux indicateurs budgétaires et de la croissance économique. En effet, la croissance économique au Maroc est tirée essentiellement par la demande intérieure. La consommation finale participe, en moyenne, à plus de 90 % dans sa croissance économique, dont 66 % revient à la participation de la consommation finale des ménages et 24 % à celle de la consommation des administrations publiques. Pour cela, tout choc positif affectant la demande intérieure au Maroc aura par conséquent un impact positif sur la croissance économique.

De plus, elle est plus élevée durant les périodes où le Maroc adopte une politique d'expansion budgétaire. Ainsi, durant la période 1973-1977, elle atteint 6,7 %, suite, d'une part, aux mesures budgétaires expansionnistes mises en œuvre dans le cadre du plan quinquennal 1973-1977 et, d'autre part, aux conjonctures économiques, nationale et internationale, qui sont favorables. En

revanche, elle est de 3,5 % entre 1978 et 1982, et ce à cause des effets de certains facteurs internes et externes, dont notamment les mesures budgétaires restrictives mises en place dans le cadre du plan de stabilisation, la baisse du prix des phosphates, la sécheresse, les troubles sociaux de 1981, la hausse des taux d'intérêt et la flambée des prix du pétrole. Par ailleurs, elle atteint 3,6 % durant la période de l'adoption du programme d'ajustement structurel. En effet, certaines mesures discrétionnaires engagées par le Maroc dans le cadre de ce programme, telles que la baisse des dépenses d'investissement, le gel des salaires des fonctionnaires et la réduction des emplois dans la fonction publique, affectent négativement la demande intérieure. Outre ces facteurs, le taux de la croissance économique non agricole a affiché une baisse de 2,2 points, passant de 6,2 % entre 1972 et 1982 à 4 % entre 1983 et 1992. Durant la période 1993-2015, le taux de la croissance économique est de 4,12 %. Ceci s'explique, d'une part, par l'accroissement de la production agricole et,

d'autre part, par les efforts consentis par les autorités budgétaires en matière de rationalisation des dépenses publiques, de privatisation de certains secteurs publics et d'amélioration de l'efficacité du système fiscal.

3.2. L'effet de la cyclicité budgétaire sur la croissance économique

Avant de passer à l'analyse et à l'interprétation des résultats de l'estimation des équations (1) et (2), il convient d'étudier la corrélation entre la croissance du PIB par habitant et le coefficient de la cyclicité budgétaire. Cette corrélation est estimée dans un premier temps pour l'ensemble des pays de notre échantillon. Ensuite, elle est calculée pour les pays développés et en développement.

Tableau 2

La corrélation entre la croissance économique et le coefficient de cyclicité budgétaire

	Corrélation entre le taux de croissance du PIB par habitant et la cyclicité budgétaire		
	Tous les pays	Pays développés	Pays en développement
Modèle 1	-0,220*	-0,119	-0,169
Modèle 2	-0,051*	0,127	-0,070*

* indique que le coefficient de corrélation est significatif respectivement au seuil de 1 %.

Comme il est indiqué dans la colonne 1 du tableau 2, il existe une corrélation négative et significative entre la croissance du PIB par habitant et le coefficient de cyclicité budgétaire, mais qui reste relativement faible. Ainsi, dans le premier modèle dans lequel nous utilisons un coefficient de cyclicité budgétaire constant au cours de la période d'étude, le coefficient de corrélation est de - 0,220. En revanche, il est très faible et vaut - 0,051 dans le deuxième modèle où on intègre un coefficient de cyclicité budgétaire variant dans le temps.

Par ailleurs, en divisant notre échantillon en deux sous-échantillons : pays développés et pays en développement, il apparaît que ce coefficient n'est significatif que dans le deuxième modèle concernant les pays en développement. Cependant, il est très faible (- 0,07), indiquant ainsi que le degré de la cyclicité

budgétaire n'affecte que très faiblement la croissance du PIB par habitant dans ces pays.

A travers les résultats concernant l'ensemble des pays de notre échantillon, il apparaît que la procyclicité de la politique budgétaire affecte négativement la croissance du PIB par habitant, mais son effet est de faible ampleur. De même, cet effet est très faible dans le cas des pays en développement.

Afin de vérifier empiriquement ces résultats, les équations (1) et (2) sont estimées à l'aide de la méthode des moindres carrés itérativement re-pondérées (IRLS). Dans un premier temps, le revenu initial et le capital humain initial sont retenus comme des variables de contrôle. Ensuite, d'autres variables, telles que le taux d'ouverture et la taille du gouvernement, sont utilisées afin de vérifier si les résultats varient en ajoutant plus de variables de contrôle.

Tableau 3

L'effet de la procyclicité budgétaire sur le taux de la croissance du PIB par habitant

	Variable dépendante : le taux de croissance du PIB par habitant			
	Modèle 1		Modèle 2	
	Cyclicité budgétaire	-0,313**	-0,308**	-0,138**
Revenu initial	-0,217	-0,115	-0,396*	-0,286*
Capital humain initial	0,180	0,268	0,342*	0,360*
Taux d'ouverture	—	0,009*	—	0,020*
Taille du gouvernement	—	-0,059**	—	-0,127*
Constante	2,992**	2,609**	4,597*	4,626*
Nombre d'observations	92	92	2827	2749
F statistique	2,82**	4,41*	14,35*	58,70*
R ² ajusté	0,12	0,15	0,014	0,063

* et ** indiquent que le coefficient est significatif respectivement au seuil de 1 %, 5 %.

Ainsi, les résultats de l'estimation de la première équation (colonne 1 du tableau 3) montrent que le coefficient associé à l'indicateur de la cyclicité budgétaire est négatif et significatif à 5 %. Ce résultat

indique qu'une hausse d'une unité de la procyclicité budgétaire entraîne une réduction de la croissance du PIB par habitant de 0,313 %. Tandis que les coefficients liés au revenu initial et au capital humain initial sont non significatifs, indiquant ainsi, d'une part, que la notion de convergence avancée par le modèle néoclassique de croissance (Barro, 1996) n'est pas vérifiée dans notre estimation et que, d'autre part, le niveau du capital humain initial n'exerce aucun effet sur la croissance du PIB par habitant.

Par ailleurs, en intégrant dans l'estimation le taux d'ouverture et la taille du gouvernement comme des variables de contrôle, nous obtenons les mêmes résultats que les premiers (colonne 2). Ainsi, le coefficient lié à l'indicateur budgétaire est toujours négatif et significatif, confirmant ainsi que la procyclicité budgétaire exerce un effet négatif sur la croissance du PIB par habitant, tandis que le revenu initial et le capital humain initial semblent ne pas l'affecter. Les coefficients associés au taux d'ouverture et à la taille du gouvernement ont leurs signes attendus et sont significatifs respectivement au seuil de 1 % et de 5 %. Ce résultat révèle donc que l'ouverture commerciale affecte positivement, mais faiblement, le taux de croissance du PIB par habitant. Alors que la taille du gouvernement l'affecte négativement, indiquant ainsi que plus la taille du gouvernement est grande, plus faible est le taux de croissance du PIB par habitant.

S'agissant des résultats de l'estimation de la deuxième équation (colonne 3), ils montrent que les coefficients liés à toutes les variables sont significatifs et ont leurs signes attendus. Ainsi, le coefficient associé à l'indicateur de cyclicité budgétaire est toujours négatif, indiquant alors qu'une hausse d'une unité de la procyclicité budgétaire engendre une baisse de la croissance du PIB par habitant de 0,138 %. En outre, ils révèlent que, contrairement aux résultats de l'estimation de la première équation, le revenu initial a un effet négatif et significatif sur la croissance du PIB par habitant. Ce résultat est conforme à l'argument de Barro (1996) selon lequel plus le revenu initial est faible, plus le taux de croissance du PIB par habitant est rapide, et ce si les autres conditions sont constantes. De même, ils soulignent que le capital humain initial affecte positivement la croissance du PIB par habitant, indiquant ainsi que pour chaque année supplémentaire de scolarité aux niveaux secondaire

et supérieur pour les hommes âgés de 25 ans et plus, le taux de croissance du PIB par habitant augmente de 0,342 %. Autrement dit, plus le pays dispose d'un capital humain initial important, plus sa croissance est élevée.

S'agissant de la significativité des modèles, nous constatons qu'ils sont globalement significatifs, comme semblent l'indiquer leurs statistiques de Fisher qui sont significatives respectivement à 1% et 5%. En revanche, ils présentent un R² ajusté faible, plus particulièrement dans le deuxième modèle (5). De ce fait, les résultats du premier modèle semblent plus performants que ceux du deuxième.

Sur la base des résultats de ces différentes estimations, il apparaît que la relation entre la procyclicité budgétaire et la croissance du PIB par habitant est négative et significative. Ainsi, l'adoption d'une politique budgétaire plus procyclique pourrait générer moins de croissance économique. Ce résultat corrobore les conclusions de certains travaux empiriques (Woo, 2009 ; Junho, 2012) et confirme l'hypothèse selon laquelle une politique budgétaire contracyclique pourrait favoriser la croissance économique, alors que celle procyclique pourrait la freiner.

En outre, les résultats des estimations portant sur les pays développés révèlent que la procyclicité budgétaire n'affecte pas négativement la croissance du PIB par habitant (voir tableau 4, colonnes 1 et 2). Ainsi, dans le premier modèle, le coefficient lié à l'indicateur de la cyclicité budgétaire est négatif mais non significatif. En revanche, il est positif et significatif dans le deuxième modèle. Ce résultat indique donc que la procyclicité budgétaire permet de générer plus de croissance économique dans ces pays. Ceci peut s'expliquer par le fait que ce genre de politique pourrait renforcer la confiance des agents économiques, qui les amène à augmenter leurs dépenses de consommation et d'investissement et, par conséquent, entraîne une hausse de la croissance économique.

(5) Le modèle estimé par Woo (2009) à l'aide de la méthode MCO robuste représente un R² ajusté de 0,19. Tandis que celui de Junho (2012) représente un R² ajusté de 0,13.

Tableau 4

L'effet de la procyclicité budgétaire sur le taux de la croissance du PIB par habitant dans les pays développés et ceux en développement

	Variable dépendante : le taux de croissance du PIB par habitant							
	Pays développés				Pays en développement			
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 1		Modèle 2	
Cyclicité budgétaire	-0,262	-0,184	0,277*	0,078	-0,238	-0,236	-0,354*	-0,440*
Revenu initial	-1,374*	-0,617*	-1,584*	-1,103*	-0,477*	-0,39**	-0,618*	-0,593*
Capital humain initial	-0,001	0,018	0,111**	0,070	0,808**	0,821**	0,894	0,867*
Taux d'ouverture	-	0,008*	-	0,014*	-	0,001	-	0,021*
Taille du gouvernement	-	-0,002	-	-0,148*	-	-0,053	-	-0,117*
Constante	15,393*	7,303*	17,51*	14,84*	4,195*	4,267*	5,626	6,022*
Nombre d'observations	29	29	827	817	63	63	2000	1933
F statistique1	6,73*	10,53*	34,35*	73,65*	3,38**	2,14***	22,68*	29,03*
R ²	0,43	0,57	0,10	0,24	0,16	0,13	0,03	0,05

* ; ** et *** indiquent que le coefficient de corrélation est significatif respectivement au seuil de 1 %, 5 % et 10 %.

Par ailleurs, le coefficient associé à l'indicateur de cyclicité budgétaire est négatif dans les estimations relatives aux pays en développement (voir colonnes 3 et 4). Ainsi, il est négatif et non significatif dans le premier modèle, tandis qu'il est significatif à 1 % dans le deuxième. Ce résultat indique qu'une hausse d'une unité de la procyclicité budgétaire entraîne une baisse du taux de croissance du PIB par habitant de 0,354 % dans la première spécification et de 0,44 % dans la deuxième. Ce résultat ne confirme pas, alors, l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire peut avoir un effet positif sur la croissance économique, et ce malgré son caractère qui est en moyenne procyclique.

S'agissant de la significativité des modèles, il est clair qu'ils sont globalement significatifs, comme indiqué par leurs statistiques de Fisher qui sont significatives respectivement à 1%. Pourtant, ils présentent un R² ajusté très faible, plus particulièrement dans le deuxième modèle.

Ces résultats révèlent que la croissance économique dans les pays en développement est plus sensible à la procyclicité budgétaire que dans les pays développés. Ceci pourrait s'expliquer pour deux raisons. Premièrement, la capacité de prévision est faible dans le premier groupe de pays, ce qui pourrait

induire en erreur les autorités budgétaires lors de la prise de décision. Ainsi, elles peuvent prendre des mesures contracycliques, alors qu'en réalité elles sont procycliques. Par conséquent, une politique budgétaire procyclique amplifie plus le cycle économique dans les pays en développement que dans les pays développés. Deuxièmement, la production est plus volatile dans le premier groupe de pays que dans le deuxième, ce qui pourrait entraîner une baisse de la croissance économique.

Conclusion

Ce papier s'est donné pour objectif d'étudier l'effet d'une politique budgétaire procyclique sur la croissance économique. Dans ce but, nous vérifions l'hypothèse selon laquelle la politique budgétaire au Maroc pourrait stimuler sa croissance économique, et ce malgré son comportement qui est en moyenne procyclique. Ensuite, nous testons la pertinence de cette hypothèse pour un échantillon plus large de pays.

Pour ce faire, nous menons deux études empiriques. Dans la première, nous estimons l'effet des chocs budgétaires sur la croissance économique au Maroc sur la période 1970-2015 à l'aide du modèle SVAR qui se révèle

particulièrement pertinent pour analyser les effets des chocs budgétaires sur la croissance économique. Dans la deuxième, nous vérifions à travers un échantillon de 110 pays développés et en développement la relation entre la cyclicité de la politique budgétaire et la croissance du PIB par habitant.

Les résultats obtenus à partir des estimations de la première étude indiquent que la politique budgétaire a un effet positif sur la croissance économique au Maroc, et ce malgré son comportement procyclique. Ceci est cohérent avec l'idée selon laquelle des mesures budgétaires procycliques pourraient, dans certains cas, renforcer la confiance des agents économiques, ce qui pourrait avoir un effet positif sur leurs dépenses de consommation et d'investissement et, par conséquent, sur l'activité économique.

Quant aux résultats concernant l'étude sur l'échantillon de pays développés et en développement, ils montrent qu'il existe une relation négative et significative entre la procyclicité budgétaire et la croissance du PIB par habitant. Autrement dit, les pays qui adoptent une politique budgétaire plus procyclique génèrent moins de croissance économique. De surcroît, ils montrent que la croissance économique dans les pays en développement est plus sensible à la procyclicité budgétaire que dans les pays développés. Ces résultats viennent donc confirmer les conclusions des autres travaux théoriques et empiriques, selon lesquelles la contracyclicité budgétaire impacte positivement la croissance économique (6).

Cependant, notre travail empirique présente quelques limites qu'il convient de discuter. Tout d'abord, l'application de la modélisation SVAR permet, certes, d'évaluer les effets des chocs budgétaires sur la croissance économique au Maroc, mais elle ne nous renseigne pas sur le timing de cet effet. Tandis que cette question de timing est très importante, dans la mesure où elle nous aide à avoir une idée sur le signe de cet effet durant les périodes où la politique budgétaire au Maroc est contracyclique, acyclique ou procyclique. Ensuite, l'utilisation de la méthode des régressions successives sur des fenêtres de vingt ans nécessite des données à haute fréquence, et ce suite à la perte de données au début et à la fin de la série statistique lors des estimations. A cet effet, il sera

nécessaire d'améliorer notre étude empirique, grâce, d'une part, à l'utilisation des données couvrant une longue période et, d'autre part, à l'augmentation du nombre d'années intégrées dans la fenêtre glissante. De même, le recours à une autre méthode, telle que celle des moindres carrés ordinaires avec pondération locale et normale (Local Gaussian-weighted Ordinary Least Squares, LGWOLS), pourrait donner des résultats plus robustes.

En outre, la non-disponibilité des données sur les dépenses publiques désagrégées pour l'ensemble des pays de notre échantillon n'a pas permis de tester la pertinence de l'hypothèse selon laquelle la procyclicité des dépenses improductives pourrait affecter négativement la croissance économique, alors que celle des dépenses productives pourrait ne pas la freiner. Pour cela, il sera important d'étudier cette question, plus particulièrement dans les pays en développement où l'on constate une progression des dépenses improductives dans les phases d'expansion et une baisse des dépenses productives au cours des périodes de récession.

Bibliographie

- Aghion P. et Marinescu I. (2007), "Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data?", *NBER Macroeconomics Annual*, 22(1), 251-278.
- Aghion P., Hemous D. et Kharroubi E. (2009), "Credit Constraints, Cyclical Fiscal Policy and Industry Growth", *NBER Working Paper*, No. 15119.
- Alesina A. et Ardagna S. (2010), "Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending", *NBER Chapters, Tax Policy and the Economy*, 24, 35-68.
- Baddi Hicham, Lahlou Kamal (2013), "The Analysis of Fiscal Policy Shocks' Transmission in Morocco", *International Journal of Business and Social Research*, volume 3: 1-12.

(6) Les travaux de Aghion et Marinescu (2007), d'Aghion, Hemous, et Kharroubi (2009), de Woo (2009) et de Junho ont démontré qu'une politique budgétaire contracyclique pourrait stimuler l'activité économique, alors que celle procyclique pourrait la freiner.

- Badinger H. (2012), “Cyclical expenditure policy, output volatility and economic growth”, *Applied Economics*, 44(7), 835-851.
- Blanchard O., Perotti R. (2002), “An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Burnside C., Eichenbaum M. et Fisher J.D. (2004), “Fiscal Shocks and Their Consequences”, in *Journal of Economic Theory*, 89-117.
- Furceri D., Mourougane A. (2010), “The Effects of Fiscal Policy on Output: A DSGE Analysis”, in *OECD Economics Department Working Papers*, No. 770, OECD Publishing.
- Ilzetzki E., Mendoza E.G. et Carlos A. Végh (2009), “How Big (Small?) Are Fiscal Multipliers?”, *IMF Working Paper*, 11/52.
- Junho Park (2012), *Determinants and consequences of fiscal procyclicality and sustainability*, PHD Department of Economics, The University of York.
- Mohr M. (2004), “On the macroeconomic impact of fiscal policy in Germany, Preliminary results of a SVAR approach », in Banca d’Italia, *The impact of fiscal policy*, Rome Bank of Italy.
- Mountford A., Uhlig H. (2009), “What are the effects of fiscal policy shocks?”, in *Journal of Applied Econometrics* 24(6), 960-992.
- Perotti R. (2004), “Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries”, University of Bocconi, *Working Paper*.
- Ramey V.A., Shapiro M. (1998), “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”, in *Carnegie Rochester Conference on Public Policy*, 145-194.
- Romer C.D. et Romer D. (2010), “The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks”, *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Romer C., Romer D.H. (2007), “The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks”, *NBER Working Paper*, 13264.
- Stähler N., Thomas C. (2012), “FiMod a DSGE model for fiscal policy simulations”, in *Economic Modelling*, 239-261.
- Varvarigos D. (2009), “Fiscal counter-cyclical rules and their conflicting implications for growth and welfare”, *Journal of Economics*, 96(1), 1-17.
- Woo J. (2009), “Why Do More Polarized Countries Run More Procyclical Policies?”, *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 850-870.

Les multiplicateurs budgétaires et la croissance économique au Maroc



This study develops and estimates a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model for the analysis of fiscal policy in Moroccan economy. In this work, the disaggregation of public spending and tax revenues is important; because both have given us different responses, concerning the economic activity and fiscal deficit.

The results reveal that Morocco's economic growth depends on the fiscal instrument adopted by the fiscal authorities. The most important multipliers are those of public investment, public consumption and then revenue multipliers. Public transfers seem to be in the bottom rank with negative values in the medium term. The taxes cut increases the supply of

goods, which has lower effects on output. Moreover, the results of simulations indicate the superiority of the multiplier linked to the reduction of the consumption tax. This latter allows the most effective recovery in the short and medium term. However, the taxes cut on the labor income gives the most important value of the multiplier in long-term.

Key Words : Fiscal policy, DSGE model, Economic growth.

JEL Classification : E32, E63.

Par Said Tounsi et Redouan Abdenour, Université Mohammed V de Rabat, FSJES, Agdal

Introduction

L'analyse du rôle de la politique budgétaire dans la croissance économique a connu une évolution remarquable au cours de ces dernières années, notamment à la suite de la dernière crise financière.

Dans la littérature, il n'y a pas unanimité sur les effets des variables budgétaires (dépenses budgétaires et recettes fiscales) sur les agrégats macroéconomiques et, surtout, sur le niveau de la croissance économique. Les résultats des travaux empiriques sont très mitigés.

Barro (1981) fait une estimation distinctive des effets des changements, temporaire et permanent, dans les dépenses publiques des États-Unis. Il conclut que le changement temporaire des dépenses est préférable au changement permanent, en raison de leurs effets positifs différenciés, respectivement sur la production et le taux d'intérêt réel. Il ajoute que ces effets expansionnistes significatifs sont plus élevés sur le PIB réel, lorsque les changements dans les dépenses publiques sont temporaires plutôt que permanents, alors que l'effet sur le

taux d'intérêt réel n'est positif que pour les changements temporaires. Plus tard, Blanchard et Perotti (2002) analysent les effets dynamiques des chocs de dépenses publiques et des impôts sur l'activité économique des États-Unis sur la période après-guerre. Ils trouvent que les chocs positifs des dépenses publiques, contrairement aux chocs positifs des impôts, produisent toujours un effet positif sur la production (PIB). Autrement dit, lorsque les dépenses publiques augmentent, le PIB augmente également, mais une augmentation des taxes entraîne une chute de la production.

Dans plusieurs cas, les effets multiplicateurs sont positifs et souvent proches de 1. J. Coenen G. *et al.* (2012) (1) analysent les effets des multiplicateurs des dépenses et des recettes dans le cadre des modèles d'équilibre général; ils soulignent que la taille de

(1) J. Coenen, R. Laxton, D. Linde, J. Mourougane, A. Muir, D. Mursula, S. de Resende, C. Roberts, J. Roeger, W. Snudden, S. Trabandt, M. in't Veld, G. Erceg, C.J. Freedman, C. Furceri, D. Kumhof, M. Lalonde, « Effects of fiscal stimulus in structural models », *American Economic*, 4:22-68, 2012.

nombreux multiplicateurs est grande, particulièrement pour les dépenses publiques et les transferts ciblés. Ainsi, les multiplicateurs budgétaires dépassent l'unité, si l'instrument utilisé est la consommation publique ou les transferts ciblés sur des agents spécifiques, et ils sont supérieurs à 1,5 pour l'instrument de l'investissement public. Pour les autres instruments, les effets restent positifs mais compris entre 0,2 pour l'impôt sur les sociétés à 0,7 pour l'impôt sur la consommation.

En effet, dans les pays développés, l'utilisation des dépenses publiques est étroitement liée aux récessions économiques. Dans les pays en développement, en revanche, la recherche d'un taux de croissance plus élevé, en vue de réduire les déséquilibres en matière de chômage, de pauvreté et d'infrastructures, l'utilisation des dépenses publiques (investissement public, consommations publiques et transferts) ou la baisse des impôts (la taxe sur la consommation et la taxe sur les revenus du capital ou du travail) demeurent une stratégie privilégiée et cohérente avec le contexte des pays en développement où les capitaux privés sont incapables de stimuler l'activité (2). Mais, la question qui se pose porte sur l'instrument budgétaire privilégié qui va permettre la plus grande taille du multiplicateur.

Au Maroc, la situation des finances publiques continue à enregistrer des prémices d'amélioration, la demande intérieure continue de soutenir la croissance économique, à travers l'investissement et la consommation finale. Sur la période 2008-2014 (3), les dépenses de consommation des ménages, qui représentent près de 59 % en moyenne du PIB, ont enregistré une croissance, en volume, de 4,6 % en moyenne. Cette évolution est attribuable à l'amélioration du revenu brut disponible des ménages en pouvoir d'achat de 4,3 % et aux effets positifs des mesures entreprises visant les revalorisations salariales, la réduction de l'impôt sur le revenu, la dynamisation du marché du travail et la maîtrise du niveau des prix à la consommation. De son côté, la formation brute de capital fixe a progressé de 2,8 % en moyenne par an. Elle représente, ainsi, 31,4 % du PIB, en moyenne, et contribue à hauteur de 0,9 point à la croissance économique, le déficit budgétaire passant de 6,8 % du PIB, en 2012, à 5,1 %, en 2013, puis à 4,6 % du PIB, en 2014, malgré la persistance d'une conjoncture économique internationale perturbée.

Par ailleurs, les changements des dépenses publiques et des recettes fiscales sont souvent effectués en proportion différente, mais l'importance relative de leurs effets macroéconomiques sur la croissance économique nationale est peu documentée. Aussi peut-on s'interroger sur la nature de l'effet de chaque instrument budgétaire (l'augmentation des dépenses publiques ou la baisse du taux d'imposition). Selon la théorie économique, ces derniers peuvent générer des effets positifs sur les agrégats macroéconomiques, entraînant ainsi un accroissement considérable de l'activité économique à long terme. En fait, c'est un aspect spécifique et très pertinent qui semble être rarement discuté par les problématiques des études antérieures réalisées sur la politique budgétaire marocaine.

Dans la littérature existante sur les finances publiques marocaines, la mesure de la taille des multiplicateurs budgétaires reste un sujet principal qui continue à susciter l'intérêt des économistes à l'échelle nationale et internationale et, surtout, celui des organismes qui s'occupent des finances publiques. Un travail, récemment élaboré par l'équipe du FMI dans la série des questions générales (4), estime la taille du multiplicateur budgétaire au Maroc et explore les facteurs qui l'expliquent. À l'aide de l'approche empirique (SVAR) de Ilzetzki *et al.* (2012) (5) qui repose sur des données trimestrielles de la consommation publique, du PIB, de la balance commerciale et du taux de change effectif réel, les auteurs concluent que les multiplicateurs budgétaires au Maroc sont relativement faibles : le multiplicateur à l'impact (6) varie entre 0,095 à 0,3 et le multiplicateur cumulé se situe à 0,6 pour le moyen terme. Selon eux, plusieurs facteurs pourraient influencer

(2) OCDE (2008), *Perspectives économiques de l'Amérique latine* 2009, Centre de développement de l'OCDE, Paris.

S. Tounsi and R. Abdenour (2016), "Non-Linear Effects of Fiscal Policy on Economic Growth: Moroccan Case", *British Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, vol. 11 (1).

(3) Tableau de bord annuel de l'économie marocaine, 2005-2015.

(4) FMI, Consultations de 2016 au titre de l'article IV pour le Maroc, Rapport du FMI, 2016.

(5) E. Ilzetzki and J. Pinder, 2012. "Recession and Recovery: The US Policy Debate on Taxes, Spending and Public Debt," CEP US Election Analysis Papers 001, Centre for Economic Performance, LSE.

(6) Le multiplicateur instantané.

sur le niveau des multiplicateurs budgétaires, y compris le degré de flexibilité du taux de change, l'ouverture de l'économie, l'orientation de la politique monétaire et le niveau de la dette publique.

A l'échelle internationale, les principaux travaux théoriques et empiriques traitant la problématique des multiplicateurs budgétaires soulignent que la taille de ces derniers est conditionnée par le type d'instrument budgétaire utilisé (dépenses publiques, baisse d'impôts...), les horizons de prévision (à court, moyen ou long termes), la structure productive et fiscale des pays. D'autre part, au-delà des différences d'impact, les résultats diffèrent en fonction des méthodes utilisées pour ces évaluations (approches narratives, modèle vectoriel auto-régressif structurel (SVAR), modèles macro-économétriques (DSGE).

Récemment, l'approche DSGE a connu une évolution très importante par rapport à l'approche VAR pour ses mérites en matière de prévisions économiques. Autrement dit, cette approche permet de faire de bonnes prévisions économiques comparativement à l'approche VAR. Suites aux travaux de Smets et Wouters (2003) et Cristiano *et al.* (2005), ces modèles ont suscité un grand intérêt pour expliquer et évaluer les politiques macroéconomiques. Face aux turbulences de la dernière crise financière, plusieurs économistes des pays développés et en développement utilisent des modèles DSGE en vue d'évaluer les programmes de relance budgétaires à travers la mesure de la taille des multiplicateurs budgétaires (augmentation des dépenses publiques et baisse du niveau de taxation). Les auteurs comme Gali, Lopez-Salido et Vallès (2007) (7), Christiano *et al.* (2010), G. Coenen *et al.* (2012) et T. Brand (2012) obtiennent un multiplicateur proche ou supérieur à l'unité selon les critères adoptés dans chaque modèle.

L'objectif de ce travail est d'évaluer, à l'aide d'un modèle d'équilibre général construit à cette fin, l'efficacité de la politique budgétaire à partir de l'analyse des effets multiplicateurs de la politique budgétaire sur la croissance économique. La désagrégation de différentes sources de revenus (la taxe sur la consommation, la taxe sur les revenus du travail et la taxe sur les revenus du capital) et de dépenses publiques (l'investissement public, la consommation publique et les transferts)

est un exercice pertinent, puisque les différentes catégories génèrent des réponses dynamiques bien différentes autant pour le PIB que pour le déficit budgétaire primaire. Cette analyse tentera de vérifier trois principales hypothèses. La première concerne le choix de l'instrument budgétaire privilégié qui permet de donner une meilleure réponse aux agrégats macroéconomiques après chaque choc budgétaire. La deuxième concerne le caractère permanent ou transitoire de la variation des dépenses et des recettes publiques. La troisième concerne la sensibilité de la taille des multiplicateurs aux différents degrés de rigidités dans le modèle DSGE. Ainsi, ce travail sera organisé en quatre sections. La première sera consacrée à la présentation des fondements théoriques et empiriques des multiplicateurs budgétaires en relation avec l'activité économique. La deuxième présentera le cadre méthodologique à travers la description du modèle utilisé. La troisième décrira la méthode d'estimation et les données utilisées. La dernière section, enfin, présentera les principaux résultats du modèle.

1. Les multiplicateurs budgétaires et l'activité économique : approche théorique et empirique

De nombreuses études théoriques et empiriques portant sur l'évaluation de l'impact de la politique budgétaire sur l'activité économique présentent des points de vue divergents entre ceux qui plaident en faveur de l'utilisation de l'instrument budgétaire, pour réguler et stimuler l'activité économique, et ceux qui contredisent ce principe et s'attachent à l'inefficacité de la politique budgétaire. Cette section a pour objectif de présenter les principaux résultats théoriques et empiriques de ces études.

1.1. La revue de la littérature théorique

La littérature théorique sur les effets du multiplicateur budgétaire est au cœur du débat de deux grandes écoles

(7) J. Gali, J.D. Lopez-Salido, J. Valles (2007), "Understanding the effects of government spending on consumption", *Economic Dynamics and Control*, 5:227-270.

théoriques qui s'opposent sur l'impact attendu de la politique budgétaire sur l'économie à court terme et à moyen terme, à savoir les keynésiens et les néo-classiques.

1.1.1. Vision keynésienne

Selon la théorie keynésienne, la politique budgétaire peut stimuler la demande globale et relancer une économie stagnante. Cette vision s'oppose à celle des classiques qui prône que la politique budgétaire expansionniste est particulièrement nocive pour l'activité économique, parce qu'elle génère un effet de richesse négatif sur la consommation et accroît les coûts de production des entreprises.

En effet, les économistes classiques s'opposent à l'intervention de l'État sur le marché, afin de ne pas fausser les effets de la main invisible. Adam Smith préconise le « laisser-faire », c'est-à-dire que le fonctionnement de l'économie doit être libre. Selon eux, les mouvements cycliques de l'emploi et de la production seraient relativement faibles et autorégulateurs. Autrement-dit, l'équilibre serait toujours obtenu de façon automatique, sans qu'il y ait eu d'intervention étatique. Par exemple, selon les classiques, si la demande agrégée diminue, entraînant ainsi une baisse transitoire de la production et de l'emploi, le ralentissement qui en résulte sur les marchés du travail et des produits provoque une baisse rapide des salaires et des prix qui, en retour, ramène le plein emploi.

Cependant, la crise des années 30 a favorisé le renouvellement de nouvelles approches théoriques du fonctionnement de la macroéconomie. Ainsi, dans son ouvrage intitulé *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie* (1936), Keynes critique sévèrement cette vision des classiques. Il fait remarquer qu'il existe des rigidités dans les salaires et les prix (8), ce qui empêche le retour automatique à l'équilibre. La présence de telles rigidités entraîne une baisse de la consommation qui peut, à son tour, occasionner une baisse de la production et de l'emploi, qui ne se corrige pas rapidement et d'elle-même et peut donc durer un certain temps. Keynes identifie, également, un ensemble de caractéristiques propres aux économies de marché, de sorte qu'une baisse de la consommation se propage de façon amplifiée par un effet multiplicateur

sur la demande agrégée. Selon lui, une augmentation des dépenses publiques et une réduction des taxes vont stimuler la production et l'emploi, par le biais d'une augmentation de la demande globale. Dans le même sens, des économistes de ce courant keynésien, tels que Kahn (1931) et Haavelmo (1945), considèrent qu'une augmentation d'un point de PIB des dépenses publiques (ou d'une baisse équivalente des impôts) doit donner lieu à une augmentation du PIB de plus d'un pour cent : on parle, alors, strictement d'effet multiplicateur keynésien. C'est en se basant sur cette vision keynésienne du fonctionnement de la macroéconomie que plusieurs économistes plaident pour l'utilisation de la politique budgétaire pour stimuler les économies.

Avec la dernière crise financière, de nombreux économistes se sont de nouveau penchés sur les relations entre politique budgétaire et activité économique, notamment pour comprendre comment la première influence la seconde. Olivier Blanchard et Daniel Leigh (2013) ont reconnu que la sensibilité de l'activité à la politique budgétaire avait été particulièrement sous-estimée lors de la récession par le Fonds monétaire international (FMI) et par les différentes autorités budgétaires. Or, en affirmant que les gouvernements se sont, par conséquent, appuyés sur de mauvaises prévisions pour décider de l'orientation de leur politique budgétaire, Blanchard et Leigh suggèrent que les prévisions officielles se basaient sur des estimations des multiplicateurs budgétaires réalisées sur une période précédant la Grande Récession. Or, la théorie et les analyses empiriques suggèrent que l'effet multiplicateur apparaît beaucoup plus élevé en période de ralentissement économique qu'en « temps normal ». Les travaux d'Alesina ont également suggéré qu'une baisse des dépenses publiques stimule directement l'activité. De leur côté, les modèles des nouveaux keynésiens mettent particulièrement en garde contre les baisses des dépenses publiques, car celles-ci dépriment directement la demande globale et éloignent ainsi davantage l'économie du plein emploi. L'impact sur la demande est encore plus important si les ménages ne peuvent lisser leurs dépenses de consommation

(8) Ces rigidités nominales limitent la fréquence avec laquelle les entreprises ajustent les prix des biens et services qu'elles vendent, ou la fréquence avec laquelle les travailleurs ajustent leurs salaires.

dans le temps, si l'économie connaît une récession et si les taux d'intérêt nominaux butent sur leur borne inférieure zéro (*zero lower bound*), car le multiplicateur budgétaire est alors particulièrement élevé. Selon Salvatore Dell'Erba *et al.* (2014), les consolidations budgétaires sont susceptibles d'emprunter plusieurs canaux de transmission pour affecter l'économie à moyen terme. Ces auteurs soulignent que lorsque l'économie est déprimée, les travailleurs restent au chômage pendant une longue durée, ce qui réduit leurs perspectives d'embauche et, au niveau agrégé, aggrave le niveau du chômage à long terme. En outre, lorsque l'économie est déprimée, les entreprises investissent peu, ce qui freine l'accumulation du capital et réduit la production potentielle.

1.1.2. Vision libérale

Les libéraux pensent que la politique budgétaire impacte négativement l'activité économique. Les déficits sont nuisibles et induisent une augmentation des taux d'intérêt. Ainsi, d'après la théorie des anticipations rationnelles, les agents font des anticipations sur les impôts qu'ils devront payer dans le futur, ce qui entraîne une baisse de la demande privée de l'offre et, par la suite, un ralentissement de l'activité. Les travaux de Baxter et King (1993) (9) décrivent les effets macroéconomiques d'une politique de relance dans un modèle d'équilibre général dynamique. Leur modèle se distingue des modèles macroéconomiques traditionnels par les considérations suivantes : la nature des dépenses publiques, le caractère permanent ou transitoire de la variation des dépenses publiques et le mode de financement de ces dépenses. En effet, Baxter et King considèrent un ménage et une firme représentatifs de l'économie et décrivent la façon par laquelle les variations des dépenses publiques peuvent affecter les décisions optimales des agents économiques. Du côté du ménage, une hausse permanente des dépenses publiques financée par un impôt forfaitaire crée un effet de richesse négatif par le biais de la variation négative des transferts qui induit une baisse permanente du revenu disponible. Pour les néoclassiques, le ménage peut répondre à cet effet de richesse, en augmentant son offre de travail. Pour la firme, la hausse de l'offre de travail entraîne une hausse de la productivité marginale du capital, de même que le taux de location du capital

et de la demande de capital, à travers l'interaction dynamique qui existe entre les intrants travail et capital. Ceci engendre une augmentation de l'investissement à condition que l'effet positif de la hausse du travail sur la demande l'emporte sur l'effet négatif de la hausse du taux d'intérêt.

Dans le modèle néo-classique, lorsque le financement de la dépense publique est réalisé par un impôt distorsif, les résultats ne sont plus les mêmes. Pour une hausse permanente des dépenses publiques, l'augmentation du taux de taxation entraîne un impact négatif sur l'offre de travail du ménage et réduit la demande de capital du côté de la firme et, par conséquent, la baisse de l'investissement. Cependant, si la hausse de la dépense publique est transitoire, l'augmentation du taux de taxation amène le ménage à remettre son offre de travail à plus tard. Autrement dit, le ménage préfère se consacrer au loisir plutôt que d'aller travailler. Mais ceci est de courte durée, puisqu'il reviendra au travail lorsque le taux de taxation marquera son retour à son niveau d'avant. Quant à la firme, elle restreint ses investissements jusqu'à ce que le taux de taxation revienne à son niveau d'avant.

1.2. Les travaux empiriques

Les travaux empiriques accordent une attention particulière aux facteurs explicatifs de la variation de la taille des multiplicateurs budgétaires, tels que : la nature des instruments et des chocs budgétaires utilisés ; la position de l'économie dans le cycle ; la situation budgétaire du gouvernement ; l'ouverture commerciale de l'économie et l'outil économétrique utilisé. Ainsi, ils tentent, d'une part, de vérifier les différentes hypothèses théoriques et, d'autre part, de tester certaines nouvelles hypothèses empiriques.

Barro (1981), à travers ses analyses basées principalement sur les théories macroéconomiques et des modèles empiriques, évalue les effets des changements temporaires et permanents dans les dépenses publiques sur la production globale aux États-Unis. Il estime des équations de forme réduite du PIB et obtient un effet positif des dépenses publiques sur l'*output*. Cependant,

(9) M. Baxter, R.G. King (1993), "Fiscal policy in general equilibrium", *American Economic Review*, 83:315-334.

cet effet positif est plus grand lorsqu'il s'agit d'une variation temporaire au lieu d'une variation permanente des dépenses publiques.

L'article de Blanchard et Perotti (2002) vise à mesurer la taille des multiplicateurs budgétaires. Les auteurs appliquent une approche SVAR pour étudier les effets dynamiques des changements des dépenses publiques et des taxes sur le produit intérieur brut (PIB) des États-Unis. Ils montrent qu'un choc positif sur les dépenses publiques se traduit par un effet instantané positif (0,84) sur l'*output*, tandis qu'un choc positif sur les taxes a un effet instantané négatif (- 0,69). Pour ce qui est des différentes composantes de l'*output*, ces auteurs concluent que les dépenses publiques impactent positivement la consommation privée mais négativement l'investissement privé. Les exportations et les importations connaissent également une baisse suivant l'augmentation des dépenses budgétaires.

En se basant sur des modèles d'équilibre général (DSGE), des études empiriques analysent le multiplicateur des dépenses publiques. Elles concluent que la taille du multiplicateur est liée à la spécification des préférences des agents. Tobias et Volker (2010) (10) utilisent cinq modèles macroéconomiques (néo-keynésiens DSGE et keynésien traditionnel) structurels d'estimation empirique pour évaluer les effets des programmes de relance budgétaire dans la région européenne en vue de stimuler la croissance du PIB, suite à la crise financière 2008-2009. Les résultats de leurs études montrent que les dépenses publiques conduisent à un faible impact de la relance budgétaire, résultat imputable à l'effet de richesse négatif sur la consommation privée, qui conduit à la baisse de l'activité économique des pays de cette région. En effet, les auteurs soulignent que les dépenses publiques et les anticipations du secteur privé jouent un rôle très important dans la variation de la croissance du PIB.

D'autres travaux empiriques ont tenté de comparer l'ampleur de chaque instrument budgétaire, selon la position de l'économie dans le cycle. Batini, Callegari et Melina (2012) (11) soulignent que les multiplicateurs associés aux dépenses publiques sont très largement supérieurs à ceux observés sur les impôts. Dans une situation récessive à 1 an, ils s'échelonnent de 1,6 à 2,6 dans le cas d'un choc sur les dépenses publiques, alors

qu'ils sont compris entre 0,2 et 0,4 dans le cas d'un choc sur les impôts. Pour la zone euro, par exemple, le multiplicateur à 1 an s'élève à 2,6 dans le cas de l'utilisation des dépenses publiques, comme instrument de consolidation budgétaire, et à 0,4 si l'instrument est l'impôt. Selon les auteurs, l'impact sur l'économie d'une consolidation budgétaire sera d'autant plus violent que l'économie se situe en récession. Selon les pays étudiés, la différence est au minimum de 0,5 et peut aller au-delà de 2. Ce constat est semblable aux résultats de l'étude du FMI (Corsetti, Meier et Müller (2012) (12)) et s'explique par le fait qu'en temps de crise, les agents économiques (ménages et entreprises) sont soumis à une contrainte de liquidité à très court terme, ce qui empêche la politique monétaire de fonctionner.

Dans le même sens, H. Stanford (2009) affirme que la taille du multiplicateur est grande et s'élève à 1,7 lorsque le taux d'intérêt réel est proche de zéro, qui est une caractéristique propre d'une économie en récession. Ce constat est partagé par d'autres chercheurs, DeLong et Summers (2012), Christiano, Eichenbaum et Rebelo (2011) et Woodford (2010). Lorsque les taux nominaux sont bloqués par la condition de non-nullité, les taux d'intérêt réels anticipés augmentent. La politique monétaire ne peut plus atténuer une restriction budgétaire et devient même restrictive, et ce d'autant que les anticipations de prix s'ancrent sur la déflation.

En s'appuyant sur 8 modèles macro-économétriques différents (principalement des DSGE) pour les États-Unis et de 4 modèles pour la zone euro (G. Coenen *et al.* (2012)) soulignent que la taille de nombreux multiplicateurs est grande, particulièrement pour les dépenses publiques et les transferts ciblés. Ainsi, les effets multiplicateurs dépassent l'unité si l'instrument utilisé est la consommation publique ou les transferts

(10) Tobias Cwik, Gernot Mueller, Sebastian Schmidt, Volker Wieland and Maik Wolters, "A New Comparative Approach to Macroeconomic Modeling and Policy Analysis", CEPR Discussion Papers from C.E.P.R., 2012.

(11) N. Batini, R. Harrison, S.P. Millard, "Monetary policy rules for an open economy", *Economic Dynamics and Control*, 27:2059-2094, 2003.

(12) G. Corsetti, A. Meier et G. Mueller, "Fiscal stimulus with spending reversals", *Review of Economics and Statistics*, 94:878-895, 2012.

ciblés sur des agents spécifiques et sont supérieurs à 1,5 pour l'instrument de l'investissement public. Pour les autres instruments, les effets restent positifs mais compris entre 0,2 pour l'impôt sur les sociétés et 0,7 pour l'impôt sur la consommation. Ce constat est également partagé par Bahttari et Trzeciakiewicz (2012) (13) qui indiquent que le multiplicateur budgétaire est plus important si l'instrument utilisé est les dépenses publiques, et particulièrement l'investissement public (14).

En se basant sur un modèle d'équilibre général appliqué à la zone euro, T. Brand (2012) (15) évalue les différentes politiques budgétaires de relance et de consolidation, en fonction de la vitesse et de la composition de l'ajustement. Les résultats de ce travail indiquent que l'efficacité de la stimulation de la production dépend de l'instrument de relance privilégié. Les multiplicateurs les plus importants sont ceux associés à l'investissement public, puis à la consommation publique et aux transferts vers les ménages contraints financièrement. L'auteur a aussi souligné l'importance de la vitesse de l'ajustement budgétaire dans le changement de la taille des multiplicateurs budgétaires.

Par ailleurs, Iizetzki, Mendoza et Vegh (2009) mettent en avant, dans leurs évaluations de l'économie américaine, une valeur du multiplicateur budgétaire forte pour l'investissement public (1,7) et supérieure à celle obtenue pour la consommation publique. Ce résultat est proche de celui obtenu par d'autres chercheurs du FMI (Freedman, Kumhof, Laxton et Lee (2009)). Pour leur part, Christiano *et al.* (2010) (16) étudient la problématique du multiplicateur des dépenses publiques, tout en utilisant un modèle DSGE dans une économie ouverte, dans laquelle la politique monétaire est guidée par la règle de Taylor avec un taux d'intérêt nominal fixe qui ne répond pas à l'augmentation des dépenses publiques. Ces auteurs ont conclu que la valeur du multiplicateur des dépenses publiques est généralement supérieure à 1. Ils soulignent davantage que la valeur du multiplicateur des dépenses publiques dépend beaucoup de la manière dont la variation des dépenses publiques se produit pendant la période durant laquelle le taux d'intérêt nominal est constant. Ils soulignent, également, que plus grande est la fraction des dépenses publiques qui se produit pendant que le taux d'intérêt nominal est constant, plus grand est l'effet multiplicateur sur la

production. Mais cet effet multiplicateur est plus petit si la variation du taux d'intérêt nominal est positive pendant la période d'augmentation des dépenses publiques.

Phaneuf et Wasmer (2005) (17) mesurent l'impact quantitatif des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique, en utilisant l'approche SVAR, et ils concluent que, de façon générale, les dépenses publiques impactent positivement l'activité économique à court terme, tandis que les taxes impactent négativement l'activité économique. En effet, ils obtiennent un multiplicateur instantané des dépenses publiques de l'ordre de 0,09 et un multiplicateur fiscal de l'ordre de 0,06 qui sont respectivement significatifs à 2,5 et à 1%. Par la suite, Phaneuf et Wasmer analysent la persistance de ces différents chocs et concluent que les chocs des dépenses sont les plus persistants, parce que leur augmentation demeure au-dessus de 0,075 pendant dix trimestres. Quant aux chocs fiscaux, ils sont en hausse de 0,3% pour, ensuite, baisser au bout de quatre trimestres à environ 0,1%. Pour ce qui est du choc du PIB, il se propage durant un an et reste durablement autour de sa valeur initiale. En effet, dans leur étude empirique sur les données américaines, Auerbach et Gorodnichenko (2012) (18) trouvent un

(13) K. Bhattarai and D. Trzeciakiewicz, "Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis", *Economic Modelling*, 2012.

(14) Ces résultats confirment ceux obtenus par des économistes de la banque d'Espagne pour la zone euro (Burriel *et al.* (2010) ou par la Deutsche Bundesbank sur des données allemandes (Baum et Koester (2011)). Sans infirmer ce résultat, l'étude de Fazzari *et al.* (2011) introduit toutefois une nuance : selon leurs travaux, le multiplicateur associé aux dépenses publiques serait bien supérieur à celui observé sur les impôts mais uniquement lorsque l'économie se situe en bas de cycle. Ce résultat s'inverserait dans une situation de croissance plus favorable.

(15) T. Brand, « Politique budgétaire en équilibre général : une analyse appliquée à la zone euro », Document de travail du Centre d'analyse stratégique, 2012.

(16) L.J. Christiano, "Comment on what fiscal policy is effective at zero interest rates?", *NBER Macroeconomics Annual* 25: 113-124, 2010.

(17) L. Phaneuf and E. Wasmer, *Une étude économétrique de l'impact des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique au Québec et au Canada*, CIRANO, Montréal, 2005.

(18) A. Auerbach, Y. Gorodnichenko, "Measuring the output responses to fiscal policy", *American Economic Journal*, p. 1-27, 2012.

multiplieur budgétaire sur la consommation positif uniquement en période de crise économique, laissant supposer l'existence de canaux de transmission propres à ces périodes de récession.

Les auteurs des études susmentionnées ont utilisé diverses démarches méthodologiques liées aux différentes approches théoriques d'équilibre macroéconomique pour analyser les effets des changements dans différentes composantes de la politique budgétaire. Les résultats obtenus sont parfois différents selon l'approche adoptée, ou contrastés selon les variables concernées. Dans ce chapitre, il est question d'investiguer sur les effets multiplicateurs des dépenses publiques et des recettes fiscales sur l'activité économique au Maroc.

2. Le modèle

L'approche proposée dans cette partie s'inscrit dans le cadre de la macroéconomie moderne. Il s'agit d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique en économie fermée, similaire à celui de Christiano *et al.* (2005) (19) et de Smets et Wouters (2003, 2007) (20) où différents agents (ménages et firmes) réagissent de façon optimale à des fluctuations de variables exogènes (comme des chocs budgétaires).

La figure 1 décrit les interactions entre les différents agents du modèle. Les ménages sont de deux types : les ménages ricardiens consomment, travaillent, épargnent et empruntent, tandis que les ménages non ricardiens consomment et travaillent, mais ils n'ont pas recours aux marchés financiers (ils consomment tout leur revenu courant), les deux catégories de ménage sont en concurrence monopolistique et diffèrent entre eux par le fait qu'ils offrent un type de travail différencié. Chaque ménage a un pouvoir monopolistique sur son offre de travail. Les ménages ricardiens fixent leurs salaires à chaque période, une fraction de ces ménages peut les réoptimiser, tandis que les autres indexent leurs salaires partiellement sur l'inflation passée. Tandis que les ménages non ricardiens fixent leurs salaires à la moyenne des salaires des ménages ricardiens.

Les ménages achètent une certaine quantité de biens homogènes aux entreprises du secteur de production du bien final pour consommer (C), ils accumulent du

capital (K) et achètent des titres émis par l'État. Pour financer leurs dépenses, ils bénéficient de transferts forfaitaires de l'État, obtiennent des revenus financiers grâce à la location du capital accumulé aux firmes du secteur de production des biens intermédiaires et aux rendements des titres émis par l'État, et, finalement, ils obtiennent un revenu du travail. Ce modèle s'inspire de la nouvelle théorie keynésienne, dans la mesure où il intègre un ensemble d'hypothèses propres à la nouvelle macroéconomie, notamment celles relatives aux rigidités nominales à la Calvo (1983) (21) sur la formation des prix et des salaires, rigidités réelles, telles que les coûts d'ajustement à investir et les coûts de variation de l'utilisation du capital et la formation d'habitudes sur la consommation.

2.1. Les ménages

Nous considérons un continuum de ménages $l \in [0,1]$, chacun offrant un travail différencié. L'utilité de la consommation de chaque ménage dépend positivement de la consommation C_t^l et négativement à une variable d'habitude externe H_t :

$$U_t^l = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \varepsilon_t^B \beta^t \left(\frac{(C_t^l - H_t)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^L}{1+\sigma_l} (L_t^l)^{1+\sigma_l} \right) \quad (1)$$

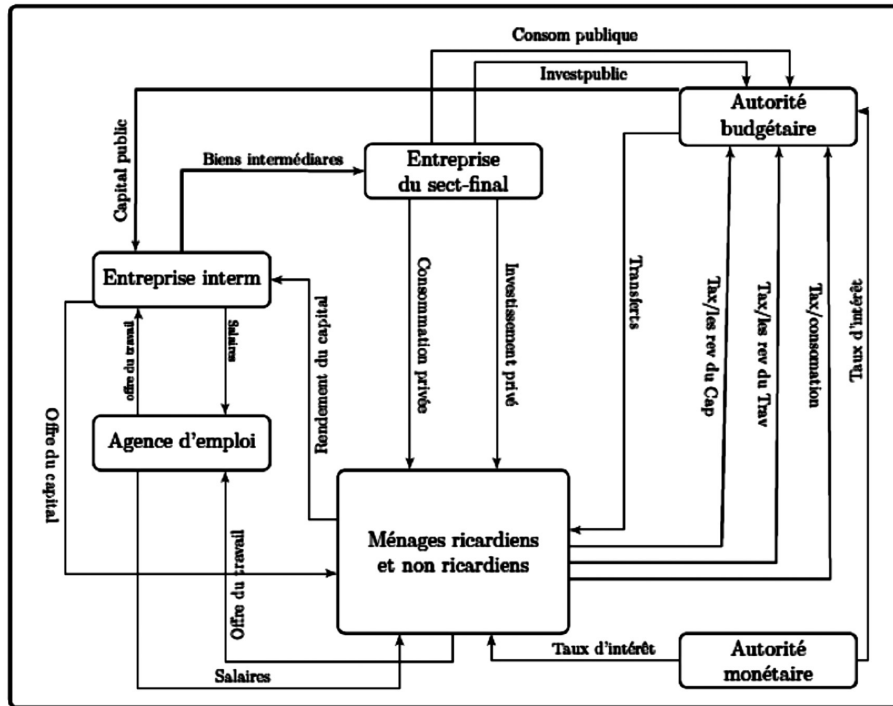
où σ_c correspond à l'inverse de l'élasticité inter-temporelle de substitution de la consommation. On suppose que la variable d'habitude externe est proportionnelle à la consommation agrégée passée : $H_t = hC_{t-1}$ cela implique que la consommation courante à l'instant t est affectée par les habitudes de consommation des ménages en $t-1$. σ_l correspond, à l'inverse, à l'élasticité de l'effort de travail et ε_t^L représente un choc d'offre de travail dont le logarithme suit un processus AR(1). ε_t^B est un choc de préférence dont le logarithme suit un AR(1) et β^t le facteur d'escompte social.

(19) L.J. Christiano, M. Eichenbaum, C. Evans, "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy", *Journal of Political Economy*, 113:1-45, 2005.

(20) F. Smets, R. Wouters, *An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area*, European Economic Association, 1:1123-1175, 2003.

(21) Ce mécanisme est devenu le cadre canonique pour introduire la rigidité des prix et des salaires dans les modèles DSGE. Toutefois, d'autres mécanismes existent, notamment celui de Rotemberg.

Figure 1 : Schéma synthétique du modèle



Source : Schéma élaboré par l'auteur sur la base des articles de Leeper *et al.* (2010), Conen *et al.* (2012) et Forni *et al.* (2009).

Le revenu total des ménages est la somme des revenus salariaux, augmentés des flux nets issus de la détention de titres d'emprunts publics ($b_{r,t-1}^l$), des revenus du capital détenus, diminués du coût $a(u_t^l)$, ce dernier est lié à la variation du taux d'utilisation des capacités de production (u_t^l), des dividendes versés par les firmes du secteur intermédiaire en concurrence imparfaite div_t . De plus, le revenu des ménages est soumis à deux taxes, celle sur les revenus du travail τ_t^l et celle sur le capital τ_t^k . Les ménages maximisent leur fonction objective sous la contrainte budgétaire inter-temporelle suivante :

$$(1 - \tau_t^l)W_t^l L_t^l + (1 - \tau_t^k)r_{k,t}u_t^l K_{t-1}^l - a(u_t^l)K_{t-1}^l + div_t + M_{t-1}^l = b_{r,t}^l - \frac{i_{t-1}b_{r,t-1}^l}{\pi_t} + I_t^l + (1 - \tau_t^c)C_t^l + M_t^l \quad (2)$$

où π_t est le taux d'inflation, τ_t^c est la taxe appliquée à la consommation. Les ménages détiennent leur richesse sous forme de titres ($b_{r,t}^l$), d'avoirs monétaires (M_t^l), de capital (K_t^l) et d'investissement en capital physique (I_t^l).

Le revenu disponible réel total de chaque ménage ricardien se compose des éléments suivants :

1. Le revenu du travail net d'impôt $(1 - \tau_t^l) W_t^l L_t^l$, où W_t^l représente le taux du salaire réel, L_t^l indique les heures travaillées, et τ_t^l la taxe sur le facteur travail.
2. Le rendement du capital net d'impôt $(1 - \tau_t^k)r_{k,t}u_t^l K_{t-1}^l$ où $r_{k,t}$ indique le taux réel du rendement du capital, K_{t-1}^l le stock du capital physique et u_t^l le taux d'utilisation du capital. $a(u_t^l)K_{t-1}^l$ est le coût d'utilisation du capital.
3. Le revenu des dividendes div_t .
4. Les avoirs monétaires M_{t-1}^l .

5. Le revenu des intérêts des titres obligataires $\frac{i_{t-1}b_{r,t-1}^l}{\pi_t}$, où i_{t-1} est le taux d'intérêt nominal des obligations (22)

$$(inc_t^l) = (1 - \tau_t^l)W_t^l L_t^l + (1 - \tau_t^k)r_{k,t}u_t^l K_{t-1}^l - a(u_t^l)K_{t-1}^l + div_t + \frac{i_{t-1}b_{r,t-1}^l}{\pi_t} + M_{t-1}^l \quad (3)$$

(22) Le taux d'intérêt nominal est représenté par $R_t = 1 + i_t$.

Le revenu et la richesse des ménages peut être utilisé pour la consommation et l'investissement en capital physique, dont la loi d'évolution s'écrit comme suit :

$$K_t = (1-\delta_k) K_{t-1} + F_t^l(I_t^l, I_{t-1}^l) \quad (4)$$

où $F_t^l(I_t^l, I_{t-1}^l) = [1-S(\frac{\varepsilon_t^l I_t^l}{I_{t-1}^l})] I_t^l$ est une fonction

du coût d'ajustement (23), $S(\frac{\varepsilon_t^l I_t^l}{I_{t-1}^l}) = \frac{\varphi_k}{2} (\frac{\varepsilon_t^l I_t^l}{I_{t-1}^l} - 1)$

une fonction qui vérifie $S(1) = S'(1) = 0$ et $\delta_k \in]0;1[$ le taux de dépréciation et ε_t^l un choc déformant le coût d'ajustement.

Les ménages ricardiens maximisent leur fonction objective sous la contrainte budgétaire inter-temporelle comme suit :

Lagrangien prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \varepsilon_t^B \beta^t & \left(\frac{(C_t^l - h C_{t-1}^l)^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^l}{1+\sigma_l} (I_t^l)^{1+\sigma_l} \right) + \\ E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_t \beta^t & \left(\frac{R_{t-1} b_{t-1}^l}{\pi_t} + (1-\tau_t^l) W_t^l I_t^l + (1-\tau_{k,t}^l) r_{k,t} u_{t-1}^l - a(u_t^l) b_{t-1}^l \right. \\ & \left. + \text{div}_t^l - b_{t,t}^l - I_t^l - (1+\tau_t^l) C_t^l - M_t^l \right) \\ & + E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_t Q_t \beta^t \left((1-\delta) K_{t-1}^l + F_t^l(I_t^l, I_{t-1}^l) - K_t^l \right) \end{aligned} \quad (5)$$

où λ_t correspond à l'utilité marginale de la consommation, Q_t au prix relatif du capital.

Suivant l'hypothèse des marchés complets des actifs contingent, développée par Woodford (1996) (24) ; Erceg *et al.* (2000) et Christiano *et al.* (2005), les dotations de la consommation et la quantité de détention des titres et du capital sont identiques pour tous les ménages. Par conséquent on a :

$$C_t^l = C_t; K_t^l = K_t; u_t^l = u_t$$

2.1.1. Comportement de l'épargne et de la consommation

La maximisation de la fonction objective des ménages sous la contrainte budgétaire par rapport à la consommation et la détention d'actifs fournit les conditions d'optimalité suivantes :

$$U_{c,t} = E_t \left[\frac{R_t}{\pi_{t+1}} \frac{(1+\tau_t^c)}{(1+\tau_{t+1}^c)} \beta U_{c,t+1} \right] \quad (6)$$

où $U_{c,t}$ indique l'utilité marginale de la consommation

$$U_{c,t} = \lambda_t (1+\tau_t^c) = \varepsilon_t^B (c_t - H_t)^{-\sigma_c}$$

2.1.2. Investissement et accumulation du capital

Les ménages offrent un capital homogène qu'ils louent aux entreprises opérant sur le marché des biens intermédiaires ; une augmentation de l'offre du capital peut provenir soit de l'investissement utilisable la période suivante, soit de l'augmentation du taux d'utilisation du capital déjà installé. Chacune de ces deux opérations génère un coût, pris en compte par les fonctions $S(\cdot)$ $a(\cdot)$.

Les conditions d'optimalité par rapport au choix du niveau de capital, de l'investissement et du taux d'utilisation des capacités de production donnent les relations suivantes :

$$Q_t = \frac{E_t \pi_{t+1}}{R_t} E_t [Q_{t+1} (1-\delta_k) + (1-\tau_{t+1}^k) (r_{k,t+1} u_{t+1}) - a(u_{t+1})] \quad (7)$$

$$\lambda_t = Q_t \lambda_t F_t^l(I_t, I_{t-1}) + Q_{t+1} \beta \lambda_{t+1} E_t F_{t+1}^l(I_{t+1}, I_t) \quad (8)$$

$$(1-\tau_t^k) r_{k,t} = a'(u_t) \quad (9)$$

$Q_t F_t^l(I_t, I_{t-1})$ pour la période t et par $Q_{t+1} \beta F_{t+1}^l(I_{t+1}, I_t)$ pour la période $t+1$.

2.1.3. Ménages non ricardiens

Les ménages non ricardiens sont modélisés comme des agents non optimisateurs, suivant l'hypothèse initiale à Campbell et Mankiw (1989) (25) et Gali *et al.* (2007). Ces ménages n'ont pas accès aux marchés financiers et ne peuvent donc ni épargner, ni emprunter. Leur revenu courant (salaire net et transferts spécifiques) correspond ainsi à leur consommation, augmentée des taxes. L'introduction de ce type de ménages permet, sous certaines conditions, d'expliquer une augmentation de la consommation privée après une relance budgétaire, Gali *et al.* (2007) et Mankiw (2000) insistent déjà sur

(23) Ces coûts sont introduits dans ce type de modèle par Christiano *et al.* (2005), afin de lisser la dynamique de l'investissement, conformément aux estimations empiriques. Voir la forme fonctionnelle dans l'annexe 2.

(24) M. Woodford, "Control of the public debt: a requirement for price stability", *NBER Working Paper*, No. 5684, National Bureau of Economic Research, 1996.

(25) J.Y. Campbell, N.G. Mankiw, "Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence", *NBER Macroeconomics*, 4:185-216, 1989.

la nécessité de prendre en compte l'hétérogénéité des consommateurs :

$$(1 + \tau_t^c)C_{nr,t}^l = (1 - \tau_t^l)W_{nr,t}^l L_{nr,t}^l + TR_t^l \quad (10)$$

Pour plus de simplicité, nous suivons Erceg *et al.* (2000) et supposons que chaque ménage non ricardien fixe son salaire qui est égal au salaire moyen des ménages optimisateurs. Tous les ménages sont confrontés à la même demande et offre de travail et perçoivent le même revenu.

2.1.4. Offre de travail

Selon Erceg *et al.* (2000) et Woodford et Benigno (2006) (26), les ménages offrent un travail différencié, ils conservent un pouvoir de marché sur la détermination de leur salaire. Nous supposons l'existence d'une agence qui propose une offre de travail agrégée N_t obtenue par la combinaison de l'offre de travail de chaque ménage, selon une fonction de type Dixit-Stiglitz :

$$N_t = \left[\int_0^1 (L_t^l)^{\frac{v-1}{v}} dl \right]^{\frac{v}{v-1}} \quad (11)$$

où v est l'élasticité de substitution entre les différents types de travail et L_t^l est la demande de travail par ménage.

L'agence maximise son profit selon l'équation suivante :

$$Prof_t = W_t N_t - \int_0^1 W_t^l L_t^l dl = W_t \left[\int_0^1 (L_t^l)^{\frac{v-1}{v}} dl \right]^{\frac{v}{v-1}} - \int_0^1 W_t^l L_t^l dl \quad (12)$$

Étant donné le salaire des ménages, W_t^l et W_t représente l'unité vendue du salaire par l'agence au secteur productif. La définition de salaire s'obtient alors en utilisant la condition de profit nul à l'optimum et donne l'équation suivante :

$$Prof_t = W_t N_t - \int_0^1 W_t^l L_t^l dl = W_t \left[\int_0^1 (L_t^l)^{\frac{v-1}{v}} dl \right]^{\frac{v}{v-1}} - \int_0^1 W_t^l L_t^l dl \quad (12)$$

Il est donc naturel d'interpréter W_t comme un indice de salaire agrégé. La demande de l'agence pour le travail du ménage l ou, de manière équivalente, la demande totale pour le travail de ce ménage par toutes les entreprises est donnée par :

$$L_t^l = \left(\frac{W_t^l}{W_t} \right)^{-v} N_t \quad (14)$$

La demande individuelle de travail L_t^l dépend positivement de la demande de travail agrégée N_t , exprimée par les firmes. Elle décroît proportionnellement à l'augmentation de la contribution du salaire individuel W_t^l dans la formation du salaire agrégé W_t .

Chaque ménage l qui offre un travail différencié L_t^l est en concurrence monopolistique avec les autres, il fixe donc son salaire W_t^l selon les contrats du type Calvo (1983) : à l'instant t , chaque ménage peut réoptimiser son salaire W_t^l avec une probabilité $(1 - \bar{\omega}_\omega)$, en maximisant sa fonction d'utilité (2.1) sous la contrainte budgétaire (2.2).

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta^i \varpi_\omega)^i \left(-\frac{\xi_t^l}{1 + \sigma_l} (L_{t+i}^l)^{1 + \sigma_l} + \lambda_{t+i} (1 - \tau_t^l) W_{t+i}^l L_{t+i}^l \right) \quad (15)$$

Les ménages qui ne peuvent réoptimiser leur salaire en t l'indexent sur l'inflation passée suivant la règle simple suivante : $W_t = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_\omega} W_{t-1}$ et $\gamma_\omega \in (0, 1]$ est le degré d'indexation des salaires aux prix passés.

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta^i \varpi_\omega)^i \left\{ -\frac{1}{1 + \sigma_l} \left(\left(\frac{\tilde{W}_t X_{it}}{W_{t+i}} \right)^{-v} N_{t+i} \right)^{1 + \sigma_l} + \lambda_{t+i} (1 + \tau_{t+i}^l) \frac{W_t^l}{P_{t+i}} X_{it} \left(\frac{\tilde{W}_t X_{it}}{W_{t+i}} \right)^{-v} N_{t+i} \right\} \quad (16)$$

La condition du premier ordre par rapport à \tilde{W}_t est donnée par :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta^i \varpi_\omega)^i L_{t+i}^l \lambda_{t+i} \left(\frac{\tilde{W}_t X_{it}}{P_{t+i}} \frac{u_{c,t+i}}{(1 + \tau_{t+i}^c)} - \frac{v}{1 - v} \frac{u_{l,t+i}}{(1 - \tau_{t+i}^l)} \right) = 0 \quad (17)$$

où $X_{it} = \pi_t \times \pi_{t-1} \times \pi_{t-2} \dots \times \pi_{t+i-1}$ pour $i \geq 1$ et $X_{it} = 0$ pour $i = 0$ comme a été souligné par Altig *et al.* (2005).

Lorsque tous les ménages sont capables de négocier leurs contrats salariaux chaque période, le salaire devient :

$$\frac{\tilde{W}_t}{P_t} = \frac{v}{1 - v} \frac{u_{l,t} + 1(1 + \tau_t^c)}{u_{c,t} + 1(1 + \tau_t^l)} \quad (18)$$

Cela implique l'évolution de l'indice de salaire suivante :

$$W_t = \left[(1 - \varpi_\omega) \tilde{W}_t^{1-v} + \varpi_\omega \left(\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_\omega} W_{t-1} \right)^{1-v} \right]^{\frac{1}{1-v}} \quad (19)$$

(26) M. Woodford, "Control of the public debt: a requirement for price stability", *NBER Working Paper*, No. 5684, National Bureau of Economic Research, 1996.

2.2. Les firmes et la fixation des prix

Le modèle distingue deux catégories de firme, les entreprises de biens intermédiaires et les entreprises de bien final. La première catégorie produit un continuum de biens différenciés, œuvrant ainsi sur un marché de concurrence imparfaite. La deuxième produit des biens finaux, elle est caractérisée par une firme représentative qui agrège la production d'un continuum de firmes intermédiaires $j \in [0,1]$. La fonction d'agrégation de type Dixit-Stiglitz est définie par :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{s-1}{s}} dj \right]^{\frac{s}{s-1}} \quad (20)$$

où s est l'élasticité de substitution entre les biens différenciés. Cette firme représentative maximise son profit selon l'équation suivante :

$$Prof_t = P_t Y_t - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj = P_t \left[\int_0^1 Y_{j,t}^{\frac{s-1}{s}} dj \right]^{\frac{s}{s-1}} - \int_0^1 P_{j,t} Y_{j,t} dj \quad (21)$$

étant donné le prix des biens intermédiaires $P_{j,t}$ et le prix du bien final P_t . Il résulte de ce comportement les fonctions de demande suivantes pour les biens intermédiaires :

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_t}{P_{j,t}} \right)^s Y_t \quad (22)$$

La définition de prix du bien final s'obtient alors en utilisant la condition de profit nul à l'optimum et donne l'équation suivante :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-s} dj \right]^{\frac{1}{1-s}} \quad (23)$$

2.2.1. Le secteur des biens intermédiaires

La technologie de production de toutes les firmes du secteur des biens intermédiaires est identique et peut être représentée par une fonction de type Cobb-Douglas :

$$Y_{j,t} = \varepsilon_t^A (u_t K_{j,t-1})^\alpha N_{j,t}^{1-\alpha} (K_{g,t-1})^{\alpha_g} - fc \quad (24)$$

où $K_{j,t-1}$ est le capital loué par l'entreprise, K_g le capital public utilisé, ε_t^A un choc de productivité et fc le coût fixe (27) ; $(N_{j,t})$ est la quantité de travail utilisée par l'entreprise, α_g l'élasticité de la production à la quantité de capital public. Il existe un continuum de producteurs

$j \in [0,1]$ de biens intermédiaires qui prennent comme donnée le salaire brut W_t et cherchent à minimiser le coût réel.

$$\min_{K_{j,t-1}; N_{j,t}} W_t N_{j,t} + R_{k,t} u_t K_{j,t-1} - \lambda_t^P P_{j,t} (Y_{j,t} - \varepsilon_t^A (u_t K_{j,t-1})^\alpha N_{j,t}^{1-\alpha} (K_{g,t-1})^{\alpha_g} + fc) \quad (25)$$

La résolution de ce programme donne la relation suivante :

$$\frac{K_t}{N_t} = \frac{K_{j,t}}{N_{j,t}} = \frac{\alpha}{(1-\alpha)} \frac{W_t}{u_t R_{k,t}} \quad (26)$$

Cela implique que le ratio du capital par rapport au travail est le même pour tous les producteurs de biens intermédiaires. En intégrant les deux conditions du premier ordre dans la fonction de production, on déduit le coût marginal réel mc_t

$$P_t mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha (\varepsilon_t^A)^{-1} K_{g,t-1}^{\alpha_g} (W_t)^{1-\alpha} (R_{k,t})^\alpha \quad (27)$$

Il faut noter que le coût marginal ne dépend pas de j , car toutes les entreprises sont soumises aux mêmes chocs technologiques et louent le capital et le travail aux mêmes prix.

La fixation des prix

Chaque producteur de biens intermédiaires qui peut réoptimiser ses prix à la période t les choisit de façon à maximiser le flux de profits futurs réels actualisés.

$$Prof_t = P_{j,t} Y_{j,t} - mc_t P_t (Y_{j,t} + fc) = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} - mc_t \right] P_t Y_{j,t} - P_t mc_t fc \quad (28)$$

où :

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^s Y_t \quad (29)$$

(27) Le coût fixe est une caractéristique standard des modèles DSGE. Voir, par exemple, Smets and Wouters (2003, 2007), Christiano *et al.* (2005), Adolfson *et al.* (2008), M. Adolfson, S. Lasen, J. Linde, M. Villani, "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass Through", *Journal of International Economics*, 72:481-511, 1994. La présence des coûts fixes assure qu'à l'état d'équilibre les bénéfices des entreprises sont égaux à zéro, ce qui est compatible avec Basu et Fernald (1994), Hall (1988) et Rotemberg et Woodford (1995).

La fixation des prix par les entreprises de biens intermédiaires suit le même schéma que celle des salaires par les ménages. A chaque période, une fraction $(1-\theta)$ des producteurs de biens intermédiaires peut changer ses prix. Les autres producteurs qui ne peuvent réoptimiser leur prix en t l'indexent sur l'inflation passée suivant la règle simple suivante :

$$P_{j,t} = \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right)^{\gamma_p} P_{j,t-1}$$

et $(\gamma_p \in [0,1])$ est le degré d'indexation du prix aux prix passés. La condition du premier ordre par rapport à \tilde{P}_t est donnée par :

$$Prof_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i \lambda_{t+i} \left[\frac{\tilde{P}_t X_{it}}{P_{t+i}} - mc_{t+i} \right] P_{t+i} Y_{j,t+i} - P_{t+i} mc_{t+i} f_c \quad (30)$$

Sous la séquence de l'équation de demande (équation 2.29), les résultats de maximisation donnent l'équation suivante :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\theta)^i \lambda_{t+i} \left[\frac{\tilde{P}_t X_{it}}{P_{t+i}} - \frac{s}{1-s} mc_{t+i} \right] P_{t+i} Y_{j,t+i} \quad (31)$$

notant bien que $(\beta\theta)^i \lambda_{t+i}$ représente un facteur d'actualisation des bénéfices futurs pour les entreprises. Et le cas où les producteurs de biens intermédiaires peuvent changer ses prix, le prix optimal est

$$\tilde{P}_t = \frac{s}{1-s} P_t mc_t \text{ donc l'indice du prix } P_t = \left[\int_0^1 P_{j,t}^{1-s} dj \right]^{\frac{1}{1-s}}$$

peut s'écrire comme suit :

$$P_t = \left[(1-\varpi) \tilde{P}_t^{1-s} + \varpi \left(\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_p} P_{t-1} \right)^{1-s} \right]^{\frac{1}{1-s}} \quad (32)$$

2.3. La politique budgétaire

La contrainte budgétaire publique se définit comme suit :

$$\tau_t^c C_{T,t} + \tau_t^l \omega_t L_t + \tau_t^k r_{k,t} u_t K_{t-1} = \left(\frac{R_{t-1}}{\pi_t} \right) b_{t-1} + G_t + IG_t + TR_t \quad (33)$$

L'État perçoit l'ensemble des taxes $(\tau_t^c C_{T,t} + \tau_t^l \omega_t L_t + \tau_t^k r_{k,t} u_t K_{t-1})$ qui servent à financer les dépenses suivantes : la consommation publique (G), l'investissement public

(IG), les transferts (TR) et les intérêts de la dette $\left(\frac{R_{t-1}}{\pi_t} \right) b_{t-1}$.

L'équation d'accumulation du capital public est représentée par :

$$K_{g,t} = (1 - \delta_{k,g}) K_{g,t-1} + IG_t \quad (34)$$

Suivant la méthode adoptée par Leeper *et al.* (2010) (28), les instruments budgétaires de dépenses répondent d'une manière contracyclique à la dynamique de la dette et du PIB, tandis que les instruments du taux d'imposition répondent d'une manière procyclique. En jouant aussi le rôle de stabilisateurs automatiques, ces instruments budgétaires veillent à garder le niveau de la dette sous contrôle pour éviter le gonflement de la dette publique par rapport au PIB.

Autrement dit, les différentes taxes et dépenses publiques réagissent de manière endogène à l'évolution de la dette publique et du PIB (29).

Les instruments budgétaires sont présentés comme suit (30) :

Les dépenses publiques G_t :

$$\hat{G}_t = -\phi_{b,g} \hat{b}_{t-1} - \phi_{y,g} \hat{Y}_t + \varepsilon_{g,t} \quad (35)$$

Les investissements publics IG_t :

$$\hat{IG}_t = -\phi_{b,ig} \hat{b}_{t-1} - \phi_{y,ig} \hat{Y}_t + \varepsilon_{ig,t} \quad (36)$$

Les transferts TR_t :

$$\hat{TR}_t = -\phi_{b,tr} \hat{b}_{t-1} - \phi_{tr,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{tr,t} \quad (37)$$

Le déficit primaire S_t (31) :

$$\hat{S}_t = -\rho \hat{S}_{t-1} + (1-\rho) \rho_{b,s} \hat{b}_{t-1} (1-\rho) \rho_{s,y} (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \eta_t^s \dots \quad (38)$$

(28) E.M. Leeper, M. Plante, N. Traum, "New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers", *Econometrics*, 156:304-321, 2010.

(29) Certains auteurs se sont limités seulement à la réaction de la dynamique de l'instrument budgétaire en fonction de sa valeur passée et de la dette en $t-1$ (T. Brand (2010)).

(30) Les chapeaux sur les variables indiquent la déviation de ces variables par rapport à l'état stationnaire.

(31) Le choc, qui capte le caractère non linéaire de l'équation du premier chapitre, est supposé identique aux chocs des instruments budgétaires (consommation publique, investissement public et transferts publics) du modèle, c-a-d qu'il suit un processus *i.i.d.*

Nous tenons compte de la règle budgétaire du déficit primaire déterminée dans le premier chapitre.

où (S_t) est le déficit primaire, (S_{t-1}) sa valeur passée, b_t la dette publique et l'*output* gap $(Y_t - Y_{t-1})$; η_t^s désigne un choc qui suit un processus normal *i.i.d.*

La taxe sur la consommation τ_t^c :

$$\hat{\tau}_t^c = \phi_{b,\tau^c} \hat{b}_{t-1} - \phi_{\tau^c,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{\tau^c,t} \quad (39)$$

l'impôt sur le travail τ_t^l :

$$\hat{\tau}_t^l = \phi_{b,\tau^l} \hat{b}_{t-1} - \phi_{\tau^l,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{\tau^l,t} \quad (40)$$

l'impôt sur le capital τ_t^k :

$$\hat{\tau}_t^k = \phi_{b,\tau^k} \hat{b}_{t-1} - \phi_{\tau^k,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{\tau^k,t} \quad (41)$$

où $\varepsilon_{x,t}$ pour $x = (G, IG, TR, \tau^c, \tau^k, \tau^l)$ désigne des chocs budgétaires qui affectent les dépenses (G, IG, TR) et les revenus publics (τ^c, τ^k, τ^l) . Ces chocs suivent un processus *i.i.d.* (32).

2.4. La politique monétaire

Elle s'appuie sur une règle de Taylor, qui met en relation le taux d'intérêt nominal R_t de sa valeur passée R_{t-1} (comportement de lissage des taux d'intérêt) et de l'inflation courante π^t et l'*output* gap $Y_t - Y_{t-1}$.

$$\hat{R}_t = \rho \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho) \rho_\pi \hat{\pi}_t + (1 - \rho) \rho_y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \eta_t^m \quad (42)$$

où η_t^m désigne un choc qui suit un processus normal *i.i.d.*

2.5. L'équilibre ressource-emploi

Le budget de l'État étant équilibré à chaque date, la production est égale à la demande, en consommation, en investissement privé et en investissement public, augmentée du coût d'ajustement du capital :

$$Y_t - a(u_t) K_{t-1} = C_{T,t} + G_t + I_t + IG_t \quad (43)$$

La consommation privée est agrégée en fonction du poids des agents ricardiens et non ricardiens dans l'économie, où ϑ est le poids des ménages non ricardiens dans l'économie et $(1 - \vartheta)$ le poids des ménages ricardiens. La consommation privée totale est définie par :

$$C_{T,t} = \vartheta C_{nr,t} + (1 - \vartheta) C_t \quad (44)$$

Le marché des capitaux est en équilibre lorsque le capital fourni par les ménages ricardiens est égal au

capital demandé par les producteurs intermédiaires à un taux de location du marché $(r_{k,t})$, donc l'équilibre peut se présenter comme suit:

$$\int_0^1 K_{j,t} dj = (1 - \vartheta) K_t^l \quad (45)$$

Le marché du travail est en équilibre quand le travail total demandé par les entreprises intermédiaires est égal à la quantité totale de travail offerte par des ménages à un taux de salaire (W_t) . La relation entre la demande et l'offre de travail peut être déduite de l'équation :

$$L_{nr,t} = L_t = L_t^s = \int_0^1 \left(\frac{W_t^l}{W_t}\right)^{-\nu} dl N_t \quad (46)$$

Notant que L_t^s désigne l'offre de travail, cette relation peut être représentée par :

$$N_t = \int_0^1 N_{j,t} dj \quad (47)$$

et notant que :

$$o_t = \int_0^1 \left(\frac{W_t^l}{W_t}\right)^{-\nu} dl \quad (48)$$

la relation entre la demande et l'offre du travail peut être résumée par :

$$L_t^s = o_t N_t \quad (49)$$

Le marché des titres publics peut être résumé par :

$$b_t = (1 - \vartheta) b_{r,t} \quad (50)$$

La forme Log-linéarisée des équations qui décrivent l'équilibre du modèle est représentée dans l'annexe 1.

2.6. L'estimation bayésienne

La résolution de la version log-linéarisée du modèle a été faite grâce à l'utilisation du logiciel Dynare. Pour ce faire, certains paramètres du modèle ont été estimés sur la base des données de l'économie marocaine et d'autres calibrés (33) sur la base des résultats consensuels établis par la littérature qui utilise des modèles DSGE.

(32) voir l'article de Forni *et al.* (2009).

(33) Le modèle est calibré de telle sorte que l'équilibre à l'état stationnaire coïncide avec certains faits stylisés de l'économie marocaine.

L'estimation a été faite grâce à l'outil bayésien qui s'appuie sur les travaux de Lubik et Schorfheide (2007) et Smets et Wouters (2003), An et Schorfheide (2007), De Jong *et al.* (2000). Cette approche permet, d'une part, de prendre en compte l'information *a priori* et, d'autre part, de contourner les problèmes d'identification liés à la méthode du maximum de vraisemblance (Canova (2007), Canova et Sala (2006)).

La solution du modèle log-linéarisé peut être représentée sous une forme espace-état, afin d'écrire la fonction de vraisemblance des données en appliquant le filtre de Kalman :

$$\hat{Z}_t = A(\theta)\hat{Z}_{t-1} + B(\theta)\hat{n}_t \quad (51)$$

$$\hat{x}_t = C(\theta)\hat{Z}_t \quad (52)$$

Où \hat{x}_t contient les variables observées, alors que le vecteur \hat{Z}_t a des éléments inobservés, tels que les espérances conditionnelles, les variables naturelles ou les processus des chocs. \hat{n}_t est un vecteur de variables i.i.d. de moyenne nulle et de matrice de variances-covariances $\Sigma(\theta)$. Soient $P(\theta)$ la distribution *a priori* de θ et $L(\hat{x}_t/\theta)$ est la fonction de vraisemblance associée aux variables observées.

$$X^T = (\hat{x}_t)_{t=1}^T \quad (53)$$

La distribution a posteriori du vecteur de paramètres est proportionnelle au produit de la fonction de vraisemblance et de la distribution a priori de (θ) et s'exprime comme suit :

$$P(\theta/x_t) \propto L(x_t/\theta)P(\theta) \quad (54)$$

L'approche bayésienne nécessite l'utilisation de simulations stochastiques, notamment les techniques de Monte Carlo par chaînes de Markov (Metropolis-Hasting Algorithm).

S'agissant du calibrage, certains paramètres ne sont pas estimés et sont déterminés en leur assignant la valeur moyenne des grandeurs correspondantes.

$$K_t = (1 - \delta g)K_{t-1} + F_t^l(I_t^l, I_{t-1}^l)$$

La plupart des paramètres liés à l'état stationnaire sont calibrés, et leurs valeurs sont présentées dans le tableau 1. Le facteur d'escompte (β) des ménages s'élève à 0,99, ce qui correspond au taux d'intérêt réel annuel de 4% environ à l'état stationnaire. On

considère que le taux de dépréciation du capital public (δg) est égal à 0,015 (Leeper *et al.* (1991)), le taux de dépréciation du capital privé s'élève à $\delta=0,025$, selon Christiano *et al.* (2005) l'état stationnaire du markup des salaires [$v/(1-v)$] s'élève à 1,05.

Tableau 1

Calibration des paramètres et variable à l'état stationnaire

Paramètre	Définition	Valeur
1. Dépenses publiques		
<i>C/PIB</i>	Consommation privée / PIB	0,60
<i>I/PIB</i>	Investissement privée / PIB	0,17
<i>G/PIB</i>	Consommation publique / PIB	0,20
<i>IG/PIB</i>	Investissement public / PIB	0,03
2. Secteur de production et politique budgétaire		
α	l'éla.pro.capital	0,30
δ	le taux.dépréci.capital	0,025
δ_g	le taux.dépréci.capital public	0,015
σ_g	l'éla.pro.cap.pub	0,01
<i>TR/PIB</i>	Transferts publics / PIB	0,20
<i>b / PIB</i>	Taux.ann.dette pub	0,60
<i>S / PIB</i>	déficit primaire / PIB	0,06
3. Taxes publiques		
τ^c	Taxe sur la consommation	0,20
τ^l	Taxe sur les revenus du travail	0,30
τ^k	Taxe sur les revenus du capital	0,30

D'après la littérature théorique et empirique utilisant le modèle DSGE, la productivité du capital α est très importante pour déterminer les effets du capital sur l'économie, cette valeur s'élève à 0,30. Le calibrage des variables budgétaires (dépenses publiques et taux de taxation) en régime stationnaire est fixé à leur moyenne pour la période de l'échantillon. Le taux de taxation de la consommation τ_i^c a été fixé à 20% (TVA), les taux d'imposition moyens des salaires et du capital (τ_i^l ; τ_i^k) sont fixés à 30%. La dette publique est fixée à 2,4 (0,6 x 4), dans la mesure où le ratio empirique correspond à un stock sur un flux annuel de production, alors que le modèle est trimestriel. La part de la consommation privée, la consommation publique, l'investissement privé, l'investissement public, les

transferts publics dans le PIB sont respectivement de 60 %, 20 %, 17 %, 3 % et 20 % qui correspondent aux mêmes valeurs de l'échantillon étudié. L'élasticité de la production au capital public s'élève à 0,01.

2.6.1. Les données

Le modèle est identifié avec onze séries trimestrielles pour le Maroc couvrant la période 1998 T1 – 2014 T4. Les données ont été obtenues auprès du Haut-Commissariat au Plan, du ministère de l'Economie et des Finances et de Bank Al-Maghrib. Notre base de données comprend le PIB réel, la consommation privée, la consommation des administrations publiques, l'investissement privé, l'investissement public, le taux moyen interbancaire, l'inflation, les recettes fiscales, le déficit primaire, la dette publique et les dépenses de compensation (transferts) (34). Les séries ont été dessaisonnalisées, grâce au filtre ARIMA-X13, exprimées en logarithme et detrendées linéairement, sauf le taux d'intérêt et l'inflation.

La détermination des paramètres du modèle s'articule en deux temps. Le premier correspond à une phase de calibrage, le second à une phase d'estimation basée sur les techniques bayésiennes.

2.6.2. Distributions *a priori* et *a posteriori*

Pour les croyances *a priori* sur les paramètres structurels, nous adoptons la démarche des travaux de Smets et Wouters (2003, 2005, 2007) et Leeper *et al.* (2009, 2014). Ces distributions *a priori* reflètent les croyances que le modélisateur porte sur les paramètres à estimer. Le tableau 4 en annexe 2 donne les distributions *a priori* des paramètres à estimer. Certains paramètres, qui doivent être positifs, suivent des distributions qui leur garantissent la positivité (variance des chocs et probabilité de réception des signaux pour les firmes intermédiaires).

De façon générale, les estimations ont montré que la plupart des distributions *a posteriori* sont moyennement différentes de celles *a priori* (voir l'annexe 2), ce qui traduit l'apport d'informations des données utilisées dans l'estimation des paramètres structurels.

Les estimations montrent que la probabilité pour que les firmes intermédiaires changent de prix est plus faible que pour les salariés. La persistance des habitudes de consommation est estimée à 0,39. Ce qui traduit une certaine inertie dans la consommation au Maroc.

Les élasticités inter-temporelles de substitution de la consommation et de l'effort de travail s'établissent respectivement à 0,88 et à 0,19 et les coefficients d'indexation des firmes intermédiaires et des salaires s'établissent respectivement à 0,13 et à 0,29 ; ce qui nous donne que l'inflation des prix est moins persistante que l'inflation des salaires.

3. Impact et transmission dans l'économie des différents chocs budgétaires

Pour comprendre les canaux de transmission des différents chocs budgétaires, on propose, tout d'abord, d'étudier les réponses impulsionnelles des grandes variables macroéconomiques après des chocs budgétaires sur les six instruments budgétaires du modèle ; de calculer, ensuite, la taille des multiplicateurs budgétaires pour chaque instrument budgétaire en fonction des chocs, transitoire et permanent, et, enfin, d'étudier la sensibilité des multiplicateurs budgétaires aux rigidités nominales et réelles.

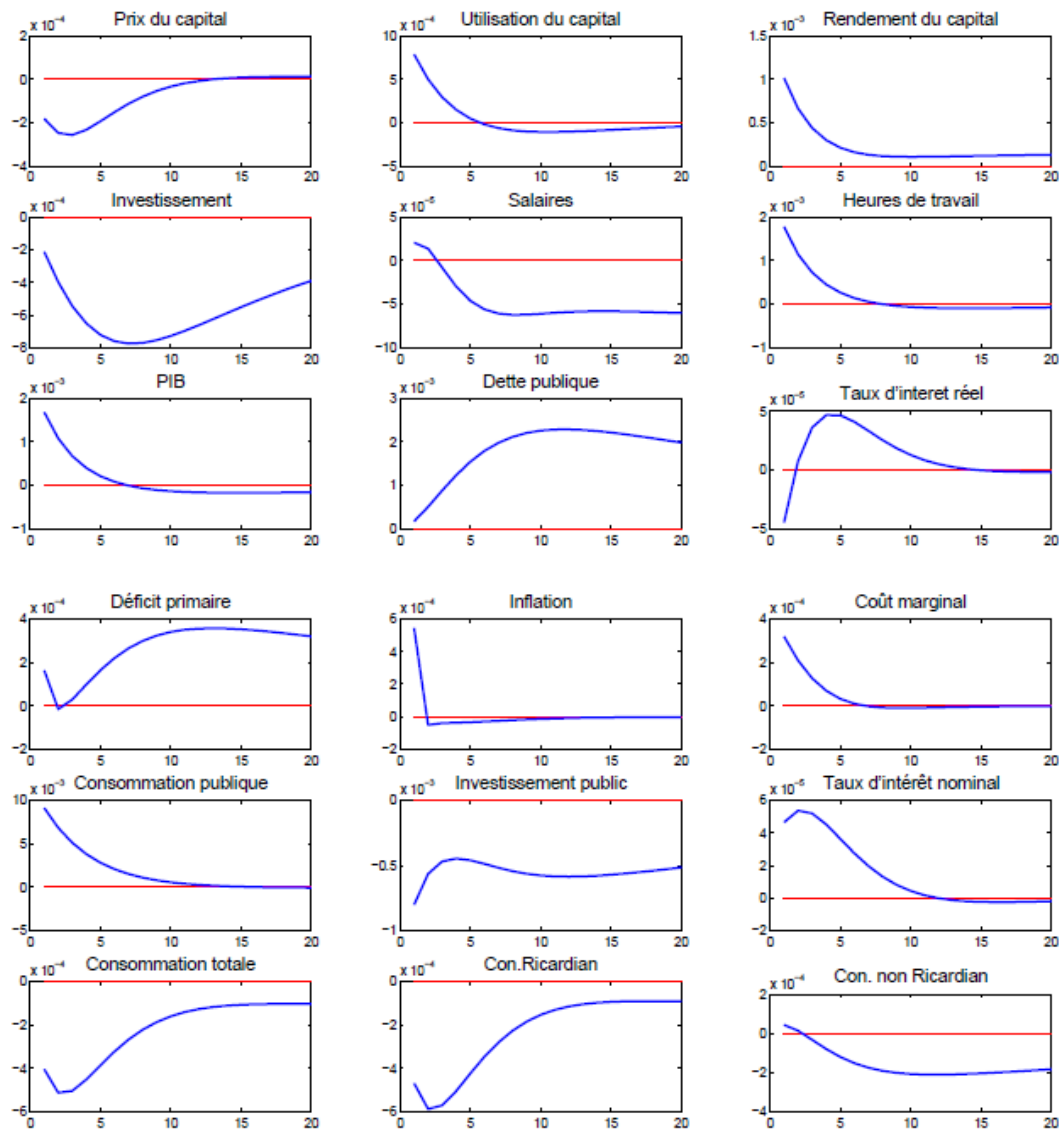
3.1. L'impact d'une augmentation de la consommation publique

La dynamique des variables après l'augmentation de la dépense publique est cohérente avec la théorie économique et indique la présence d'un *crowding-out effect* sur la consommation privée. Comme le montre la figure 2, l'effet d'éviction caractérise la réponse de la consommation des ménages ricardiens qui a subi un effet de richesse négatif. Ainsi, face à la hausse des dépenses publiques, ces ménages anticipent la hausse future d'impôts et, par conséquent, réduisent leur consommation présente et épargnent davantage. À court terme, le choc accroît la demande globale de biens (35) et le PIB. Cet accroissement de la production nationale atteint son maximum au moment de l'impact avec 1,4 % et 0,98 % au bout d'un an. Pour satisfaire

(34) Face au manque d'une série trimestrielle qui englobe l'ensemble des transferts publics, nous nous sommes limités aux dépenses publiques réservées au soutien des prix (les dépenses de compensation).

(35) La rigidité des prix joue un rôle très important dans l'augmentation de la demande de biens.

Figure 2 : Réponses impulsionnelles après un choc de la consommation publique



l'augmentation de cette demande, les entreprises augmentent simultanément l'utilisation du capital et la demande de travail (de main-d'œuvre), ce qui augmente le taux du rendement du capital et les salaires réels.

Bien que cette hausse des salaires (36) et du rendement du capital accroît la consommation des ménages non ricardiens (37), la consommation totale affiche une baisse qui est due à la diminution de la consommation de ménages ricardiens qui représentent la proportion des ménages la plus importante dans l'économie. Rappelons que la consommation totale correspond à la somme des

consommations spécifiques des ménages ricardiens et non ricardiens, pondérée par leur part respective dans l'économie (38).

(36) Cette hausse est limitée par la présence de rigidités des salaires.

(37) Cette catégorie de ménages qui a la spécificité de consommer tout son revenu courant, net d'impôts, selon la définition de Campbell et Mankiw (1989).

(38) La baisse de la consommation privée, à la suite d'une augmentation de la consommation publique, contredit toutefois les résultats de plusieurs études empiriques fondées sur des VAR structurels.

D'autre part, cette hausse des salaires et du rendement du capital conduit à l'augmentation du coût marginal et de l'inflation (39). Ce niveau élevé de l'inflation et du coût marginal incite la banque centrale à augmenter le taux d'intérêt nominal. Par la suite, cette augmentation du taux d'intérêt réel aboutit à la diminution du prix du capital et de l'investissement.

Le choc conduit aussi à une augmentation du déficit primaire et de la dette publique. Les résultats de ce choc sont conformes à ceux de T. Brand (2012) et Perotti (2005) (40), Ces auteurs trouvent des réponses d'impulsion semblables aux résultats dégagés par notre modèle (41).

L'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et l'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

3.2. L'impact d'une augmentation des dépenses de l'investissement public

La figure 3 indique que les variables macroéconomiques adoptent un comportement assez similaire à la dynamique des variables associées au choc de la consommation publique.

La hausse de l'investissement public a un double effet. D'une part, elle conduit à l'augmentation de la demande globale et, d'autre part, elle augmente l'offre des firmes qui est due à la présence du capital public dans l'équation de la production des entrepreneurs.

À son tour, cette augmentation de l'offre et de la demande conduit à l'augmentation du rendement et de l'utilisation du capital et, par la suite, à la hausse de la demande de travail et des salaires. L'accroissement du rendement du capital et la hausse des salaires (42) conduisent à l'augmentation du coût marginal et de l'inflation. La banque centrale réagit à cette hausse du taux d'inflation en augmentant son taux d'intérêt directeur (le taux d'intérêt nominal). Comparativement au premier choc, ces coûts vont faiblement augmenter, suite à une demande supplémentaire donnée. Car l'investissement public dépend négativement du coût marginal (43). C'est la raison pour laquelle l'inflation et le taux d'intérêt nominal s'accroissent faiblement,

suite au choc d'investissement public comparativement au choc de la consommation publique. Il faut noter que l'augmentation des salaires est plus forte et plus longue que dans le cas du choc de la consommation publique.

L'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et l'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

L'effet de l'augmentation du taux d'intérêt nominal conduit à la diminution du prix du capital et, par la suite, de l'investissement qui est, à son tour, marqué par une faible évolution. À long terme, le choc de l'investissement public conduit à l'augmentation de l'investissement privé.

Comme le cas du choc de la consommation publique, les résultats de ce choc sont conformes à ceux des études de Ratto *et al.* (2009), Coenen *et al.* (2013), Straub et Tcharkov (2007) et Bahtari et Trzeciakiewicz (2016).

Ratto *et al.* (2009) ont estimé un DSGE sur des données de la zone euro, après un choc de l'investissement public, ils ont trouvé une réponse positive de la consommation privée. Pour le même choc, Traum et Yang (2010) (44) ont trouvé une réponse négative de l'investissement privé.

3.3. L'impact d'une augmentation de transferts publics

La dynamique des variables macro-économiques, suite au choc des transferts publics, indique une réponse positive et instantanée de la production et de la consommation totale. Cette réponse est imputable

(39) Cet accroissement de la demande globale et de la production entraîne une augmentation de la demande de monnaie pour motif de transaction.

(40) R. Perotti, "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries", *Journal of Econpapers*, 2005.

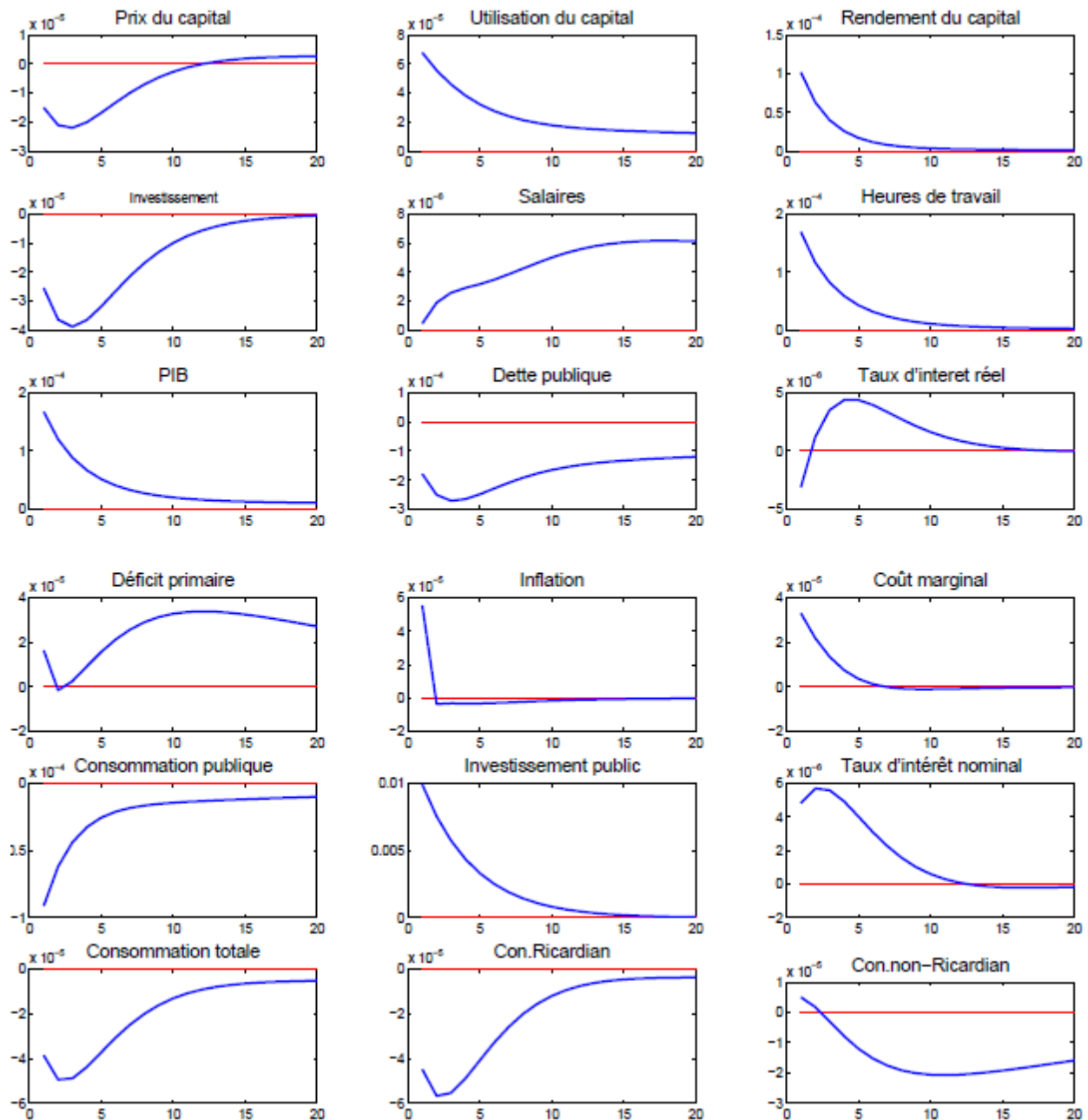
(41) Perotti (2005) obtient aussi une réponse positive et significative du taux d'intérêt réel.

(42) Cette hausse est limitée par la présence de rigidités des salaires.

(43) Voir l'équation log-linéarisée du coût marginal en annexe 2.

(44) N. Traum, S.C.S. Yang, "Investigating the crowding out effect of US government debt", *Working Paper Series*, Congressional Budget Office, Washington, D.C., 2010.

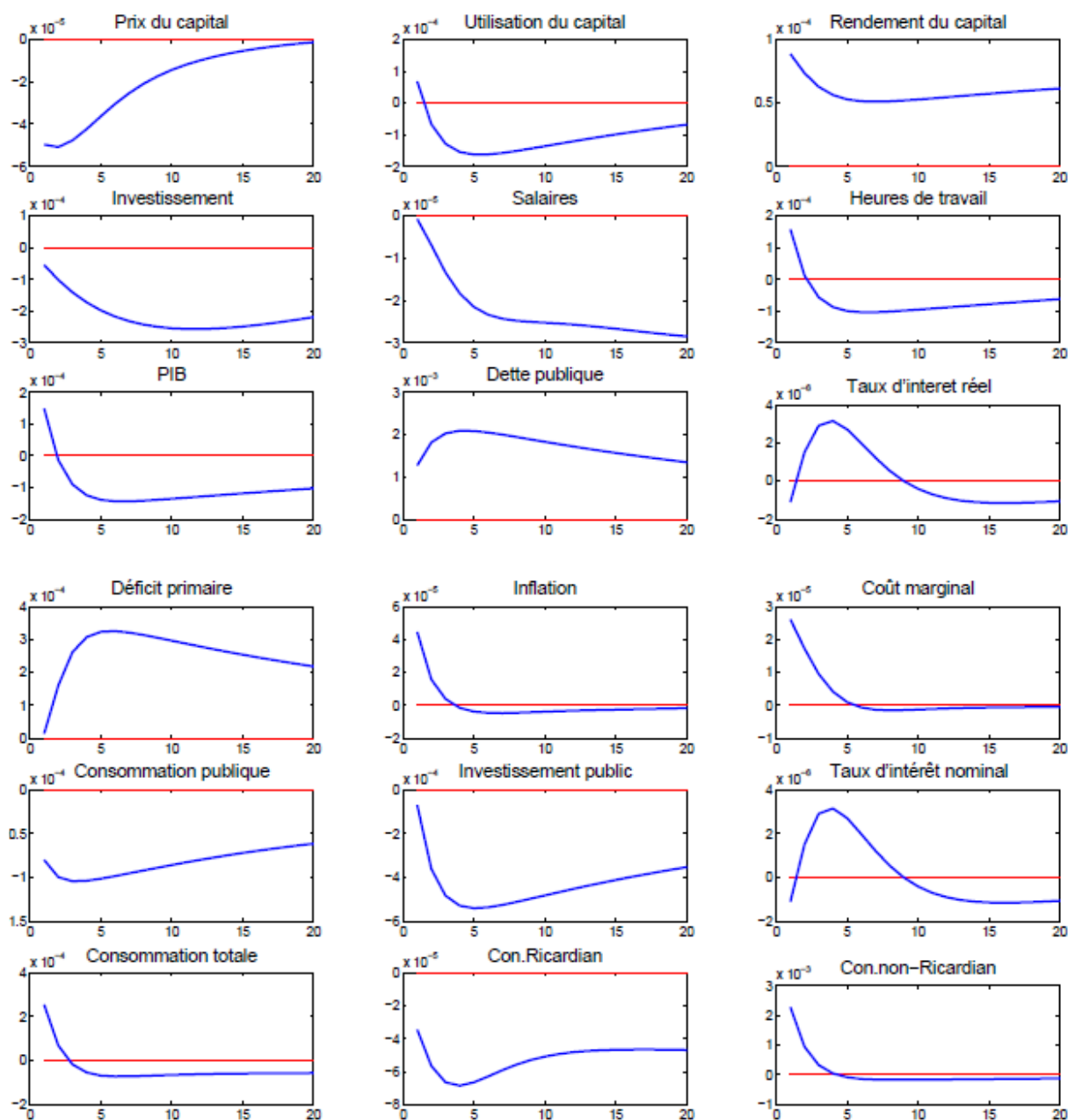
Figure 3 : Réponses impulsionnelles après un choc de de l'investissement public



à l'augmentation de la consommation des ménages non ricardiens qui bénéficient de la même façon de cette fraction des transferts destinés à l'ensemble des ménages. La différence tient au fait que les ménages non ricardiens consomment immédiatement cette fraction, en revanche, la dynamique du modèle enregistre la baisse de la consommation des ménages ricardiens

et l'augmentation du rendement du capital; ces deux mouvements peuvent être expliqués par l'augmentation de l'épargne de cette catégorie des ménages, ce qui favorise l'augmentation de l'offre de capital et conduit, par la suite, à l'augmentation de la demande de travail et l'utilisation du capital, cela aboutit à la croissance de la production même pour une courte durée.

Figure 4 : Réponses impulsionnelles après un choc des transferts publics



L'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et l'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

La réponse instantanée du taux d'intérêt réel est négative et commence à augmenter dès le deuxième trimestre, pour

atteindre un maximum au bout d'un an. A ce stade, on peut dire que la hausse de l'inflation et de la production mène à une augmentation du taux d'intérêt nominal. Cette augmentation est cependant faible et plus courte que dans le cas du choc de la consommation publique ; l'effet de l'augmentation du taux nominal conduit à la diminution du prix du capital et, par la suite, de l'investissement.

L'augmentation des transferts ciblés vers les ménages se traduit par une augmentation de la consommation des ménages non ricardiens et, par conséquent, par l'accroissement de la consommation totale des ménages et de la production.

3.4. L'impact d'une baisse de la taxe sur la consommation

La dynamique des variables après la baisse de la taxe sur la consommation est cohérente avec la théorie économique et indique une baisse de l'inflation durant les deux premiers trimestres qui suivent le choc avant de revenir vers l'équilibre.

L'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et l'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Cette diminution joue un rôle très important dans l'augmentation de la consommation totale. Cette dernière est stimulée par l'augmentation de ces trois facteurs suivants : l'accroissement de la demande de travail ; les augmentations de l'utilisation et du rendement du capital, la figure 5 confirme ce postulat. Ajoutons aussi que les deux types de consommation, à savoir la consommation des ménages ricardiens et celles des non ricardiens, enregistrent des réponses positives après le choc. L'augmentation de la consommation totale peut être expliquée par la hausse de la consommation des ménages ricardiens qui représente la part la plus importante des ménages. L'effet du choc sur la production, la dette et le déficit primaire est instantané et positif. En revanche, la dynamique du modèle enregistre un impact négatif sur l'investissement et les dépenses publiques. Cette baisse de l'investissement et du capital public est due à la hausse des coûts marginaux réels. Ces résultats sont conformes aux travaux de Forni *et al.* (2009) et Leeper (2009).

3.5. L'impact d'une baisse de l'impôt sur les revenus du capital

La baisse de l'impôt sur les revenus du capital conduit instantanément à une nouvelle réallocation des intrants de la production, notamment par l'augmentation de la quantité de capital au détriment de la quantité de travail,

ce qui conduit à l'augmentation du taux de l'utilisation du capital et à la baisse de la demande de travail.

À court terme, cette baisse de la demande de travail a un double impact sur la consommation. D'une part, elle conduit à la baisse du revenu provenant de ce facteur, ce qui aboutit à la baisse de la consommation des ménages non ricardiens, cela s'explique par le fait que le revenu du travail constitue la part la plus importante des revenus disponibles pour cette catégorie.

L'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et l'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

D'autre part, l'augmentation de la demande de capital conduit à l'augmentation de son prix, ce qui améliore la consommation des ménages ricardiens (45) et, par conséquent, augmente la consommation totale.

Concernant l'évolution de l'investissement, la baisse des revenus du travail et du rendement du capital conduit à la baisse du coût marginal, de l'inflation et du taux d'intérêt nominal, ce qui aboutit à l'augmentation de l'investissement et de la production.

3.6. L'impact d'une baisse de l'impôt sur les revenus du travail

À court terme, l'effet instantané de la baisse de l'impôt sur le travail augmente le rendement de ce facteur et pousse les ménages à augmenter leur offre de travail et, par conséquent, entraîne une baisse des salaires, cette diminution du coût de ce facteur va conduire à l'augmentation de sa demande. Contrairement au premier cas (l'impôt sur les revenus du capital), cette baisse de l'impôt joue un rôle important en matière de réallocation des intrants de la production. On assiste à l'augmentation de la quantité de travail au détriment de la quantité de capital, ce qui conduit à la baisse du taux de l'utilisation du capital. Il faut bien noter que le choc conduit à l'augmentation du taux de rendement du capital qui atteint un maximum durant le cinquième trimestre et commence à baisser après.

(45) Cette catégorie de ménages qui a la possibilité d'accéder au marché financier.

Figure 5: Réponses impulsionnelles après un choc de la taxe sur la consommation

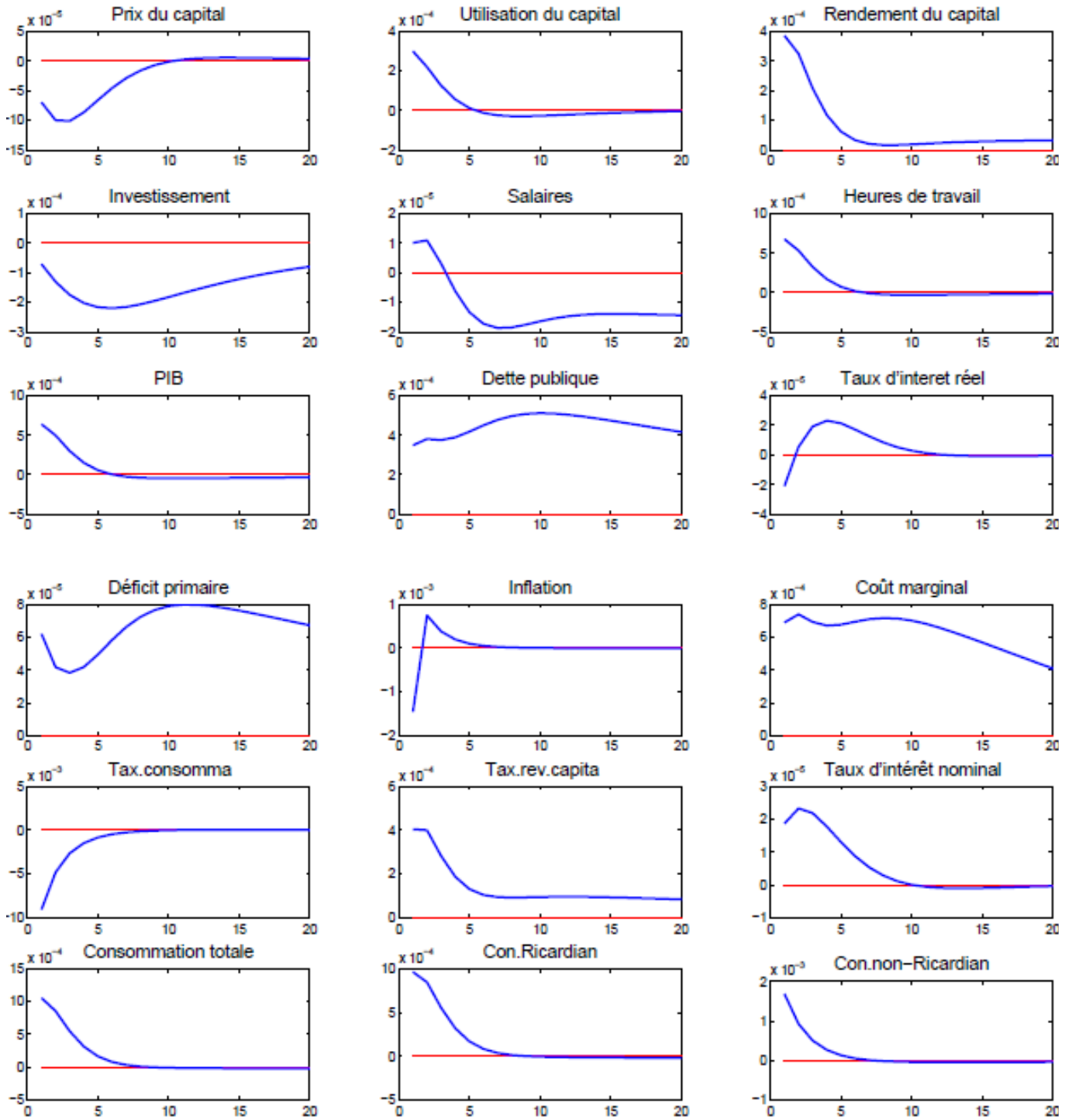
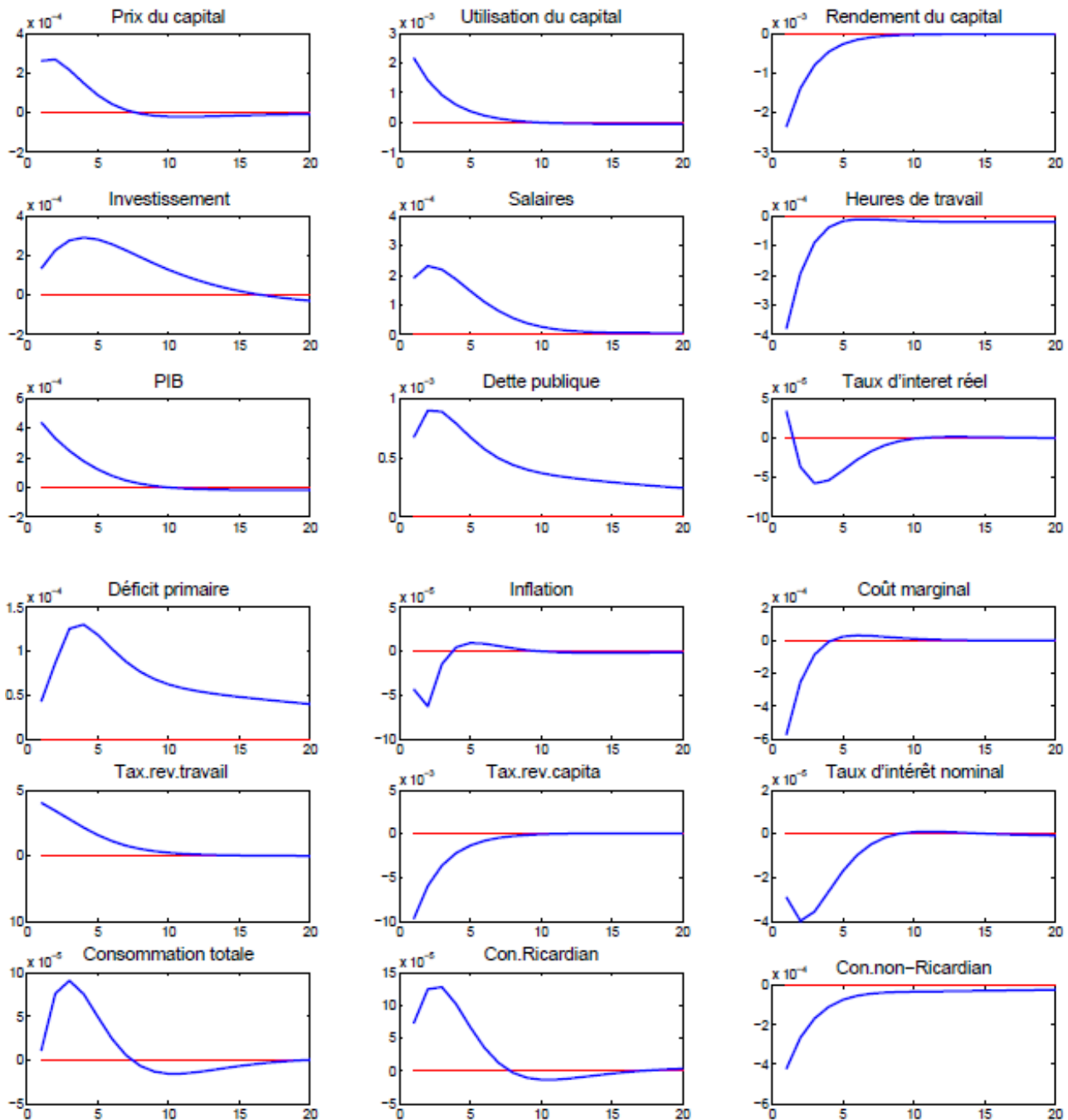


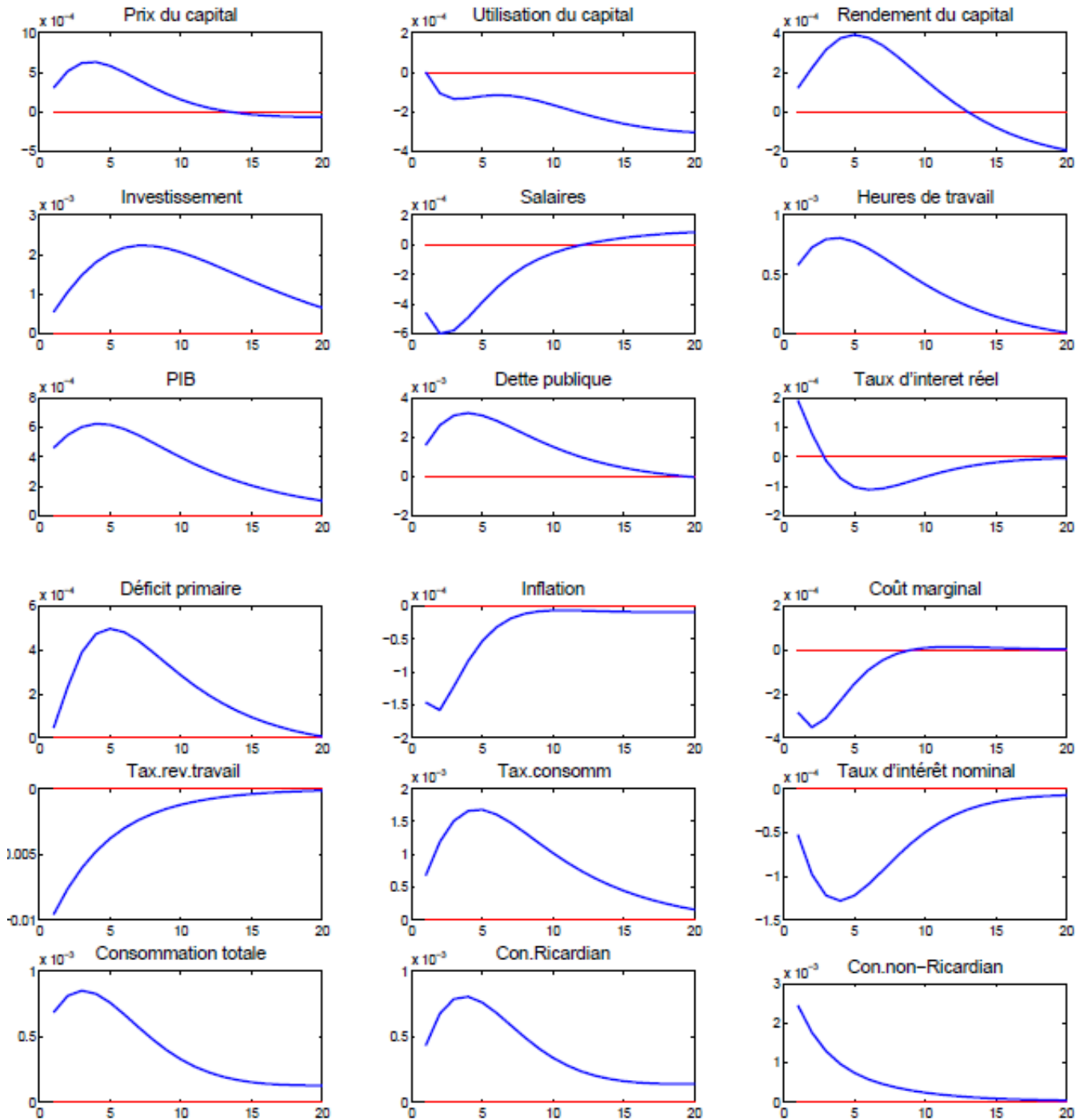
Figure 6: Réponses impulsionnelles après un choc de la taxe sur les revenus du capital



L'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et l'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1 % de la production d'équilibre.

La hausse de la demande de travail impacte positivement les deux types de consommation, avec un effet plus important sur la consommation des ménages non ricardiens, car le revenu du travail constitue la part la plus importante des revenus disponibles pour cette catégorie.

Figure 7 : Réponses impulsionnelles après un choc de la taxe sur les revenus du travail



Au plan des recettes publiques, la diminution de l'impôt sur le travail conduit à la baisse des dépenses de consommation, d'investissement et de transferts. Cette diminution du capital public et la présence de

ce dernier dans l'équation de production des firmes exercent un effet négatif sur le coût marginal, et, par conséquent, on assiste à une baisse de l'inflation, ce qui conduit à la baisse du taux d'intérêt nominal.

Le modèle prévoit qu'une diminution de l'impôt sur le revenu du travail augmente l'investissement et la production. On peut citer que la dynamique du modèle après le choc est qualitativement compatible avec les prédictions des modèles de Leeper (2009) et Forni *et al.* (2008).

4. Les multiplicateurs budgétaires en fonction des instruments budgétaires

Le multiplicateur budgétaire exprime la relation entre une variation de la dépense ou de la taxe (dépenses publiques et taxes fiscales) et la variation du revenu qu'elle génère. L'augmentation de la demande se traduit par une hausse de la production qui se traduira elle-même par une hausse de la demande (théorie développée par John Maynard Keynes). La demande entraînera la hausse de la production qui suscitera de nouveaux salaires pour produire ces biens et, donc, par répercussion, une nouvelle demande. La littérature économique a distingué deux types de multiplicateur :

Le multiplicateur d'impact : cette catégorie a été utilisée par plusieurs auteurs, notamment (Christiano *et al.* (2011) et Mountford et Uhlig (2009) (46). Ceci permet de voir l'impact du choc de l'un des instruments budgétaires (augmentation des dépenses publiques ou baisse des taxes) utilisés à une période donnée sur la production pour une période distincte. Il se définit comme suit :

$$\text{Multiplicateur d'impact} = \frac{\Delta Y_{t+k}}{\Delta G_t} \quad (55)$$

Le multiplicateur cumulé : ce type de multiplicateur est préférable au premier, pour deux raisons. D'une part, il intègre la dynamique complète associée aux chocs budgétaires, d'autre part, il actualise, de manière appropriée, les effets macro-économiques futurs. Ce type détermine la valeur présente du multiplicateur après k périodes (le multiplicateur cumulé). Il a été initié par Mountford et Uhlig (2010) et utilisé par d'autres auteurs tels que Leeper *et al.* (2010), Coenen *et al.* (2013). Il peut être formulé comme suit :

$$\text{Multiplicateur cumulé} = \frac{\sum_{j=0}^k (\prod_{i=0}^j R_{t+i}^{-1}) \Delta Y_{t+j}}{\sum_{j=0}^k (\prod_{i=0}^j R_{t+i}^{-1}) \Delta X_{t+j}} \quad (56)$$

où k est l'horizon temporaire, X l'une des dépenses publiques, à savoir les dépenses de la consommation publique, l'investissement public et les transferts publics ou l'un des produits des taxes, à savoir la taxe sur la consommation ou la taxe sur les revenus du travail et du capital, et R représente le taux d'escompte, qui est égal au taux d'intérêt réel à l'équilibre.

4.1. Les multiplicateurs budgétaires en fonction d'un choc transitoire

Suivant la même approche adoptée par T. Brand (2012) et Coenen *et al.* (2012), qui considèrent que la formule du multiplicateur cumulé est particulièrement utile pour l'analyser à court, à moyen et à long termes, la taille du multiplicateur après chaque choc budgétaire. Ce travail retient cette dernière forme de multiplicateur, et la démarche consiste à calculer, d'abord, la taille du multiplicateur du PIB, de la consommation privée, de l'investissement privé et du déficit primaire, afin de comparer, par la suite, les résultats avec d'autres travaux récents qui utilisent cette même méthodologie d'évaluation. Cependant, on adopte un horizon de cinq ans pour tous les instruments budgétaires dans le but de neutraliser l'effet de l'horizon pour tous les instruments.

Le tableau 2 présente les différents types de multiplicateur budgétaire selon l'instrument utilisé à court, à moyen et à long termes. Il est clair que les instruments les plus efficaces sont la consommation publique, l'investissement public puis les recettes fiscales. Les transferts publics occupent le dernier rang, avec des valeurs faibles qui sont mêmes négatives (47) à moyen terme.

(46) A. Mountford, H. Uhlig, "What are the effects of fiscal policy shocks?", *Journal of Applied Econometrics*, 24:960-992, 2009.

(47) Si certaines études concluent à des effets anti-keynésiens (c'est-à-dire des multiplicateurs négatifs), dans la plupart des cas, le multiplicateur est positif et même proche ou supérieur à 1.

Tableau 2

La taille des multiplicateurs budgétaires des dépenses et des recettes publiques

	Trimestres			
	1	4	12	20
Multiplicateurs budgétaires de la consommation publique				
PIB	0,93	0,78	0,53	0,36
Consommation privée	-0,13	-0,23	-0,33	-0,39
Investissement privé	-0,01	-0,05	-0,16	-0,24
Déficit primaire	0,005	0,003	0,02	0,04
Multiplicateurs budgétaires de l'investissement public				
PIB	0,86	0,74	0,55	0,45
Consommation privée	-0,12	-0,20	-0,26	-0,29
Investissement privé	-0,016	-0,049	-0,13	-0,17
Déficit primaire	0,005	0,002	0,01	0,03
Multiplicateurs budgétaires des transferts publics				
PIB	0,08	-0,02	-0,40	-0,75
Consommation privée	0,09	0,05	-0,06	-0,16
Investissement privé	-0,004	-0,02	-0,12	-0,23
Déficit primaire	0,005	0,01	0,06	0,11
Multiplicateurs budgétaires de la taxe sur la consommation				
PIB	0,63	0,72	0,48	0,46
Consommation privée	0,65	-0,9	0,90	0,87
Investissement privé	-0,01	-0,04	-0,14	-0,20
Déficit primaire	0,003	0,005	0,02	0,03
Multiplicateurs budgétaires de la taxe sur les revenus du travail				
PIB	0,23	0,40	0,72	0,85
Consommation privée	0,22	0,36	0,53	0,59
Investissement privé	0,04	0,13	0,39	0,52
Déficit primaire	0,001	0,01	0,02	0,03
Multiplicateurs budgétaires de la taxe sur les revenus du travail				
PIB	0,50	0,63	0,69	0,64
Consommation privée	0,007	0,08	0,08	0,07
Investissement privé	0,02	0,07	0,16	0,17
Déficit primaire	0,003	0,012	0,02	0,03

Les résultats montrent qu'une hausse transitoire de la consommation publique exerce un effet positif persistant sur la production. Son multiplicateur d'impact est très élevé 0,93. Cette valeur commence à diminuer au fur et à mesure que l'horizon temporaire augmente, pour atteindre la valeur de 0,53 au bout de

trois ans. Quant au multiplicateur de long terme, il atteint la valeur de 0,36.

Cette hausse de la consommation publique engendre un fort effet d'éviction sur les autres composantes de la demande. La consommation privée répond négativement à cette hausse. Les ménages savent que le coût de cette mesure sera financé par des hausses d'impôts à l'avenir. En conséquence, ils réagissent par la baisse de leur propre consommation de 0,13 % à court terme et de 0,39 % à long terme.

L'investissement privé, aussi, répond négativement à cette hausse qui aboutit à l'augmentation du coût du capital et à la baisse du coût du travail. Les entreprises réduisent leur investissement de 0,01 % sur la première période et de 0,24 % à long terme. La réduction du capital diminue la demande de travail, ce qui conduit à la baisse des salaires. Cette baisse du coût du travail et la hausse du coût du capital conduisent les entreprises à choisir des nouvelles unités de production moins capitalistiques, par conséquent, on assiste à une baisse légère de l'investissement.

Suite à la baisse de ces deux composantes de la demande globale, le déficit budgétaire s'aggrave de 0,003 point de PIB à court terme, pour se stabiliser lentement au cours du temps.

Perotti *et al.* (2007) analysant les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique (PIB, taux d'inflation et taux d'intérêt à long terme) en Italie, les résultats démontrent que les chocs des dépenses publiques de biens et services ont un effet important sur l'activité économique. Un choc exogène de 1 % augmente le PIB réel de 0,6 % après trois trimestres. La réponse du PIB tend vers zéro après deux ans, reflétant ainsi un décalage de la persistance relativement faible du choc de dépense publique. De plus, ils ont conclu que l'accroissement de l'activité économique est déterminé par les réponses positives à la fois de la consommation et de l'investissement.

L'évolution du multiplicateur de l'investissement public est comparable à celle de la consommation publique, avec une légère supériorité de cette dernière. Les résultats de cette simulation sont cohérents avec ceux de Perotti (2004), Harrison et Omen (2010) et des modèles estimés sur des données de la zone euro, tels

que Coenen *et al.* (2012), T. Brand (2012) et Ratto *et al.* (2009) (48). Ces auteurs comparent empiriquement les deux multiplicateurs de la consommation et de l'investissement publics, et ils montrent que l'un n'est pas supérieur à l'autre.

A travers ces résultats, il apparaît que les chocs positifs des dépenses publiques évincent les deux principales composantes de la demande globale, à savoir la consommation et l'investissement privés. En revanche, les baisses des taxes stimulent faiblement ces deux composantes, mais à un degré différent.

Les multiplicateurs de recettes sont plus faibles que ceux de la consommation et de l'investissement publics. Mais, à titre de comparaison entre les multiplicateurs de recettes, les résultats de simulations aboutissent à la supériorité du multiplicateur lié à la baisse de la taxe sur la consommation qui permet la relance la plus efficace à court et à moyen termes. En revanche, à long terme, c'est la baisse de l'impôt sur le travail qui aboutit à la valeur la plus importante du multiplicateur de la production qui est de 0,85 %.

La réponse de la consommation privée à la baisse des taxes est positive et instantanée. Ce résultat est dû généralement à l'augmentation de la consommation des ménages ricardiens qui représentent la part la plus importante des ménages dans l'économie. Cette progression de la consommation privée est due, par la suite, à la diminution de l'inflation qui joue un rôle très important dans cette positive réponse de la consommation. En revanche, la réponse de l'investissement à cette baisse de la taxe sur la consommation est négative. Ces résultats sont conformes aux travaux de Forni *et al.* (2008), Leeper (2009) et Bahttari et Trzeciakiewicz (2012).

Les deux multiplicateurs des recettes les plus faibles sont ceux relatifs à la baisse des taxes sur les revenus du capital et du travail. Ces deux taxes, qui ont en commun la vocation de favoriser l'offre de biens par la diminution des coûts de production, n'ont pas un grand effet sur la production, comparativement aux multiplicateurs de la consommation et de l'investissement publics. Mais, à titre de comparaison à court terme et à moyen termes, le multiplicateur relatif à la baisse de l'impôt sur le capital a un impact plus important que celui de la baisse de la taxe sur les revenus du travail, mais, à long terme, c'est l'inverse qui s'applique.

Les résultats de ces simulations sont conformes aux travaux de T. Brand (2012), Coenen *et al.* (2012) et Bahttari et Trzeciakiewicz (2012). Sur la base de différents modèles macro-économétriques (principalement des DSGE), ces auteurs ont mesuré l'impact quantitatif des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique. Ils ont conclu que les dépenses publiques influent positivement l'activité économique à court terme. En revanche, la baisse des taxes impacte faiblement la production. Ils montrent, également, que la taille de nombreux multiplicateurs est très importante, particulièrement pour les dépenses publiques et les transferts ciblés. Ainsi, les effets multiplicateurs s'approchent et, parfois, dépassent l'unité, si la stratégie adoptée porte sur la consommation et l'investissement publics. Pour les autres instruments, les effets restent positifs, mais compris entre 0,2 pour l'impôt sur les sociétés et 0,7 pour l'impôt sur la consommation. Ce constat est également partagé par la Commission européenne (2012), qui indique que le multiplicateur budgétaire est plus important si la consolidation est fondée sur les dépenses publiques, et particulièrement l'investissement public.

4.2. Les multiplicateurs budgétaires d'un choc permanent et persistant

Cette partie s'est fixé comme objectif l'évaluation de la sensibilité du multiplicateur au degré de persistance des chocs budgétaires. Il s'agit de quantifier les effets d'une expansion budgétaire permanente sur la dynamique des variables macroéconomiques.

Selon plusieurs études empiriques, la taille du multiplicateur est sensible à la persistance du choc, comme le soulignent Leeper *et al.* (2011) et Coenen *et al.* (2012). Certains auteurs (Eggertsson, 2010 ; Woodford, 2011 (49)) montrent même que les divergences dans les évaluations des récents plans de relance sont liées principalement aux différentes hypothèses de

(48) Il est à noter que nos résultats diffèrent de ceux de Gali *et al.* (2007), ces auteurs ont obtenu une réponse positive de la consommation privée, suite au choc de dépenses publiques, ils ont utilisé un petit DSGE dont ils ont adopté une flexibilité des salaires et ils ont calibré le poids des ménages non ricardiens à 0,5.

(49) M. Woodford, "Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier", *Journal of Econpapers*, 2011.

persistance des chocs budgétaires, liés à ces plans de relance. Empiriquement, une pluralité d'études confirme la sensibilité de la taille du multiplicateur budgétaire à la persistance du choc. Barro (1981) indique que les changements temporaires dans les dépenses publiques des États-Unis se distinguent des changements permanents, en raison de leurs effets positifs différenciés respectivement sur la production et sur le taux d'intérêt réel. Il souligne que les effets expansionnistes de la politique budgétaire sont plus élevés sur le PIB réel, lorsque les changements dans les dépenses publiques sont temporaires plutôt que permanents, tandis que l'effet positif sur le taux d'intérêt réel est lié seulement aux changements temporaires. Plus tard, Baxter et King (1993), s'inspirant du modèle néoclassique de base, arrivent à un résultat tout à fait différent. Selon eux, les changements permanents dans les dépenses publiques ont des effets importants sur l'activité macroéconomique, ce qui engendre de grands effets de production par rapport aux changements temporaires dans les dépenses publiques.

Suivant la méthodologie adoptée par Coenen *et al.* (2012) et Bahttari et Trzeciakiewicz (2012), ce travail vise à quantifier la taille des multiplicateurs budgétaires sur la production associée aux chocs permanents de différents instruments budgétaires, afin de les comparer avec ceux associés aux chocs transitoires. Les auteurs des études susmentionnées ont utilisé des modèles DSGE, tout en comparant la taille des multiplicateurs budgétaires selon la nature du choc. Ils ont trouvé que pour une forte persistance de choc, le multiplicateur de PIB augmente pour les réductions d'impôt sur les revenus du travail et du capital, et il diminue pour les chocs de dépenses publiques et la baisse de la taxe sur la consommation.

La lecture des résultats des chocs permanents de différents instruments budgétaires indique que le multiplicateur de PIB augmente pour la baisse de l'impôt sur les revenus du travail et du capital et diminue pour les chocs de la consommation publique, de l'investissement public et de la taxe sur la consommation. Alors que les transferts publics ont enregistré une amélioration très importante, comparativement au premier cas. La raison de la baisse des multiplicateurs de dépenses publiques est la présence d'un effet de richesse négatif qui évince les dépenses des ménages ricardiens (*crowding-out effect*). En revanche,

l'explication de l'accroissement des multiplicateurs du PIB pour les produits des taxes sur les revenus du travail et du capital est attribuée à l'augmentation de la consommation et de l'investissement des ménages ricardiens (50).

Les résultats dégagés sont conformes aux travaux Coenen *et al.* (2012) et Bahttari et Trzeciakiewicz (2012). La seule différence tient au fait que les multiplicateurs des transferts publics dans notre modèle s'améliorent suite au choc permanent. Cela peut être expliqué probablement par la composition des transferts publics dans notre modèle (51).

Tableau 3

La taille des multiplicateurs du PIB suite à un choc permanent de différents instruments budgétaires

	Trimestres			
	1	4	12	20
Consommation publique	0,75	0,61	0,46	0,36
Investissement public	0,73	0,59	0,45	0,36
Transferts publics	0,43	0,52	0,50	0,44
Taxe sur la consommation	0,43	0,52	0,50	0,44
Taxe sur les revenus du travail	0,88	1,26	1,70	1,92
Taxe sur les revenus du capital	0,66	0,89	1,03	1,06

Conclusion

Sur la base du modèle d'équilibre général estimé sur les données de l'économie marocaine, ce travail a évalué l'efficacité de la politique budgétaire à travers la quantification de l'effet et de la taille des multiplicateurs budgétaires de six instruments : les instruments de dépense publique (la consommation publique, l'investissement public et les transferts publics) et les instrument des produits des taxes : la taxe sur la consommation, l'impôt sur les revenus du travail et l'impôt sur les revenus du capital). Sur la base d'un modèle DSGE avec rigidités nominales, réelles,

(50) Le caractère permanent du choc pousse les ménages ricardiens à consommer plus et à échapper à l'hypothèse de l'augmentation des taxes dans le futur, dans le cas d'une relance par une baisse des taxes.

(51) Dans notre modèle, la variable des transferts publics contient seulement les dépenses publiques réservées au soutien des prix (les dépenses de compensation).

agents non ricardiens, un modèle DSGE qui incorpore en outre des taxes et dépenses publiques qui réagissent de manière endogène à l'évolution de la dette publique, plusieurs résultats sont mis en avant :

Premièrement, la variation du niveau de la production dépend de l'instrument budgétaire privilégié. Les multiplicateurs les plus importants sont ceux de l'investissement public, la consommation publique puis les multiplicateurs de recettes fiscales. Les transferts publics se situent au dernier rang avec des valeurs faibles qui sont même négatives à moyen terme.

Les baisses des taxes qui favorisent l'offre de biens ont des effets plus faibles sur la production, elles diminuent encore si la demande se contracte, du fait de la baisse des dépenses publiques. D'une manière générale, les multiplicateurs de recettes sont plus faibles que ceux de la consommation et de l'investissement public, mais, à titre de comparaison entre ces multiplicateurs, les résultats des simulations aboutissent à la supériorité du multiplicateur lié à la baisse de la taxe sur la consommation qui permet la relance la plus efficace à court et à moyen termes. En revanche, à long terme, c'est la baisse de l'impôt sur le travail qui aboutit à la valeur la plus importante du multiplicateur de la production qui est de 0,85 %.

Cependant, les chocs positifs des dépenses publiques évincent les deux principales composantes de la demande globale : la consommation et l'investissement privé. En revanche, la baisse des taxes stimulent ces deux composantes mais à un degré différent.

La réponse de la consommation privée à la baisse des taxes est positive et instantanée, due à l'augmentation de la consommation des ménages ricardiens, ces derniers représentent la part la plus importante des ménages. Cette progression de la consommation privée est imputable à la baisse de l'inflation, qui joue un rôle très important dans cette positive réponse. En revanche,

la réponse de l'investissement à la baisse de la taxe sur la consommation est négative. Ces résultats sont conformes aux travaux de Forni *et al.* (2008), Leeper (2009) et Bahttari et Trzeciakiewicz (2012).

Les deux multiplicateurs des recettes les plus faibles sont ceux relatifs à la baisse des taxes sur les revenus du capital et du travail. Ces deux taxes, qui ont en commun la vocation de favoriser l'offre de biens par la baisse des coûts de production, n'ont pas un effet immédiat sur la production, comparativement aux multiplicateurs de consommation et d'investissement publics. Mais à titre de comparaison, à court et à moyen termes, le multiplicateur relatif à la baisse de l'impôt sur le capital a un impact plus important sur la production que celui de la baisse de la taxe sur le revenu, mais, à long terme, c'est l'inverse qui s'applique.

Deuxièmement, l'analyse de la sensibilité de la taille des multiplicateurs budgétaires au choc permanent indique que le multiplicateur de PIB augmente pour la baisse de l'impôt sur les revenus du travail et du capital et diminue pour les chocs de la consommation publique, de l'investissement public et de la taxe sur la consommation. En revanche, les transferts publics ont enregistré une amélioration très importante, comparativement au cas du choc transitoire. La raison derrière la diminution de ces dépenses publiques est due à la présence d'un effet de richesse négatif qui évince les dépenses des ménages ricardiens (*crowding-out effect*). Concernant l'augmentation du multiplicateur du PIB pour le cas de la baisse de l'impôt sur les revenus du travail et du capital, cela peut être attribué à l'augmentation de la consommation et de l'investissement des ménages ricardiens qui présentent la part la plus importante des ménages du modèle. Nos résultats sont conformes à ceux obtenus par Coenen *et al.* (2012) et Bahttari et Trzeciakiewicz (2012).

Annexe

La forme log-linéarisée des équations du modèle

Ménages

$$\hat{C}_t = \frac{E_t \hat{C}_{t+1}}{1+h} + \frac{h \hat{C}_{t-1}}{1+h} - \frac{1}{\sigma_c} \frac{1-h}{1+h} E_t [R_t - \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\tau^c}{1+\tau^c} (\hat{r}_t^c - E_t \hat{r}_{t+1}^c) + \varepsilon_{t+1}^B - \varepsilon_t^B] \quad (57)$$

$$\hat{Q}_t = -\hat{R}_t + E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{1}{1-\delta + (1-\tau^k)r_k} E_t [(1-\delta)\hat{Q}_{t+1} + r_k(1-\tau^k)(\hat{r}_{k,t+1} - \frac{\tau^k}{1-\tau^k} \hat{r}_{t+1}^k)] \quad (58)$$

$$\hat{I}_t = \frac{\hat{Q}_t}{\phi(1+\beta)} + \frac{\hat{I}_{t-1}}{1+\beta} + \frac{\beta E_t \hat{I}_{t+1}}{1+\beta} + \frac{1}{1+\beta} E_t (\beta \varepsilon_{t+1}^I - \varepsilon_t^I) \quad (59)$$

$$\hat{u}_t = \frac{1}{k} [\hat{r}_{k,t} - \frac{\tau^k}{(1-\tau^k)} \hat{r}_t^k] \quad (60)$$

$$\hat{R}_t = (1-\delta)\hat{R}_{t-1} + \delta \hat{I}_t \quad (61)$$

$$\hat{C}_{m,t} = (1-\tau^l) \frac{wL}{(1+\tau^e)c_w} * (\hat{w}_t + \hat{L}_t - \frac{\tau^l}{1-\tau^l} \hat{r}_t^l) + \frac{TR}{(1+\tau^e)c_w} \hat{R}_t - \frac{\tau^c}{1-\tau^c} \hat{r}_t^c \quad (62)$$

$$\hat{w}_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{1+\beta\gamma_w}{1+\beta} \hat{\pi}_t + \frac{\gamma_w}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1} - \frac{1}{1+\beta} \frac{(1-\beta\omega_w)(1-\omega_w)}{(1+\frac{(1+\tau^l)wL}{c_w})\omega_w} (X_t^w + \varepsilon_t^w) \quad (63)$$

$$X_t^w = \hat{w}_t - \sigma_l \hat{L}_t - \frac{1}{1-b} (\hat{C}_t - b \hat{C}_{t-1}) - \frac{\tau^l}{1-\tau^l} \hat{r}_t^l + \varepsilon_t^l - \frac{\tau^c}{1-\tau^c} \hat{r}_t^c \quad (64)$$

$$\hat{\pi}_{c,t} = \hat{\pi}_t + \frac{\tau^c}{1-\tau^c} (\hat{r}_t^c - \hat{r}_{t-1}^c) \quad (65)$$

Firmes

$$\hat{Y}_t = \varphi_y [\varepsilon_t^A + \alpha \hat{R}_{t-1} + \alpha \hat{u}_t + (1-\alpha)\hat{L}_t + \sigma_g \hat{R}_{g,t-1}] \quad (66)$$

$$\hat{L}_t = \hat{u}_t + \hat{r}_t + \hat{R}_{t-1} - \hat{w}_t \quad (67)$$

$$\hat{m}\hat{\alpha}_t = (1-\alpha)\hat{w}_t + \alpha \hat{\pi}_t - \varepsilon_t^A - \alpha_g \hat{R}_{g,t-1} \quad (68)$$

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{(1-\beta\omega)(1-\omega)}{\omega(1+\beta\gamma_p)} (\hat{m}\hat{\alpha}_t + \varepsilon_t^p) \quad (69)$$

Gouvernement

$$\hat{G}_t = -\phi_{b,g} \hat{b}_{t-1} - \phi_{y,g} \hat{Y}_t + \varepsilon_{g,t} \quad (70)$$

$$\hat{IG}_t = -\phi_{b,ig} \hat{b}_{t-1} - \phi_{y,ig} \hat{Y}_t + \varepsilon_{ig,t} \quad (71)$$

$$\hat{TR}_t = -\phi_{b,tr} \hat{b}_{t-1} - \phi_{y,tr} \hat{Y}_t + \varepsilon_{tr,t} \quad (72)$$

$$\hat{S}_t = \rho \hat{S}_{t-1} + (1-\rho)\rho_{b,s} \hat{b}_{t-1} (1-\rho)\rho_{s,y} (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \eta_t^s \quad (73)$$

$$\hat{r}_t^c = \phi_{b,r^c} \hat{b}_{t-1} - \phi_{r^c,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{r^c,t} \quad (74)$$

$$\hat{r}_t^l = \phi_{b,r^l} \hat{b}_{t-1} - \phi_{r^l,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{r^l,t} \quad (75)$$

$$\hat{r}_t^k = \phi_{b,r^k} \hat{b}_{t-1} - \phi_{r^k,y} \hat{Y}_t + \varepsilon_{r^k,t} \quad (76)$$

Politique monétaire

$$\hat{R}_t = \rho \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho) \rho_\pi \hat{\pi}_t + (1 - \rho) \rho_y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \eta_t^m \tag{77}$$

$$Tax\widehat{Tax} = \tau^c \frac{C_T}{Y} (\hat{\tau}_t^c + \hat{C}_{T,t}) + \tau^l \frac{wL}{Y} (\hat{\tau}_t^l + \hat{w}_t + \hat{L}_t) + \tau^k \frac{r_k K}{Y} (\hat{\tau}_t^k + \hat{r}_{k,t} + \hat{u}_t + \hat{K}_{t-1}) \tag{78}$$

$$S\hat{S}_t = Tax\widehat{Tax} - m\hat{m}_t + m(\hat{m}_{t-1} - \pi) - \left(R \frac{b}{Y} (\hat{R}_{t-1} - \hat{\pi}_t + \hat{b}_{t-1}) - \frac{b}{Y} \hat{b}_t + \frac{g}{Y} \hat{G}_t + \frac{IG}{Y} \widehat{IG}_t + \frac{TB}{Y} \widehat{TR}_t \right) \tag{79}$$

$$\hat{K}_{g,t} = (1 - \delta) \hat{K}_{g,t-1} + \delta \widehat{IG}_t \tag{80}$$

Condition d'équilibre général

$$\hat{Y}_t = \frac{C_T}{Y} \hat{C}_{T,t} + \frac{I}{Y} \hat{I}_t + \frac{G}{Y} \hat{G}_t + \frac{IG}{Y} \widehat{IG}_t + (1 - \tau^k) \frac{r_k K}{Y} \times \hat{u}_t \tag{81}$$

$$C_T \hat{C}_{T,t} = (1 - \vartheta) C C_T + \vartheta C_{nr} \hat{C}_{nr,t} \tag{82}$$

Figure 8 : Graphes de distribution *a priori* et *a posteriori*

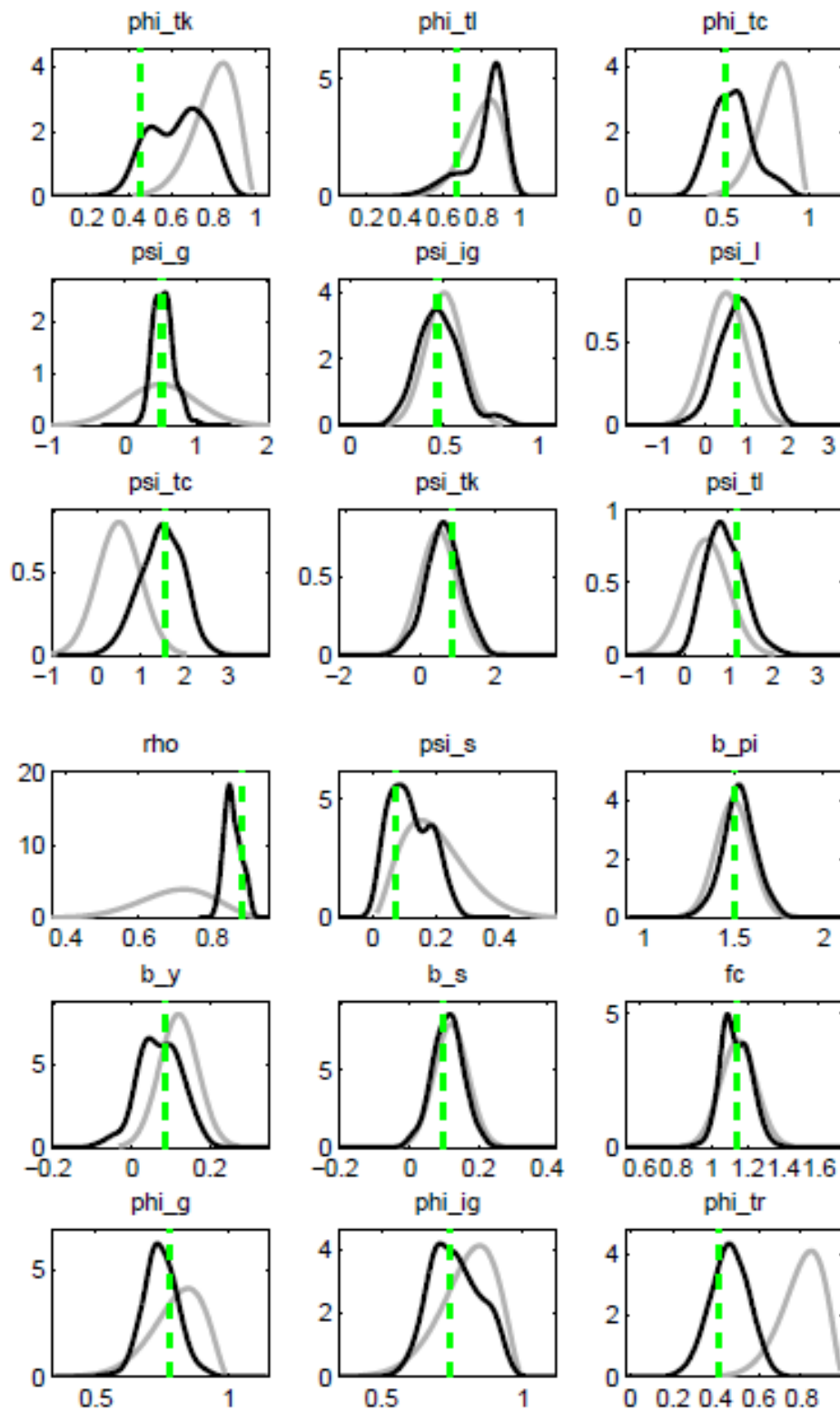


Figure 9 : Graphes de distribution *a priori* et *a posteriori*

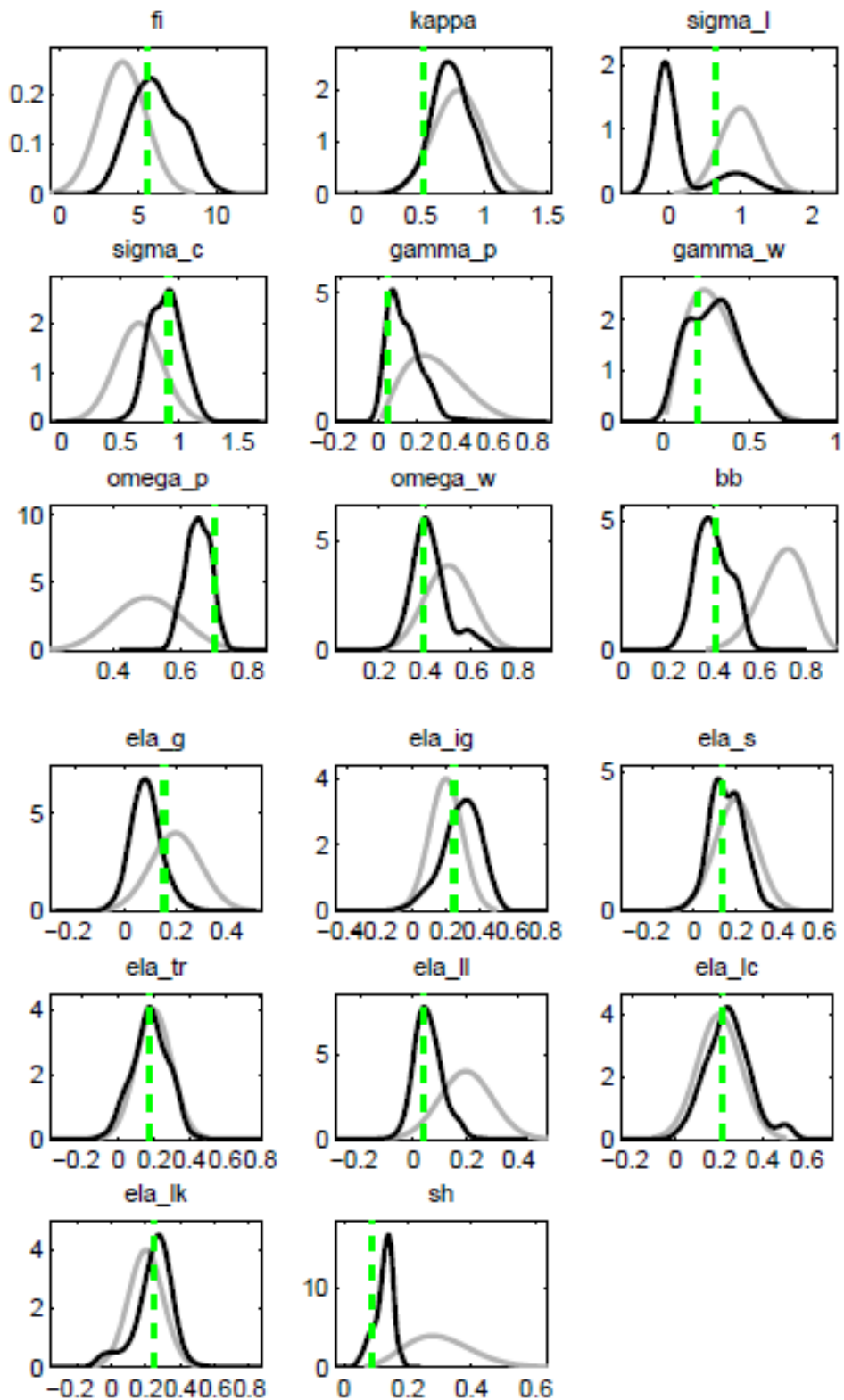


Figure 10: Graphes de distribution *a priori* et *a posteriori*

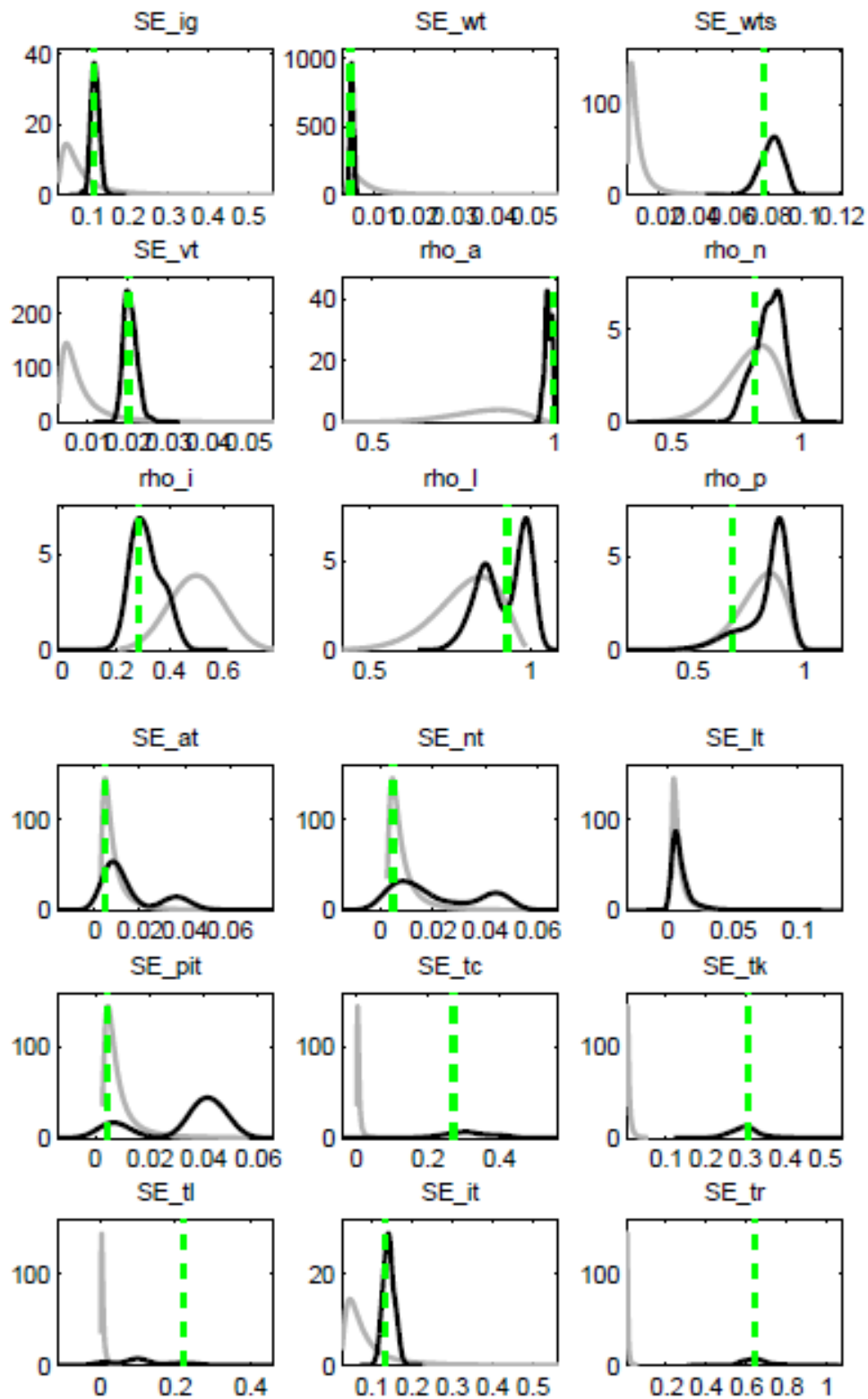


Tableau 4
Distribution *a priori* et *a posteriori*

	Mode à priori	Mode à post	90% HPD interval		Distribution	Ecart-type à pst	Ecart-type à priori
ρ_a	0,800	0,5978	0,3240	0,8798	beta	0,1000	0,1
ρ_n	0,800	0,9645	0,9421	0,9838	beta	0,1000	0,1
ρ_i	0,500	0,4368	0,3027	0,5726	beta	0,1000	0,1
ρ_t	0,800	0,7548	0,5989	0,9063	beta	0,1000	0,1
ρ_p	0,800	0,7234	0,5622	0,8756	beta	0,1000	0,1
φ_k	4,000	4,0458	1,6787	6,6576	norm	1,5000	1,5
$\frac{1}{\kappa}$	0,800	0,4144	0,0601	0,7365	norm	0,2000	0,2
σ_l	1,000	0,5293	-0,0661	1,1973	norm	0,3000	0,30
σ_c	0,660	0,8682	0,5767	1,1364	norm	0,2000	0,2
γ_p	0,300	0,1163	0,0066	0,2198	beta	0,1500	0,15
γ_w	0,300	0,3147	0,0511	0,5444	beta	0,1500	0,15
ω_p	0,500	0,7328	0,6569	0,8198	beta	0,1000	0,1
ω_w	0,500	0,4194	0,2945	0,5573	beta	0,1000	0,1
h	0,700	0,3798	0,2703	0,5066	beta	0,1000	0,1
ρ	0,700	0,8796	0,8533	0,9063	beta	0,1000	0,1
ρ_s	0,200	0,0948	0,0167	0,1682	beta	0,1000	0,1
ρ_π	1,500	1,6470	1,4983	1,7977	norm	0,1000	0,1
ρ_y	0,120	0,1433	0,0628	0,2224	norm	0,0500	0,1
$\rho_{y,s}$	0,120	0,1055	0,0288	0,1904	norm	0,0500	0,1
ϕ_y	1,150	1,2065	1,0495	1,3582	norm	0,1000	0,1
ϕ_g	0,800	0,7591	0,6589	0,8795	beta	0,1000	0,1
ϕ_{ig}	0,800	0,7560	0,6361	0,8826	beta	0,1000	0,1
ϕ_{tr}	0,800	0,4412	0,2827	0,5944	beta	0,1000	0,1
ϕ_{tk}	0,800	0,5292	0,3518	0,6763	beta	0,1000	0,1
ϕ_{tl}	0,800	0,7236	0,5464	0,9065	beta	0,1000	0,1
ϕ_{tc}	0,800	0,5161	0,3106	0,7110	beta	0,1000	0,1
$\phi_{g,y}$	0,500	0,5625	0,3300	0,8043	norm	0,5000	0,5
$\phi_{ig,y}$	0,500	0,4725	0,3168	0,6271	norm	0,1000	0,5
$\phi_{tr,y}$	0,500	0,7785	0,0070	1,6059	norm	0,5000	0,5
$\phi_{\tau^{tc},y}$	0,500	1,6029	0,7642	2,3730	norm	0,5000	0,5
$\phi_{\tau^{tk},y}$	0,500	0,8208	0,0258	1,6862	norm	0,5000	0,5
$\phi_{\tau^{tl},y}$	0,500	0,8623	0,0869	1,6296	norm	0,5000	0,5
$\phi_{b,g}$	0,200	0,1041	0,0017	0,2139	norm	0,1000	0,1
$\phi_{b,ig}$	0,200	0,2835	0,1162	0,4452	norm	0,1000	0,1
$\phi_{b,s}$	0,200	0,1498	0,0082	0,2816	norm	0,1000	0,1
$\phi_{b,tr}$	0,200	0,1964	0,0354	0,3527	norm	0,1000	0,1
$\phi_{b,\tau^{tl}}$	0,200	0,0670	-0,1359	0,2765	norm	0,1000	0,1
$\phi_{b,\tau^{tc}}$	0,200	0,2061	0,0362	0,3633	norm	0,1000	0,1
$\phi_{b,\tau^{tk}}$	0,200	0,2244	0,0617	0,3732	norm	0,1000	0,1
ϑ	0,300	0,1172	0,0705	0,1587	beta	0,1000	0,1
σ_{at}	0,010	0,0251	0,0026	0,0440	invg	Inf	0,001
σ_{nt}	0,010	0,0493	0,0277	0,0711	invg	Inf	0,002
σ_{lt}	0,010	0,0105	0,0023	0,0163	invg	Inf	0,123
σ_π	0,010	0,0611	0,0365	0,0989	invg	Inf	0,001
$\sigma_{\tau^{tc}}$	0,010	0,2825	0,2011	0,3598	invg	Inf	0,004
$\sigma_{\tau^{tk}}$	0,010	0,2442	0,1842	0,2987	invg	Inf	0,006
$\sigma_{\tau^{tl}}$	0,010	0,0589	0,0020	0,1307	invg	Inf	0,002
σ_{tr}	0,010	0,6520	0,5485	0,7533	invg	Inf	0,004
σ_{ig}	0,100	0,1164	0,0989	0,1329	invg	Inf	0,002
σ_s	0,010	0,0039	0,0032	0,0047	invg	Inf	0,006
σ_g	0,010	0,0204	0,0172	0,0234	invg	Inf	0,003

Investissements publics et croissance économique au Maroc

Une évaluation par l'approche "ARDL Bound Testing"



Les dépenses d'investissement ont longtemps fait l'objet d'analyses et d'études enrichissantes, du fait de leur impact potentiel sur l'amélioration de la croissance économique et de la productivité. L'importance de l'investissement public dans l'investissement global et son effet positif sur la croissance prennent un élan particulier avec les théories de la croissance endogène où l'Etat pourrait jouer un rôle de catalyseur de croissance à travers les dépenses publiques dans les grands chantiers d'infrastructure.

Dans les pays en développement, dont le Maroc, où le rôle du secteur privé reste néanmoins faible et les besoins en matière d'infrastructures économiques et sociales importants et primordiaux, la grande partie de l'investissement est

financée par l'Etat. L'accroissement de l'investissement public a été encouragé par la faiblesse des taux de financement sur les marchés national et international. Il est également sollicité pour sa capacité à générer des gains de productivité et de croissance économique et son aptitude à exercer des effets d'entraînement sur le développement du secteur privé.

Si le Maroc a entamé ces deux dernières décennies des efforts indéniables d'investissements, notamment publics, dans des grands chantiers structurants et des stratégies ambitieuses de développement sectoriel, la question se pose quant au niveau de leur contribution à la croissance économique et à l'amélioration de la productivité ainsi qu'aux effets d'entraînement qu'ils peuvent exercer sur l'investissement privé (national et étranger).

A partir de ce constat, une évaluation des effets de l'investissement public sur la croissance économique au Maroc s'impose, surtout dans un contexte où l'investissement privé reste stable en proportion du PIB et où le pays enregistre un taux d'endettement important, pour financer cet effort d'investissement, avec le risque de devenir insoutenable dans le futur.

De ce fait, l'objectif principal de ce travail est d'évaluer empiriquement l'impact à court et à long terme des investissements publics sur la croissance économique au Maroc durant la période 1990-2015 en utilisant un modèle « Autoregressive Distributed Lag » (ARDL). Les variables utilisées dans cet article sont : le taux de croissance économique réel, l'investissement réalisé par les entreprises et établissements publics par rapport au PIB, l'investissement du budget général de l'Etat et des collectivités territoriales par rapport au PIB, l'investissement public global par rapport au PIB, le crédit intérieur fourni au secteur privé par rapport au PIB, l'indice des prix à la consommation harmonisé et le capital humain rapproché par le taux brut de scolarisation dans le secondaire (KH). Ces variables sont issues de la base de données de la Banque mondiale, du Haut-Commissariat au Plan et du ministère de l'Economie et des Finances.

Par Mohamed AZEROUAL, Laboratoire IPOSI / Université Hassan 1^{er}, Settat et Nor-eddine OUMANSOUR, Enseignant-chercheur, FSJES, Agdal, Université Mohammed V de Rabat

Introduction

Les dépenses d'investissement ont longtemps fait l'objet d'analyses et d'études enrichissantes, du fait de leur impact potentiel sur l'amélioration de la croissance économique et de la productivité. L'importance de l'investissement public dans l'investissement global et son effet positif sur la croissance prennent un élan particulier, avec les théories de la croissance endogène

où l'Etat pourrait jouer un rôle de catalyseur de croissance à travers les dépenses publiques dans les grands chantiers d'infrastructure.

Actuellement, l'investissement public est de retour dans le débat, national et international, pour plusieurs raisons. A long terme, l'investissement public, notamment dans le secteur des infrastructures, accroît le capital public et peut favoriser la croissance économique. Il en est de même pour les énergies renouvelables, les secteurs de

l'enseignement et de la formation, de la recherche et développement et de la santé, etc.

Ainsi, l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE) (2016) a suggéré aux États européens d'utiliser l'investissement public pour stimuler la croissance économique : « Dans de nombreux pays, il existe une marge de manœuvre permettant de mobiliser les politiques budgétaires pour renforcer l'activité grâce à l'investissement public, notamment parce que les taux d'intérêt à long terme ont permis, dans les faits, d'accroître la latitude budgétaire (1). »

Dans les pays en développement, dont le Maroc, où le rôle du secteur privé reste néanmoins faible et les besoins en matière d'infrastructures économiques et sociales importants et primordiaux, la grande partie de l'investissement est financée par l'Etat. L'accroissement de l'investissement public a été encouragé par la faiblesse des taux de financement sur le marché national et international. Il est également sollicité pour sa capacité à générer des gains de productivité et de croissance économique et son aptitude à exercer des effets d'entraînement sur le développement du secteur privé.

Si le Maroc a entamé ces deux dernières décennies des efforts indéniables quant aux investissements, notamment publics, dans des grands chantiers structurants et des stratégies ambitieuses de développement sectoriel, la question se pose quant au niveau de leur contribution à la croissance économique et à l'amélioration de la productivité ainsi qu'aux effets d'entraînement qu'ils peuvent exercer sur l'investissement privé (national et étranger).

A partir de ce constat, une évaluation des effets de l'investissement public sur la croissance économique au Maroc s'impose, surtout dans un contexte où l'investissement privé reste stable par rapport au PIB et où le pays enregistre un taux d'endettement important, pour financer cet effort d'investissement, avec le risque de devenir insoutenable dans le futur.

De ce fait, l'objectif principal de ce travail est d'évaluer empiriquement l'impact à court et à long termes des investissements publics sur la croissance économique au Maroc durant la période 1990-2015, en utilisant le modèle « Autoregressive Distributed Lag » (ARDL).

Le présent article comporte quatre sections. La première rappelle la littérature théorique et empirique consacrée à l'analyse de l'impact des investissements publics sur l'amélioration des performances et de la compétitivité d'une économie, avec un focus sur le cas du Maroc. La deuxième propose une analyse de l'évolution et caractéristiques des investissements publics au Maroc. La troisième présente la méthodologie de l'estimation et les variables utilisées pour évaluer l'effet des investissements publics sur la croissance du PIB. Avant de conclure, les principaux résultats seront présentés et discutés au niveau de la dernière section.

1. Investissements publics et croissance économique : enseignements théoriques et empiriques

Au niveau théorique, il y a un large consensus sur l'effet positif de l'investissement public sur la croissance économique et sur l'amélioration de la productivité. Cet impact peut être analysé sous deux angles : le court terme et le long terme.

Dans une approche keynésienne, l'investissement public a un effet direct sur l'économie, même s'il est temporaire. En période de faible niveau d'activité, les gouvernements peuvent augmenter les dépenses publiques afin de soutenir l'économie à court terme. Ainsi, la hausse de l'investissement public se répercute immédiatement sur l'activité. Les entreprises répondent à la hausse de la demande qui leur est adressée en augmentant leurs capacités productives, et, par la suite, l'investissement des entreprises et l'emploi augmentent.

Par ailleurs, dans les modèles de croissance endogène, l'intervention de l'État dans l'économie, *via* des investissements structurants, s'inscrit sur le long terme et est jugée sur sa capacité à se déployer sur l'ensemble de l'économie et à lui donner les moyens de perdurer. C'est ainsi que la théorie de la croissance endogène constitue un cadre de référence.

(1) Cité par l'OFCE (2016), *Investissement public, capital public et croissance*, imprimé par les Éditions du Net SAS, France, p. 6.

Selon ce courant de pensée, la croissance d'équilibre soutenable à long terme dépend de quatre types d'investissement : le capital physique (biens d'équipement), le progrès technologique, le capital humain (formation des compétences et talents) et le capital public (intervention judicieuse du secteur public). De ce fait, l'action du secteur public a un rôle structurant et constitue un facteur de croissance potentielle à travers, notamment, l'investissement dans les infrastructures (transports, ports, aéroports, communications...), les dépenses d'éducation et de formation professionnelle, les dépenses de recherche et développement, etc.

A cet effet, Lucas (1988) et Barro (1990, 1991) considèrent l'Etat comme un acteur décisif dans le processus de la croissance économique à travers les dépenses d'infrastructures. Ainsi les investissements publics en infrastructures, y compris les infrastructures sociales, stimulent la croissance économique à long terme. De même, Stiglitz (2012) stipule que les investissements publics sont nécessaires à l'efficacité économique à long terme.

Dans le contexte de fortes dépenses publiques, l'investissement public se justifie sur le plan théorique, dès lors qu'il génère des externalités positives ayant comme finalité, en particulier, des économies internes chez les acteurs économiques ou s'il permet de réaliser des projets et des chantiers que le secteur privé se trouve dans l'incapacité d'entreprendre, alors qu'ils sont décisifs pour l'avenir de la collectivité.

Par ailleurs, l'Etat agit directement ou indirectement sur la productivité des opérateurs privés par l'intermédiaire de l'investissement public. Dans ce cadre, la question qui se pose est de savoir si les investissements publics et privés sont substituables ou complémentaires.

Dans le premier cas, la montée de l'investissement public risque d'évincer l'investissement privé. En s'occupant des projets et des chantiers structurants, l'Etat priverait les entreprises privées à la fois de l'opportunité de réaliser ces chantiers et des possibilités de financement sur le marché financier. A ce sujet, les obligations émises par l'Etat pour financer les dépenses publiques capteraient l'épargne au détriment des entreprises privées. Ces dernières auraient donc des difficultés à se financer sur les marchés et seraient contraintes

de supporter un coût de financement plus élevé (FMI 2010). La question est de voir dans quelle mesure les organismes financiers ont tendance à privilégier l'achat des titres de dette de l'Etat au détriment de l'octroi de prêts aux entreprises privées qui investissent dans les secteurs les plus productifs. Cependant, quels que soient les arguments avancés, le secteur privé ne peut, lui seul, s'aventurer dans la réalisation de certains projets qui ont un faible rendement mais qui sont une priorité pour la collectivité. C'est ainsi que les investissements public et privé sont plus complémentaires que substituables.

Les défenseurs de la complémentarité voient dans l'investissement public un catalyseur pour l'investissement privé à travers l'amélioration de l'efficacité et l'allocation de ce dernier. Ainsi, l'augmentation de l'investissement public devrait engendrer des externalités positives sur le développement du secteur privé et non l'évincer.

Au niveau empirique, il est difficile d'évaluer, d'une manière assez précise, les effets de l'investissement public sur la croissance économique, et ce pour des problèmes de mesure que posent certains indicateurs, comme la croissance du produit intérieur brut ou celle de la productivité totale des facteurs ainsi que la variable investissement public elle-même. A cet effet, il y a lieu de rappeler que les théories de la croissance endogène font référence aux dépenses d'investissements publics productifs qui contribuent à la diffusion du progrès dans l'économie. Or, les investissements publics s'orientent dans la plupart des cas vers les secteurs à faible valeur ajoutée et, donc, à faible rentabilité.

Malgré ce constat, plusieurs études économétriques ont essayé d'estimer l'impact des investissements publics sur l'amélioration de la productivité et de la croissance économique. Selon les estimations empiriques, l'investissement dans les infrastructures publiques a des effets positifs notables sur la productivité (Fernald, 1999) et sur la croissance économique (Bom et Ligthart, 2014). Ces auteurs montrent qu'en moyenne l'élasticité de la production à l'investissement public se situe entre 0,08 et 0,17, suivant que l'on s'intéresse à l'ensemble du capital public ou aux seules infrastructures.

De même, Straub, Vellutin et Warlters (2008), démontrent que les dépenses publiques dans les infrastructures sociales peuvent améliorer la santé, la qualification du

travail et le taux d’alphabétisation. Ces facteurs peuvent améliorer, à leur tour, la productivité et la croissance économique d’un pays. Pour Gagné et Harrman (2011), les infrastructures de transport sont celles ayant le plus grand potentiel de stimulation de l’économie à long terme.

Dans le cas de la Tunisie, l’évaluation des effets d’une politique d’augmentation des investissements publics en infrastructures, en utilisant le modèle d’équilibre général calculable dynamique, sont globalement positifs sur l’économie tunisienne puisque, dans l’ensemble, la production globale augmente (Bayouh, M. 2012).

Il y a lieu de signaler, aussi, que les dépenses publiques dans les secteurs de l’éducation et de la santé ont un impact positif important sur l’amélioration de la production potentielle à long terme (Barbiero et Cournède, 2013).

L’appréciation de l’impact des dépenses publiques sur l’activité économique à court terme nécessite, selon plusieurs auteurs, d’évaluer le multiplicateur budgétaire. Cependant, le degré de consensus sur ce sujet est faible. Ainsi, (Barro et Redlick, 2011) donnent une valeur inférieure à ce multiplicateur au moment où Beetsma et Giuliodori (2011) lui donnent des valeurs supérieures à un. D’autres études trouvent des valeurs qui varient entre - 2,2 et 4 (Gechert et Will, 2012).

Le Fonds monétaire international (FMI) (2014), révèle dans une étude, à travers la simulation des effets à court, moyen et long termes sur la croissance économique, qu’après un an, une augmentation des investissements publics de 1 % du PIB fait progresser ce dernier de 0,4 %. Au bout de quatre ans, cet impact atteint 1,5 %. Cependant, l’ampleur de l’effet positif des investissements publics diffère d’un secteur à un autre. Les investissements en infrastructures et la recherche et développement sont souvent cités comme des catalyseurs importants pour la croissance économique.

Par ailleurs, les dépenses publiques consacrées à la recherche fondamentale permettent la mise au point de nombreuses technologies importantes (Singer, 2014) et améliorent la capacité d’absorption et l’aptitude à tirer parti des innovations (OCDE, 2015a). Ce type d’investissement « peut susciter ultérieurement des investissements dans la R&D appliqué et, *in fine*, de nouveaux investissements dans des actifs corporels ou des

dépenses d’infrastructures à l’appui de l’investissement privé pour exploiter le potentiel du site. Il peut également s’agir d’investir dans l’infrastructure de la connaissance, notamment dans les réseaux haut débit, avec des effets potentiellement bénéfiques pour la productivité (2) » (OCDE, 2015).

Bien qu’il semble y avoir une large unanimité en ce qui concerne l’impact positif des investissements publics sur la croissance économique au niveau théorique et empirique, leurs avantages peuvent être sous-estimés, étant donné la nature des projets d’infrastructures, si l’on ne procède pas à une évaluation exacte de l’impact des externalités sur d’autres secteurs économiques (Sutherland *et al.*, 2009). De ce fait, une hausse de l’investissement n’est pas un objectif en soi, mais un moyen d’améliorer les conditions économiques et environnementales à long terme (3) (OFCE, 2016).

2. Evolution et caractéristiques des investissements publics au Maroc

Au Maroc, l’effort d’investissement a été concentré dans les infrastructures économiques (infrastructures, logistique, agriculture, énergies renouvelables) et sociales (éducation, santé, habitat), des domaines structurants qui ont des effets à moyen et long termes sur la croissance économique. Cependant, si l’investissement public constitue un levier important de la croissance économique, les études qui se sont penchées sur cette question dans le cas du Maroc trouvent un lien faible. Ainsi, même si le pays enregistre l’un des taux d’investissement les plus élevés (plus de 25 % depuis 2000 et plus de 30 % depuis 2007), sa rentabilité reste faible et en-deçà des attentes en termes de contribution à la croissance économique du pays (rapport Bank Al Maghrib, 2014, et étude HCP, 2016).

(2) OCDE (2015), « Stimuler l’investissement pour une croissance plus forte et durable », *Perspectives économiques de l’OCDE*, vol. 1, chapitre 3, p. 264.

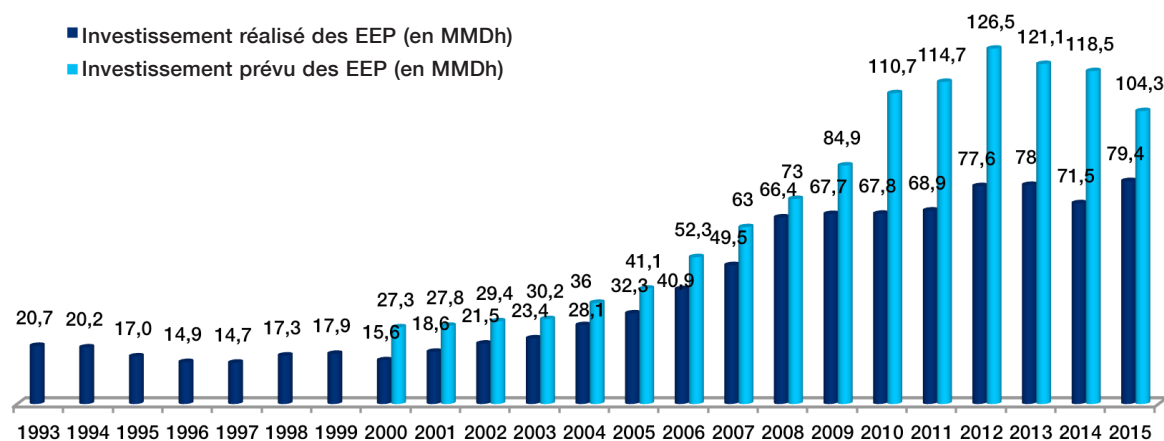
(3) OFCE (2016), *Investissement public, capital public et croissance*, imprimé par les Éditions du Net SAS, France, p. 12.

A cet égard, le montant des investissements publics (4) mobilisés a connu une évolution importante sur la période 2001-2016, passant de 74 à 189 milliards de dirhams, soit une évolution de 155 %. La structure de l'investissement public au Maroc fait ressortir la part prépondérante des investissements des entreprises et établissements publics (EEP) qui dépasse le seuil de 50 %. Paradoxalement, durant cette période, le taux de croissance annuelle moyen du PIB non agricole a connu une baisse passant de 4,8 % entre 2000-2007 (5) à environ 3 % entre 2008 et 2016 (6), atteignant ainsi un

niveau inférieur à la moyenne des années 90 (environ 3,8 %) (7).

Si le taux de réalisation de ces investissements a connu une amélioration ces dernières années, force est de constater que le manque d'efficacité et d'efficience de la politique d'investissement menée par l'État s'est traduite par un faible rendement de l'investissement. De ce fait, le défi n'est pas seulement lié à la mobilisation de ressources financières, mais plutôt à leur impact sur la rentabilité économique.

Graphique 1 : Evolution des investissements prévus et réalisés des EEP



Source : Elaboration des auteurs à partir des données de la DEPP.

Les investissements publics réalisés par le secteur des EEP sont passés de 20,7 milliards de dirhams, en 1993, à 79,4 milliards de dirhams, en 2015, réalisant ainsi un taux de croissance annuel moyen de plus de 6 %. Ces investissements ont dépassé le seuil des 60 milliards de dirhams à partir de 2008, trois fois plus par rapport au niveau des réalisations annuelles constatées durant la période 1993-2002, et ce malgré le contexte de crise économique et financière mondiale qui a marqué la période 2008-2015.

Par ailleurs, il y a lieu de signaler que par rapport aux investissements prévisionnels des EEP, le taux de réalisation a connu un repli de 4 points, en moyenne annuelle, entre les périodes 2000-2007 et 2008-2015, passant, ainsi, de 73 % à 69 % respectivement. Même si le taux de réalisation ne peut pas renseigner sur l'efficacité et la rentabilité de l'investissement, le

recul constaté interpelle sur le niveau de la capacité d'absorption des EEP pour les investissements publics prévus dans les lois de finances annuelles.

Quant à la répartition régionale des investissements des EEP, il y a lieu de signaler que les régions de Casablanca-Settat et de Rabat-Salé-Kénitra s'en accaparent plus de 60 %, ce qui aggrave les inégalités territoriales.

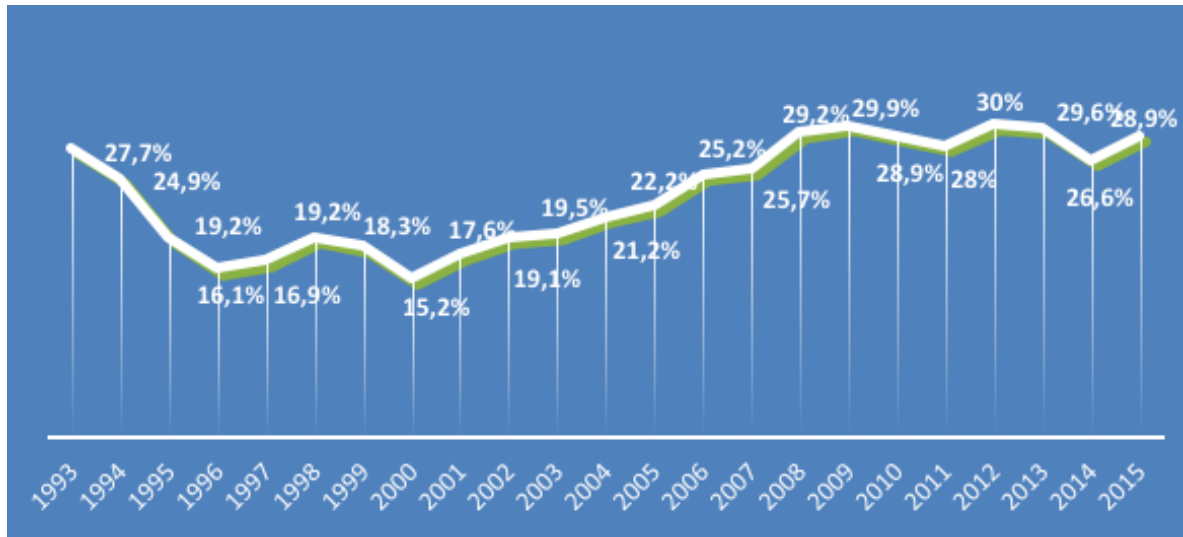
(4) Investissements du budget général de l'Etat, des établissements et entreprises publics et des collectivités territoriales, avec une part prépondérante de l'investissement des établissements et entreprises publics.

(5) DEPF (mai 2015), *Tableau de bord des indicateurs macro-économiques*.

(6) Calculs des auteurs à partir des données du ministère de l'Economie et des Finances.

(7) DEPF (mai 2015), *Tableau de bord des indicateurs macro-économiques*.

Graphique 2 : Poids de l'investissement des EEP dans la FBCF (en %)



Source : Calculs des auteurs sur la base des données de la DEPP et du HCP.

Par rapport à la FBCF, l'investissement des EEP a occupé une part importante à partir de 2008. Il est passé d'une moyenne annuelle de 20,5 %, sur la période 1993-2007, à 29 %, sur la période 2008-2015 (voir le graphique 2).

Concernant les dépenses d'investissement du budget général de l'Etat, elles ont connu une évolution importante sur la période 1993-2015, passant de 15 à 54 milliards de dirhams, soit une progression de 260 %. A son tour, le taux de réalisation de ces investissements a atteint 71 % en 2015 (8).

S'agissant des investissements publics réalisés par les collectivités territoriales, force est de constater qu'ils ne dépassent pas le seuil de 10 % de ceux exécutés par l'Etat. Or, dans le cas de la France, par exemple, ce taux est de 70 %.

De plus, la structure des dépenses des collectivités territoriales au Maroc illustre la part prépondérante des dépenses de fonctionnement, au détriment de celles affectées à l'investissement. Elles représentent, en moyenne, 64 % sur la période 2002-2014, alors que celles destinées à l'investissement ne dépassent pas 36 % en moyenne. En outre, les budgets d'investissement des collectivités territoriales ne sont que partiellement exécutés, donnant lieu à des reports de crédits (9).

Il faut signaler aussi que l'intervention des collectivités territoriales est limitée par le manque de compétences en gestion. De ce fait, les investissements sont concentrés, généralement, sur l'extension et le renforcement des réseaux de voirie et d'assainissement, les constructions d'infrastructures culturelles, sportives et de loisirs, de marchés et d'édifices publics ainsi que les aménagements de jardins et d'espaces verts.

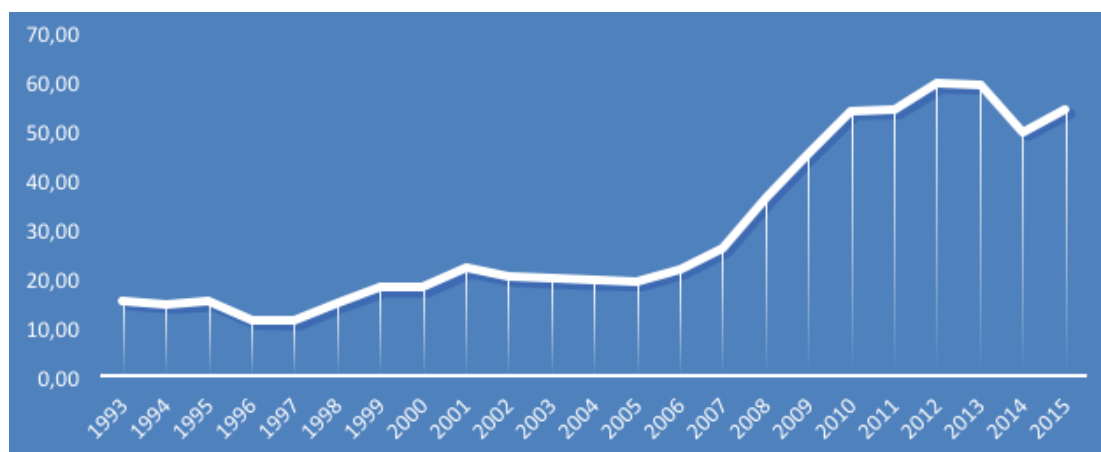
Ces investissements sont exécutés pour fournir et réaliser les services et infrastructures de base, et non pour des projets créateurs de richesse et d'emploi. Ce constat est appelé à être atténué, suite à l'entrée en vigueur des nouvelles lois organiques relatives aux collectivités territoriales qui ont élargi les missions de ces dernières.

Ainsi, l'essentiel des dépenses d'investissements publics dans les domaines des infrastructures, de l'habitat, de l'éducation, de la santé... est réalisé dans le cadre du budget général de l'Etat ou par les EEP.

(8) PLF 2017, « Note sur la répartition régionale de l'investissement », p. 2.

(9) « Régionalisation avancée : les enjeux des finances locales », ministère de l'Economie et des Finances, *Al Maliya*, n° 59, décembre 2015, p. 10.

Graphique 3 : Evolution des dépenses d'investissement du budget général de l'Etat



Source : Elaboration des auteurs à partir des données de la Direction du Budget.

Partant du lien entre croissance du PIB et croissance de l'investissement, le modèle de Harrod et Domar s'intéresse à l'efficacité des investissements, mesurée par leur effet sur le taux de croissance. On parle, alors, d'efficacité marginale du capital qui mesure l'accroissement du PIB lorsque le taux d'investissement augmente. Le coefficient marginal du capital (ICOR (10)), qui mesure le degré d'efficacité du capital utilisé dans le processus de production, reflète cette réalité. Ainsi, plus le niveau de l'ICOR est élevé, moins le capital est efficace.

Selon le Haut-Commissariat au Plan (2016) (11), l'évolution différenciée de l'accumulation du capital et du PIB a induit une accentuation de la faible efficacité de l'investissement au Maroc. L'ICOR est de plus en plus élevé, se situant à près de 7 en 2014. Ce taux demeure le plus élevé par rapport à d'autres pays émergents et en développement, où le taux d'investissement, d'environ 28 % du PIB, a permis un taux de croissance annuel moyen d'environ 6 %.

De ce fait, il y a lieu de signaler que le potentiel de croissance disponible au Maroc n'est pas encore exploité. Cependant, et au vu de la situation des finances publiques qui de plus en plus se dégrade, il est opportun de cibler l'investissement public en fonction de ses retombées sur l'économie et le social. Autrement dit, les investissements publics exigent une stricte sélection des projets, notamment ceux qui présentent des externalités positives sur la croissance, qui génèrent de l'emploi

ou qui préparent l'avenir avec des projets que le secteur privé ne peut mener seul. De même, le suivi de l'exécution et de l'évaluation de l'impact desdits projets est une priorité.

3. Méthodologie de l'estimation et présentation des variables

Pour estimer l'effet de l'investissement public sur la croissance économique, nous adoptons une méthodologie empirique basée sur l'approche autorégressive à retards échelonnés (ARDL) introduite par Pesaran *et al.* (2001), afin d'incorporer les variables qui ne sont pas intégrées du même ordre dans les estimations économétriques. Les estimations portent sur la période 1990-2015 et distinguent entre les effets de court terme et de long terme.

3.1. Présentation des variables

Les variables utilisées dans cet article sont :

- le taux de croissance économique réel (cce) ;
- les investissements réalisés par les entreprises et établissements publics par rapport au PIB (tiep) ;

(10) *Incremental Capital Output Ratio.*

(11) L'étude du HCP porte sur l'investissement global et non seulement sur l'investissement public.

- les investissements du budget général de l'Etat et des collectivités territoriales par rapport au PIB (tibgc) ;
- les investissements publics globaux par rapport au PIB (tip) ;
- le crédit intérieur fourni au secteur privé par rapport au PIB (cre) ;
- l'indice du prix à la consommation harmonisé (ipch) ;
- le capital humain approché par le taux brut de scolarisation dans le secondaire (KH).

Ces variables sont issues de la base de données de la Banque mondiale, du Haut-Commissariat au Plan et du ministère de l'Economie et des Finances.

3.2. Méthodologie de l'estimation : approche ARDL

Dans le cadre de cet article, nous adoptons une méthodologie quantitative basée sur un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag). Le modèle ARDL est introduit, à l'origine, par Pesaran et Shin (1999) et développé par Pesaran *et al.* (2001). Il a l'avantage de ne pas exiger que toutes les variables soient intégrées du même ordre, comme c'est le cas de l'approche de cointégration développée par Johanson et Juselius (1990). L'objectif de ce modèle est de vérifier si les relations de long terme sont présentes lorsque nous avons un groupe de variables, dont certaines peuvent être stationnaires, tandis que d'autres ne le sont pas.

La forme de base d'un modèle de régression ARDL est la suivante :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où y_t est la variable à expliquer, X_t est l'ensemble des variables explicatives et ε_t est un terme de « perturbation » aléatoire, que nous supposons être « bien comporté » dans le sens habituel. En particulier, il est indépendant du temps.

Ce modèle est composé de variables en différences et en niveaux, en tenant compte des racines unitaires et / ou de la cointégration associées aux données. En effet, nous distinguons entre trois situations simples et qui peuvent être traitées de façon standard :

- si toutes les variables sont I (0), donc stationnaires, nous pouvons simplement modéliser les données dans leurs niveaux, en utilisant la méthode OLS par exemple ;
- si toutes les variables sont intégrées du même ordre (par exemple I (1)), mais ne sont pas co-intégrées, nous pouvons, dans ce cas, appliquer la différence première de chaque série et estimer un modèle de régression standard en utilisant les OLS ;
- enfin, si toutes les variables sont intégrées du même ordre et sont co-intégrées, nous pouvons estimer deux types de modèle: (i) un modèle de régression OLS utilisant les données en niveaux en vue d'estimer la relation de long terme entre les variables ; ii) un modèle à correction d'erreur (ECM), estimé par les MCO, qui représente la dynamique de court terme entre les variables.

Nous remarquons alors que certaines variables peuvent être stationnaires, d'autres peuvent être I(1) voire fractionnalisées. Il y a aussi la possibilité de l'existence de relations de cointégration entre certaines variables qui sont I(1). Dans la réalité, nous nous confrontons à des situations où nous aurons des variables qui sont I(1) et d'autres I(0). C'est là où le modèle ARDL intervient pour modéliser les données d'une manière appropriée et extraire à la fois les relations de long et de court termes.

L'approche ARDL a plusieurs avantages. Elle est plus appropriée pour tester l'existence des relations de long terme dans des échantillons de petite taille, et elle permet de les tester entre les variables dont les ordres d'intégration sont différents (Senay Acikgoz et Merter Mert 2010). La forme ARDL des équations à estimer est la suivante :

$$\Delta cce_{(t)} = \theta_1 + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta cce_{(t-i)} + \sum_{i=0}^p \delta_{ki} \Delta X_{(t-i)} + \theta_1 cce_{(t-1)} + \theta_k X_{t-1} + \varepsilon_{1(t)} \quad (2)$$

Les variables cce et X sont respectivement la variable endogène (le taux de croissance économique réel) et l'ensemble des variables explicatives explicitées ci-dessus. Le paramètre ε représente les résidus et la constante.

La relation de long terme entre les variables du modèle, selon l'approche ARDL, existe lorsque l'on rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration $\theta_1 = \theta_k = 0$. Cette hypothèse est testée à travers le test de Fisher dont la valeur calculée de la statistique est comparée aux valeurs critiques simulées par Pesaran, Shin et Richard J. Smith (2001).

4. Résultats et discussion

4.1. Tests de stationnarité

Une série temporelle est stationnaire si elle possède une variance et une moyenne constante et si ses propriétés statistiques sont indépendantes du temps durant la

période observée. Parmi les tests de stationnarité les plus utilisés, on trouve les tests de racine unitaire ADF (Augment Dickey-Fuller), PP (Phillips-perron) et KPSS (kiwatkowsky *et al.*). Dans le présent article, nous avons opté pour les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté :

Tableau 1

Etude de la stationnarité des variables

	Hypothèse nulle	Hypothèse alternative	Modèle ^{a,b}	ADF	Valeurs critiques ^c	Ordre d'intégration
cce	I(1)	Stationnaire	constante sans trend	-4,01	-2,66 -1,95	I(0)
tiep	I(1)	Stationnaire	constante et trend	-1,89	-4,38 -3,60	I(1)
	I(2)	I(1)	ni constante ni trend	-3,39	-2,66 -1,95	
tip	I(1)	Stationnaire	constante et trend	-1,94	4,38 3,60	I(1)
	I(2)	I(1)	ni constante ni trend	-3,92	-2,66 -1,95	
kh	I(1)	Stationnaire	constante et trend	-1,98	4,38 -3,60	I(1)
	I(2)	I(1)	ni constante ni trend	-2,57	-2,63 -1,95	
cre	I(1)	Stationnaire	constante sans trend	-1,30	3,75 -3,00	I(1)
	I(2)	I(1)	constante sans trend	-3,57	-2,66 -1,95	
ipch	I(1)	Stationnaire	constante sans trend	-4,05	-3,75 -3,00	I(0)

a : Le choix du « bon » modèle pour mener ce test est fait suivant la stratégie du test ADF.

b : Le nombre retenu de retard pour faire le test est donné automatiquement par stata 10.

c : Ces valeurs correspondent aux valeurs critiques à 1 % et 5 % du test ADF selon McKinnon (1996).

Les résultats des tests de racine unitaire montrent que l'ensemble des variables ne sont pas intégrées du même ordre (ipch et cce sont stationnaires en niveau et les autres variables sont intégrées d'ordre 1). De ce fait, aucune des variables n'est intégrée à un ordre supérieur à 1. De ces deux caractéristiques nous déduisons respectivement que pour tester la cointégration, l'utilisation de l'approche ARDL est possible et qu'elle est la plus appropriée, contrairement à l'approche de Johansen.

4.2. Résultats des estimations et discussion

Trois modèles ont fait l'objet d'estimations :

- modèle I : effets des investissements publics globaux sur la croissance économique ;
- modèle II : effets des investissements des entreprises et établissements publics sur la croissance économique ;

- modèle III : effets des investissements du budget général de l’Etat et des collectivités territoriales sur la croissance économique.

Après avoir étudié la stationnarité de l’ensemble des variables, nous utilisons l’approche de « Bound Testing » pour calculer les F-statistiques (tableau ci-dessous) en vue de tester l’hypothèse nulle, selon laquelle les coefficients des variables retardées de l’équation (2) sont nuls. Les F-statistiques sont égales à 33,4596 ; 11,1924 et 28,0871 respectivement pour le modèle I, II et III. Ces valeurs sont à comparer avec les valeurs critiques inférieures et supérieures au seuil de signification de 5 % et 1 %. Les statistiques du test sont supérieures à la borne supérieure de l’ensemble des modèles (3,49 et 4,37 respectivement). Par conséquent, on rejette l’hypothèse nulle d’absence de cointégration et on conclut à l’existence d’une relation de long terme entre les variables des trois modèles.

Tableau 2
ARDL F-Bound Test

Valeurs critiques		
Seuil de signification	I(0) Bound	I(1) Bound
5 %	2,56	3,49
1 %	3,29	4,37
F-statistique		
Mod. I	33,4596	
Mod. II	11,1924	
Mod. III	28,0871	

En effet, après avoir montré l’existence d’une relation de cointégration entre les variables des modèles estimés par la méthode de Bound Testing, le choix du modèle ARDL le plus approprié est effectué par le biais du critère AIC. Dans notre cas, nous avons choisi un ARDL (2, 2, 0,3, 3) pour le modèle I, ARDL (3, 3, 2,1, 3) pour le modèle II et un ARDL (2, 3, 2,0,3) pour le modèle III (voir figures 1, 2 et 3 en annexe).

Les estimations présentées dans les tableaux ci-dessous montrent que le pouvoir explicatif des trois modèles estimés (I, II et III) est presque égal à 0,97 et que la plupart des coefficients estimés sont statistiquement significatifs.

De même, le mécanisme de correction d’erreur est maintenu pour trois modèles estimés. Il est négatif et significatif au seuil de 1%. Ainsi, le coefficient associé

à la variable croissance économique décalée d’une période ($\Delta(CCE[-1])$) est négatif et significatif au seuil de 1% pour les trois modèles estimés. Au total, les signes associés aux coefficients estimés de court et de long termes sont globalement satisfaisants.

Ces estimations mettent en exergue deux résultats dans lesquels l’investissement public impacte différemment la croissance économique. Ainsi, à court terme, les investissements publics globaux (mod I) et les investissements des entreprises et établissements publics (mod II) exercent un effet positif et largement significatif sur la croissance économique.

Ces résultats rejoignent la plupart des études qui stipulent que l’investissement public impacte positivement la croissance économique à court terme, étant donné que l’accroissement des dépenses publiques d’investissement se répercute immédiatement sur l’activité économique. Ainsi, les entreprises répondent à la hausse de la demande qui leur est adressée en augmentant leurs capacités productives, ce qui contribue à l’accroissement de leurs investissements et de l’emploi.

A long terme, l’effet de l’investissement public apparaît non significatif ou faiblement significatif, malgré les efforts entamés par le Maroc, durant ces deux dernières décennies, en matière d’investissement dans les grands chantiers structurants (infrastructures routières, autoroutières, aéroportuaires, portuaires, habitat, santé, éducation, énergies...) qui, normalement, devraient contribuer à l’amélioration de la croissance économique de long terme. Cependant, l’effet positif de l’investissement public sur la croissance économique nécessite la réalisation de certaines conditions, dont notamment la disponibilité d’une main-d’œuvre qualifiée pouvant améliorer la capacité d’absorption de l’économie nationale. Or, dans notre cas, le capital humain est significatif et agit négativement sur la croissance économique, ce qui justifie que la part de la population active scolarisée est faible.

Dans le cas de la prise en compte de l’investissement du budget général de l’Etat et des collectivités territoriales (mod III), l’effet n’est pas significatif à court terme et faiblement positif et significatif à long terme (0,06). Ce constat peut s’expliquer, en particulier, par la nature des investissements réalisés par ces deux entités, étant donné que les grands chantiers structurants entamés

par le Maroc sont pilotés par les EEP. D'ailleurs, dans le cas des collectivités territoriales, les dépenses d'investissement ne dépassent pas 36 %, en moyenne,

et ne sont que partiellement exécutées. De même, l'intervention des collectivités territoriales est limitée par le manque de compétences en gestion.

Tableau 3

Résultats des estimations de court terme

Variable dépendante : croissance économique			
	Mod. I ARDL(2, 2, 0, 3, 3)	Mod. II ARDL(3, 3, 2, 1, 3)	Mod. III ARDL(2, 3, 2, 0, 3)
$\Delta(\text{CCE}[-1])$	0.878 (7.92)	1.661 (6.27)	0.883 (6.21)
$\Delta(\text{CCE}[-2])$		0.419 (3.75)	
$\Delta(\text{TIP})$	1,078 (4,03)		
$\Delta(\text{TIP}[-1])$	1,520 (5,67)		
$\Delta(\text{TIEP})$		0,822 (2,08)	
$\Delta(\text{TIEP}[-1])$		-0,187 (-0,49)	
$\Delta(\text{TIEP}[-2])$		-0,956 (-2,36)	
D(TIBGC)			0.032 (1.03)
D(TIBGC[-1])			-0.064 (-2,99)
D(TIBGC[-2])			-0.088 (-3,97)
$\Delta(\text{KH})$	-0,014 (-4,57)	-0,092 (-0,31)	-0,035 (-3,40)
$\Delta(\text{KH} [-1])$		0,198 (0,52)	
$\Delta(\text{KH} [-2])$		1,342 (4,46)	
$\Delta(\text{CRE})$	-0,149 (-1,78)	-0,032 (-0,44)	0,034 (0,28)
$\Delta(\text{CRE}[-1])$	0,09 (0,97)	0,226 (2,87)	0,679 (5,18)
$\Delta(\text{CRE}[-2])$	-0,355 (-3,73)		
$\Delta(\text{IPCH})$	0,453 (1,49)	0,075 (0,46)	0,747 (2,12)
$\Delta(\text{IPCH}[-1])$	-1,154 (-4,20)		0,243 (0,88)
$\Delta(\text{IPCH}[-2])$	-1,019 (-3,48)		-0,042 (-0,13)
ECT	-3,322 (-14,86)	-4,296 (-11,09)	-3,174 (-10,20)

Tableau 4
Résultats des estimations de long terme

Variable dépendante : croissance économique			
	Mod. I ARDL(2, 2, 0, 3, 3)	Mod. II ARDL(3, 3, 2, 1, 3)	Mod. III ARDL(2, 3, 2, 0, 3)
TI	0,132 (1,483)	–	–
TIEP	–	0,221 (1,013)	–
TIBGC	–	–	0,067*** (4,883)
CRE	-0,186*** (-4,644)	-0,077** (-2,481)	-0,166*** (-5,146)
IPCH	0,672*** (6,921)	0,260*** (3,301)	0,409*** (12,135)
KH	-0,364*** (-4,769)	-0,160** (-2,415)	-0,275*** (-5,299)
C	0,125** (2,493)	-0,093* (-2,274)	0,095* (1,779)
	0,96	0,960	0,970
	0,91	0,853	0,917
Prob F-statistic	0,00019	0,0062	0,00014
DW	2,708	2,206	2,299
Hannan-Quinn criter	-5,695	-5,278	-5,766

*** : le coefficient est significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %. Les statistiques de Student sont entre parenthèses.

Conclusion

Les résultats de cet article ont permis de montrer un effet positif de l'investissement public global et de celui des EEP, à court terme, sur la croissance économique. Selon la littérature économique, les dépenses d'investissement se répercutent immédiatement sur l'activité économique.

En revanche, l'effet d'entraînement de l'investissement public apparaît non significatif ou faiblement significatif à long terme, malgré l'effort d'investissement entamé par l'Etat, ces dernières décennies, dans les grands chantiers structurants. Ainsi, le manque d'efficacité et d'efficience de la politique d'investissement menée par

l'État et l'orientation desdits investissements vers les secteurs à faible valeur ajoutée se sont traduits par un faible rendement. De ce fait, le défi n'est pas seulement celui de la mobilisation des ressources financières mais encore leur impact sur la rentabilité économique.

Il y a lieu de signaler aussi que l'une des conditions nécessaires pour que l'investissement public impacte positivement la croissance économique est la disponibilité des compétences humaines de haut niveau, capables d'améliorer la capacité d'absorption de l'économie nationale dans son ensemble.

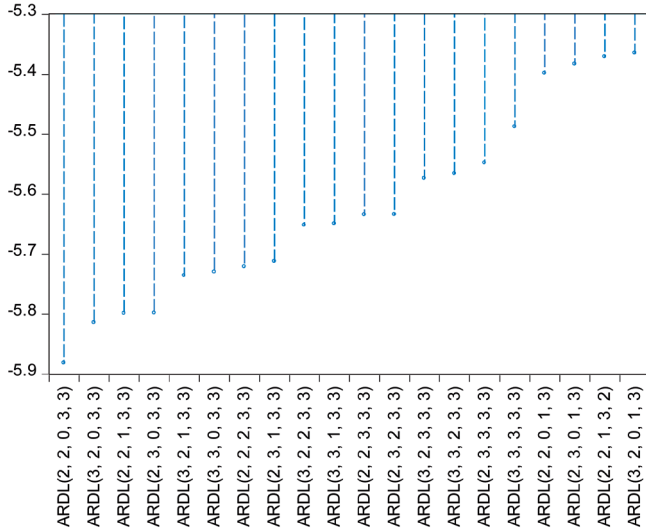
Bibliographie

- Barro R.J. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n° 2, p. 407-443.
- Barro R.J. (1990), “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 5, p. 102-125.
- Barro R.J. et Redlick C.J. (2011), “Macroeconomic effects from government purchases and taxes”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, n° 1, p. 51-102.
- Bayouh M. (2012), « Investissement en infrastructure publique et croissance en Tunisie: une analyse en équilibre général calculable », thèse de doctorat, Faculté des Sciences sociales, Université Laval Québec, 113 p.
- Beetsma R. et Giuliodori M. (2011), « The effects of government purchases shocks: Review and estimates for the EU », *The Economic Journal*, vol. 121, n° 550, p. F4-F32.
- Bom P. et J. Ligthart (2014), « What Have We Learned from Three Decades of Research on the Productivity of Public Capital », *Journal of Economic Surveys*, vol. 28.
- Fernald J.G. (1999), « Roads to Prosperity? Assessing the Link between Public Capital and Productivity », *American Economic Review*, vol. 89.
- FMI (2014), « Le moment est-il propice à une relance des investissements dans les infrastructures ? Les effets macroéconomiques de l’investissement public ».
- Gechert S. et Will H. (2012), « Fiscal multipliers: A meta regression analysis », *IMK Working paper*, 97, p. 1-30.
- HCP (2016), *Etude sur le rendement du capital physique au Maroc*, p. 1-35.
- Institut royal des études stratégiques (2012), « Dans quelle mesure l’investissement public national contribue-t-il à la relance de la croissance dans le cadre d’une politique économique axée sur l’offre ? ».
- International Monetary Fund (2010), « Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation, octobre », p. 93-124.
- Lucas R. (1988), « On the Mechanics of Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, 22, p. 342-367.
- OCDE (2015), « Stimuler l’investissement pour une croissance plus forte et durable », *Perspectives économiques de l’OCDE*, vol. 1, chapitre 3, p. 213-295.
- OCDE (2015a), « The Future of Productivity », Documents de travail du Département des affaires économiques de l’OCDE.
- OFCE (2016), *Investissement public, capital public et croissance*, imprimé par les Éditions du Net SAS, France, p. 1-130.
- Rapport BAD, Millennium Challenge Corporation et gouvernement marocain (2015), « Diagnostic de la croissance au Maroc : analyse des contraintes à une croissance large et inclusive », p. 1-256.
- Rapport Bank Al Maghrib (2014).
- Romer P. (1986), « Increasing Returns and Long-Run Growth », *The Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 5, p. 1002-1037.
- Singer P. (2014), « Federally Supported Innovation: 22 Examples of Major Technology Advances that Stemmed from Federal Research Support », The Information Technology and Innovation Foundation.
- Stiglitz J.E. (2012), *Le Prix de l’inégalité*, édition Les Liens qui libèrent, 540 p.
- Sutherland D., Araújo S., Égert B. et Kozluk T. (2009), « Infrastructure Investment: Links to Growth and the Role of Public Policies », Documents de travail du Département des affaires économiques de l’OCDE, n° 686, Paris, Éditions OCDE.

Annexes

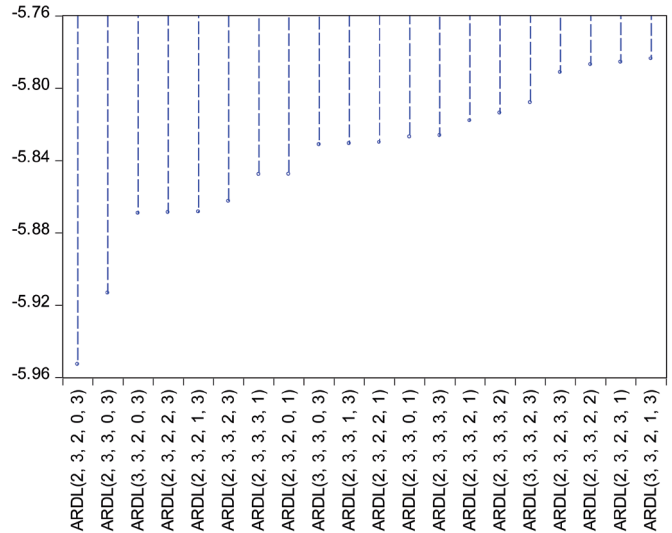
Modèle I : effets des investissements publics globaux sur la croissance économique

Akaike Information Criteria (top 20 models)



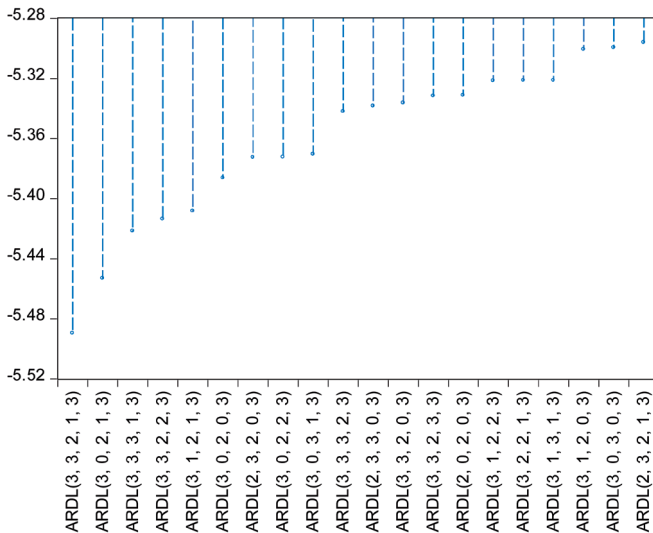
Modèle III : effets des investissements du budget général de l'Etat et des collectivités

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Modèle II : effets des investissements des entreprises et établissements publics sur la croissance économique

Akaike Information Criteria (top 20 models)



La croissance sous contrainte de la balance des paiements

Estimation du modèle BPCG sous la loi de Thirlwall pour le cas marocain



Les économistes post-keynésiens affirment qu'il y a une relation directe entre la balance des paiements et la croissance économique. Anthony Thirlwall, en particulier, a élaboré un modèle qui définit le taux de croissance d'équilibre qui permettrait à l'économie de croître durablement, sans détériorer la balance extérieure ou d'entrer dans des dettes majeures. La loi de Thirlwall stipule que si l'équilibre à long terme de la balance des paiements courants est nécessaire et que le taux de change réel reste relativement constant, la croissance à long terme d'un pays peut être approchée par le rapport entre la croissance des exportations et l'élasticité de la demande d'importations au revenu. Le but de cette étude est d'examiner dans quelle mesure la loi de Thirlwall (1979) s'applique aux données historiques de l'économie marocaine pour

la période de 1980-2015, en utilisant la technique de cointégration. Les résultats empiriques ont été satisfaisants et ont montré que la loi de Thirlwall est valable pour le Maroc. Il existe une cointégration positive entre la croissance des exportations et la croissance économique à long terme, qui soutient la croissance économique marocaine sous contrainte des facteurs d'effet externe.

Mot-clés : multiplicateur du commerce extérieur de Harrod, loi de Thirlwall, croissance, balance des paiements, tests de racines unitaires, cointégration, Maroc.

Par Nisrine AIT SGHAIR, FSJES, Agdal, Université Mohammed V de Rabat

Introduction

Au cours de cette dernière décennie, l'économie mondiale s'est intéressée au processus accéléré d'intégration internationale. Le mouvement vers la libéralisation croissante des échanges commerciaux, les IDE et les transactions financières n'ont pas suivi les lignes postulées par la théorie néoclassique. Dans le cadre de cette théorie, il existe des faits difficiles à expliquer comme : les déséquilibres permanents des comptes courants dans de nombreux pays, les divergences régionales dans les taux de croissance, les disparités croissantes de revenu par habitant entre les pays avancés et non-avancés, taux de chômage élevé et des situations persistantes de stagnation. Les déséquilibres commerciaux persistants dans de nombreux pays ont ajouté une certaine mesure d'urgence de ces discussions,

cela n'est pas dû particulièrement à la question de la stabilité du ratio dette/PIB étranger, mais parce que ces déséquilibres ont des impacts directs et indirects sur les taux d'intérêts intérieurs, l'investissement, la production et l'emploi.

Ces dernières années, le Maroc a évolué sur un rythme de croissance rapide, mais, certes, dans un contexte d'échanges avec l'étranger, il a eu besoin de prendre un défi et booster sa croissance économique par les exportations. Malheureusement, il existe différentes contraintes qui peuvent être une entrave, comme le déséquilibre entre le Maroc et ses partenaires en termes d'échange, offre exportatrice fragile et peu diversifiée, pauvre valeur ajoutée de nos exportations, influence majeure sur notre économie à travers la crise succombée par nos deux principaux partenaires qui se répercute sur nous, suite à notre dépendance, des importations lourdes

qui agissent intensément sur la balance commerciale et celle des paiements. Sans oublier la faiblesse du taux de couverture et celle de la compétitivité de nos exportations dès l'apparition puissante des principaux compétiteurs (pays émergents) du Maroc. Les exportations et les importations constituent ce que l'on a coutume d'appeler les échanges extérieurs, ainsi leur influence sur la croissance économique dépend du degré d'ouverture d'un pays. L'ouverture croissante de l'économie marocaine ne s'est pas faite d'une manière équitable entre les exportations et les importations. En effet, le niveau des importations de biens se trouve bien plus élevé que celui des exportations. Ce qui entraîne un déséquilibre important de la balance des paiements.

Après l'Indépendance, le Maroc a tenté une restructuration de l'économie nationale. Après la chute du gouvernement, une crise économique et financière est intervenue, entraînant le Maroc dans le cercle de l'endettement.

Avec le gonflement de la dette extérieure et la pression des institutions internationales et des créanciers internationaux, le Maroc s'est lancé, à partir de 1980, dans un programme de libéralisation et d'ouverture de son économie. Cette ouverture s'est manifestée par l'adoption du Programme d'ajustement structurel à partir de 1983 et s'est poursuivie par l'adhésion au GATT, en 1987 (l'actuelle Organisation mondiale du commerce depuis la conférence de Marrakech en 1994). Ainsi, à la fin du 20^e siècle, le Maroc s'est engagé dans un nouveau contexte d'ouverture, notamment avec la conclusion d'un certain nombre d'accords d'association avec ses principaux partenaires, en premier avec l'Union européenne, en 1996, donnant naissance à une zone de libre-échange, en 2010, puis avec les Etats-Unis, en 2004. Toutefois, dans le cadre de sa stratégie globale d'ouverture et de libéralisation, le Maroc a essayé de renforcer ses relations commerciales avec d'autres partenaires potentiels, à travers la conclusion d'accords de libre-échange, aux niveaux bilatéral et régional. Ces accords ont ciblé le libre-échange Maroc-AELE, Maroc-Turquie, zone de libre-échange arabe et l'accord avec les pays arabes méditerranéens.

Afin d'améliorer les conditions d'accès aux marchés, des conventions et des accords commerciaux préférentiels ont été conclus avec des pays partenaires

commerciaux. Des négociations sont en cours pour établir de nouveaux accords commerciaux, notamment avec le Canada, l'Union européenne (DCFTA : Deep and Comprehensive Free Trade Agreement) et l'Union économique et monétaire avec la zone ouest-africaine. En complément des accords commerciaux, un système généralisé de préférence (SGP) permet de faire bénéficier les produits originaires de pays en développement d'un traitement préférentiel non réciproque (par exemple, des droits nuls ou réduits à l'importation) par les pays développés. Les conventions tarifaires avec le Maroc concernent l'Algérie, l'Arabie saoudite la Guinée, la Libye, la Mauritanie, le Sénégal et le Tchad.

Le résultat logique et évident de la croissance plus faible de la valeur des exportations nationales, comparativement aux importations au cours des dernières années, est la détérioration du déficit de la balance commerciale qui ne fait que s'aggraver d'année en année. Ce déficit a été multiplié par presque 5, passant de 44 milliards de dirhams en 2000 à 201 milliards en 2012. Il a néanmoins baissé, en 2009 et en 2010, à 151 et 148 milliards en raison d'un repli des importations plus fort que celui des exportations en lien notamment avec les effets négatifs de la crise économique mondiale aussi bien sur le Maroc que sur ses principaux partenaires commerciaux.

D'une manière générale, le déficit commercial du Maroc au cours de la période 2000-2012 s'explique, du côté des importations, par l'accroissement des achats de produits énergétiques, dont la valeur dépend des fluctuations des cours et des taux de change au niveau international, et de produits alimentaires, en particulier les céréales, d'une part, et par l'importance des importations de biens d'équipement, liée à la dynamique d'investissement de l'économie nationale, d'autre part. Aussi, les échanges extérieurs du Maroc ont été marqués par une aggravation du déficit de la balance commerciale de 13 % à fin août 2016, selon l'Office des changes.

D'un autre côté, malgré les nombreuses mesures prises par les pouvoirs publics en vue de créer les conditions favorables au développement des exportations et en dépit de l'amélioration de ces dernières au cours des dernières années, celles-ci contribuent faiblement à la croissance économique au Maroc, comparativement à un certain nombre de pays émergents.

Plusieurs études ont été menées afin de faire de nouvelles analyses claires sur l'évolution de l'intégration économique mondiale. Dans un premier point, les modèles de croissance endogène (EG) ont mis l'accent sur le rôle de l'autopropulsion de l'évolution technologique et l'accumulation de capital humain pour stimuler la croissance à long terme (Romer, 1990 ; Aghion et Howitt, 1992). Lorsque ces modèles sont étendus à ouvrir l'économie (Grossman et Helpman, 1991), les chemins de convergence du monde se trouvent à dépendre de savoir si et comment la technologie s'est propagée au niveau international. Dans un deuxième point, la nouvelle géographie des modèles économiques (NEG) a souligné comment l'interaction entre les coûts de transport, les rendements croissants et la taille du marché pourrait expliquer la concentration spatiale des activités économiques, selon un mécanisme de causalité cumulative (Krugman, 1991 ; Krugman et Venables, 1995). Néanmoins, en 1970, Nicholas Kaldor avait donné une idée sur la demande de la croissance régionale dans laquelle l'interaction entre les exportations, les rendements croissants et les salaires d'efficience (au sens keynésien) pourraient générer un écart de développement cumulatif entre les zones avancées et les zones non avancées. L'approche de Kaldor a été officialisée par Dixon et Thirlwall (1975), en conformité avec le modèle de croissance tiré par l'exportation pionnière des années soixante (Beckerman, 1962 ; Lamfalussy, 1963). Après plusieurs travaux, Thirlwall a tenté de consolider, une fois pour toutes, l'analyse contemporaine de la dynamique macro-économique d'économie ouverte fondée sur la tradition keynésienne Harrod-Kaldor (Thirlwall, 1979 ; Thirlwall, 1998 ; Thirlwall et McCombie, 1997). Cette analyse nous explique que la capacité excédentaire et le chômage sont profondément ancrés dans la dynamique du capitalisme et de la demande exogène incorporée dans les exportations qui occupent une position clé dans l'accumulation du capital et la croissance.

Cependant, comme Moudud (2000) l'a montré dans l'une de ses nouvelles contributions, l'approche post-keynésienne de Thirlwall ne tient pas compte de la richesse de l'analyse de Harrod de la croissance et des cycles. Dans la construction de son modèle, tirée par les exportations, Thirlwall s'est inspiré de l'analyse statique de Harrod avec le multiplicateur d'une économie

ouverte (1933), ainsi il a essayé de le rendre dynamique, même si c'est en discutant les résultats. Les aspects dynamiques du modèle de Thirlwall pourraient être trouvés principalement dans l'effort de formalisation de la croissance régionale de Kaldor, plutôt que dans la dynamique d'Harrod. En outre, le modèle de la croissance sous contrainte de la balance des paiements (BPCG) suit une approche essentiellement statique, parce que l'analyse se limite à des niveaux plutôt qu'à des chemins de croissance. On constate de ceci : « ... La perspective d'Harrod diffère de Thirlwall. Cette distinction reflète celle entre la perspective statique de Keynes et la tradition dynamique des physiocrates, Marx, Von Neuman et Harrod (1). »

De ce fait, l'objectif de ce document est de tester la validité de la loi de Thirlwall pour le cas marocain. Le présent papier est organisé comme suit : *a priori* notre article fera un tour d'horizon d'une revue théorique regroupant différents économistes ayant décrit brièvement l'approche orientée vers la demande d'une croissance en économie ouverte selon une ligne de pensée à partir de la multiplication des échanges de Harrod et se déplaçant vers une croissance tirée par les exportations de Kaldor au modèle de la croissance sous contrainte de la balance des paiements de Thirlwall. On mettra l'accent, aussi, sur le lien entre la dynamique économique et le commerce extérieur de Harrod, en essayant d'offrir un point de vue différent en ce qui concerne l'interprétation de Thirlwall. Ensuite, une réflexion portera sur les études menées par différents chercheurs ayant testé la validité de la loi de Thirlwall pour le cas de plusieurs pays. Le point qui suit sera consacré à définir les hypothèses du modèle de Thirlwall et ses équations. Relativement à ce modèle, nous étudierons le cas du Maroc. Ainsi, nos données porteront sur une série chronologique d'une durée allant de 1980 à 2015, en effectuant plusieurs tests par la méthode de cointégration. Aussi notre choix se fera-t-il sur une sélection de variables provenant d'une seule source, à savoir le site officiel de la Banque mondiale. Enfin, notre principale et dernière partie sera consacré à une analyse du cas marocain, en effectuant plusieurs tests afin d'obtenir des résultats concluants pour voir s'il existe une relation de long terme entre la balance

(1) Citation : Moudud (2000), p. 1.

des paiements et le taux de croissance du revenu, conformément à la loi de Thirlwall.

1. Les premières réflexions théoriques

Les différents problèmes que connaissent de nombreux pays dans l'économie mondiale contemporaine sont : le chômage de masse, la stagnation économique et d'importants déficits commerciaux. Les prescriptions de politiques orthodoxes qui sont utilisées pour remédier à ces problèmes trouvent leur fondement dans l'extension de l'économie ouverte du modèle ISLM (modèle de Mundell-Fleming) ou l'approche monétaire de la balance des paiements (Dernberg, 1989). Ces modèles font les hypothèses néoclassiques habituelles à l'égard de la loi de l'avantage comparatif, l'exogénéité de l'argent et le plein emploi, bien que le modèle de Mundell-Fleming n'est pas compatible avec l'analyse du chômage à court terme. Dans l'ensemble, la perspective orthodoxe considère que la suppression du marché des « rigidités » et des imperfections ainsi que des politiques budgétaires et monétaires restrictives et des dévaluations du taux de change entraînerait des mouvements de prix appropriés qui soulèveraient le taux de croissance à long terme, en rétablissant le plein emploi et en corrigeant tous les déséquilibres commerciaux.

Dans la littérature hétérodoxe, les modèles économiques ouverts, dans la tradition de Keynes/Kalecki, ont fourni l'alternative la plus importante à ceux de la tradition néoclassique. La principale caractéristique de ces modèles est l'hypothèse que le chômage et la capacité excédentaire sont des caractéristiques structurelles de l'économie capitaliste. Ainsi, à l'opposé des modèles néoclassiques, la croissance de la demande exogène des exportations joue un rôle central dans le processus d'accumulation.

Les économistes post-keynésiens, qui se sont penchés sur l'analyse de la croissance et ses modèles à long terme dans des économies ouvertes, ont développé une approche théorique portant sur les modèles d'une croissance sous contrainte de la balance des paiements appelée « Balance of Payments Constrained Growth » (BPCG) qui souligne les limites imposées à la croissance d'une nation par la

nécessité de financer les importations nécessaires, soit par la croissance des exportations soit par des rentrées financières (2). Ce point de vue soutient la croyance keynésienne que les contraintes de la demande globale sont primordiales dans la détermination de la production d'une nation, même à long terme, et qu'elles se trouvent principalement dans le domaine international plutôt que dans l'économie nationale.

Le travail pionnier de la croissance tirée par les exportations a été fait par Beckerman (1962) et Lamfalussy (1963), le célèbre modèle de Thirlwall (Thirlwall, 1979, Thirlwall et McCombie, 1997) et la perspective d'Harrod qui diffère de Thirlwall de trois manières fondamentales. Cette distinction reflète celle entre perspective statique de Keynes et la tradition dynamique des physiocrates, Marx, von Neumann, et Harrod (Kregel, 1980 ; Chakravarty, 1989 ; Eltis, 1993, 1998). Harrod a une vision dynamique dans laquelle l'équilibre entre la demande et l'offre globales définit un chemin plutôt qu'un niveau de sortie. De plus, en reconnaissant que l'investissement est à la fois un effet du renforcement de la capacité productive aussi bien qu'un agrégat de la demande, Harrod a été en mesure de tirer une trajectoire de croissance générée de manière endogène.

Contrairement aux modèles post-keynésiens, comme ceux de Thirlwall ou Godley (1999), les dépenses publiques ou les exportations nettes ne sont pas fondamentales dans le processus de croissance d'Harrod. La loi de Thirlwall est un modèle de croissance tiré par les exportations qui est utilisé le plus largement dans la littérature hétérodoxe. Dans un certain sens, il est devenu le cheval de bataille des analyses hétérodoxes de macro-dynamique d'économie ouverte. Alors, comment sommes-nous passés du multiplicateur du commerce extérieur de Harrod au modèle de Kaldor-Thirlwall ?

Tout d'abord, dans son livre : *International Economics*, publié en 1933, Harrod a examiné les forces qui sont à la base de l'équilibre de la balance des paiements. Son point de départ était la critique de la théorie classique de l'ajustement de la balance des paiements, à savoir l'approche Gold Standard.

(2) McCombie et Thirlwall, 1994, 2004.

Selon Harrod, le mécanisme de flux prix-espèces, postulé par la doctrine Gold Standard, est irréaliste et inadapté pour équilibrer la balance des paiements. En fait, lorsque différentes typologies de marchandises ont été introduites dans l'analyse (échangeable, semi-échangeable et non échangeable), le mécanisme classique, basé sur l'évolution des prix, a été sérieusement compromis, et les changements au niveau de l'activité économique sont devenus une explication vraisemblable pour l'ajustement de la balance des paiements. Ainsi, Harrod a proposé un mécanisme d'ajustement de la balance des paiements alternative basé sur le multiplicateur du commerce extérieur.

Le mécanisme multiplicateur du commerce extérieur Harrodian de l'ajustement de la balance des paiements a bien capturé la transmission internationale des cycles économiques. Si la théorie classique a représenté l'économie mondiale dans un contexte statique dans laquelle l'excédent de la balance des paiements et le déficit ont été réaffectés entre les pays par le biais d'équilibrage des flux de l'or et des mouvements des prix, le cadre de Harrod pourrait expliquer la participation simultanée de tous les pays dans la même phase déflationniste ou expansionniste de la communauté internationale qui voit défiler des changements généralisés dans le volume des exportations. La théorie d'ajustement de la balance des paiements, illustrée par Harrod, a été la première explication de la contrainte extérieure sur les lignes keynésiennes.

L'effort de Kaldor, pour justifier les différences internationales des taux de croissance a été interprété comme la construction d'un cadre de croissance tiré par les exportations, qui est la traduction de la théorie du multiplicateur du commerce extérieur de Harrod, dans une forme dynamique. L'interaction entre les rendements croissants et la causalité cumulative a permis à Kaldor d'offrir une explication du lien positif entre les taux de croissance de l'industrie manufacturière et les taux de croissance de l'économie dans son ensemble. L'examen le plus approfondi est que les exportations d'une économie ouverte ont représenté la composante la plus importante de la demande autonome pour les produits industriels, réalisée avec le modèle de la croissance tirée par les exportations.

Dixon et Thirlwall (1975) ont proposé une modélisation formelle des idées de Kaldor. L'équation de base de leur modèle établit que le taux de croissance de l'économie a été gouverné par le taux de croissance des exportations. Les exportations ont été mises en place en fonction multiplicative au niveau des prix intérieurs, des prix étrangers et des revenus étrangers, de sorte que les taux de croissance des variables sont entrés dans la fonction en termes d'additifs. Ainsi, le modèle était circulaire et cumulatif, avec comme explication : une augmentation des exportations a fait évoluer la production, la productivité, la compétitivité des prix, les exportations, etc.

On peut voir que le modèle de Dixon-Thirlwall suppose un contexte régional sans état d'équilibre de la balance des paiements. Successivement, Thirlwall (1978) a introduit la contrainte explicite de la balance des paiements. Ici, l'idée selon laquelle les exportations pourraient déterminer un cercle vertueux de la croissance a été maintenue, mais cette possibilité a été conditionnée par le rôle des importations dans l'état d'équilibre à long terme de la balance des paiements. En d'autres termes, si un pays est engagé dans un déficit de la balance des paiements avant d'atteindre la pleine utilisation des capacités de production, cette circonstance aurait besoin d'une contraction de la demande avec des effets néfastes sur l'investissement, la productivité, la compétitivité et, par conséquent, un cercle vicieux pourrait émerger. Au contraire, une augmentation de la demande au-delà du niveau compatible avec la pleine utilisation des capacités de production, sans encourir des difficultés de la balance des paiements, impliquerait l'activation d'un cercle vertueux: accumulation du capital, augmentation de la productivité, forte compétitivité, etc.

McCombie en 1985 a montré comment le multiplicateur dynamique du commerce de Harrod peut être interprété comme un super-multiplicateur de Hicks. Lorsqu'on introduit d'autres composantes de la demande intérieure, l'effet d'une augmentation est le super-multiplicateur de Hicks :

- le surplus du multiplicateur du commerce de Harrod ;
- l'effet de l'assouplissement sous contrainte de la balance des paiements qui permet aux autres composantes de la demande intérieure d'augmenter.

On peut dire sur ce modèle que le taux de croissance d'équilibre de la balance des paiements est plus élevé que la croissance du revenu, déterminé uniquement par la croissance des exportations. Cette dernière permet à d'autres composantes de la dépense de croître plus rapidement. On retient donc de ce modèle que si la croissance des dépenses autonome est inférieure, la

balance des paiements aura un surplus (en croissance), et le taux de croissance sera inférieur au taux conforme à l'équilibre de la balance des paiements, et vice versa. Se sont d'importants excédents et d'importants déficits financés par des entrées de capitaux, conjugués à la volatilité des termes de mouvements commerciaux, qui bouleversent parfois les prédictions du modèle de base.

Tableau 1

Synthèse des études empiriques menées sur différents pays ayant testé le modèle BPCG

Pays	Auteurs	Date de publication	Modèle utilisé	Période choisie	Méthode	Résultat
Allemagne	Atesoglu	1994	BPCG	1960-1990	Cointégration	Applicable
Etats-Unis	Atesoglu (1), Hieke (2)	1997	BPCG	--	Cointégration	Applicable
Mexique	Moreno-Brid	1999	BPCG	1950-1996	Cointégration	Applicable
Brésil	FredericoGonzaga	2003	BPCG	1955-1998	Cointégration	Applicable
Les trois pays baltes	Hansen et Kvedaras	2004	BPCG	1995-2003	Cointégration	Non-Applicable
Inde	RazmiArslan	2005	BPCG	1950-1999	Cointégration	Applicable
Bolivie	Vasquez et Charquero	2007	BPCG	1953-2002	Cointégration	Applicable
Ghana	Darku	2007	BPCG	1960-2006	Cointégration	Applicable
Cuba	Alvarez-Ude, Galvez et Gomez	2008	BPCG	1960-2004	Cointégration	Applicable
Bulgarie	BoykoVasilev	2008	BPCG	1995-2007	Cointégration	Applicable
Afrique du Sud	Ozturk et Acaravci	2009	BPCG	1984-2006	Cointégration	Applicable
Espagne	Bajo-Rubio	2009	BPCG	1850-2000	Cointégration	Applicable
Chine	Zhu et Kotz	2010	BPCG	1978-2007	Cointégration	Applicable
Pays de la zone franc (15 pays)*	Palissy	2011	BPCG	1970-2006	Cointégration	Applicable (pour au moins 11 pays)
Turquie	Halicioglu	2012	BPCG	1980-2008	Cointégration	Applicable
Pakistan	Mehmood et Mzhar	2012	BPCG	1973-2005	Cointégration	Applicable
Vietnam	Bagnai, Rieber et Tran	2013	BPCG	1985-2010	Cointégration	Applicable
Bangladesh	Akhtaruzzaman, Hasanuzzman et Uddin	2014	BPCG	1978-2010	Cointégration	Applicable
Thaïlande	Phumma Naphon	2015	BPCG	1980-2010	Cointégration	Applicable
Afrique subsaharienne (22 économies)	Sumra Shanaz	2016	BPCG	1960-2014	Cointégration	Applicable
Inde	Nura H. Mohammed and Umar U. Umar	2016	BPCG	1970-2014	Cointégration	Applicable

* Les pays de la zone franc, qui comprend 15 pays (6 pays de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC), 8 pays de l'Union économique et monétaire de l'Ouest africain (UEMOA) et les Comores), ont en commun la fixité de la parité de leur monnaie par rapport à l'euro. Ce sont des pays qui ont un problème majeur de déficit du compte courant. Les résultats obtenus ont montré que l'hypothèse de Thirlwall est vérifiée pour au moins 11 pays de la zone franc. Donc, à long terme, l'effet des flux de capitaux sur la croissance économique de ces pays n'est pas significatif.

2. Les démarches empiriques antérieures

De 1979 jusqu'à ce jour, de nombreuses études ont testé empiriquement la validité de la loi de Thirlwall pour plusieurs pays. On essaiera dans cette partie de faire une synthèse sous forme de tableau des différentes études qui ont été menées au cours de ces dernières années sur plusieurs pays et qui ont eu recours au modèle BPCG. Toutes ces études ont suivi une seule et même méthodologie, à savoir la procédure de cointégration, qui leur a permis d'obtenir les principaux tests qui ont donné lieu à des résultats probants pour la majorité des pays. Chaque étude porte sur une période choisie, comprenant une série chronologique d'une longue durée, ce qui a aidé à déduire si le modèle BPCG est applicable ou non dans chaque cas. Ainsi, ils ont trouvé que cette loi est applicable pour la plupart de ces pays, tandis que pour d'autres cela a été impossible.

Malheureusement, une estimation complète de cette croissance sous contrainte de la balance des paiements n'a pas été possible pour les trois pays baltes (Estonie, Lettonie et Lituanie), en raison de la courte période (1995-2003) où l'on dispose de données trimestrielles.

3. Du multiplicateur du commerce extérieur harodien à la loi de Thirlwall (3)

Le modèle initiateur de la croissance sous contrainte de la balance des paiements (BPCG), développé par Thirlwall, en 1979, puis par Thirlwall et Hussain, en 1982, est en théorie un modèle qui met l'accent sur la demande d'importations et la balance des paiements. Il suppose que les changements se soient dissipés à long terme ou aient peu d'effets sur les flux commerciaux, ce que l'on appelle le « pessimisme de l'élasticité ».

En termes de politique, ce modèle implique qu'une stimulation de la demande intérieure est peu probable d'apporter des avantages à long terme dans une économie ouverte, car elle est susceptible de faire augmenter la demande des importations sans augmenter les exportations. On voit que le modèle BPCG implique

que ces politiques sont susceptibles d'être inefficaces à long terme et que rien ne peut augmenter la croissance des exportations, à l'exception d'une croissance plus rapide des économies étrangères ou une augmentation de l'élasticité-revenu de la demande d'exportation.

3.1. Le modèle de base du multiplicateur du commerce extérieur de Harrod

Comme on l'a vu précédemment, l'étude pionnière de Thirlwall (1979) est basée sur le multiplicateur du commerce extérieur dynamique harrodien, qui détermine la croissance économique à long terme. Ainsi, Thirlwall a relancé le modèle de la contrainte de la balance des paiements de Harrod (1933). Le modèle initial comprend les trois équations suivantes :

$$x_t = \eta(p_{ft} + e_t - p_{dt}) + \varepsilon z_t \quad (1)$$

$$m_t = \Psi(p_{dt} - p_{ft} - e_t) + \pi_{yt} \quad (2)$$

$$p_{dt} + x_t = p_{ft} + m_t + e_t \quad (3)$$

Où ces équations représentent successivement :

1. la fonction de la demande d'exportation ;
2. la fonction de la demande d'importation ;
3. la condition d'équilibre de la balance des paiements.

Toutes les variables sont exprimées dans leur taux de croissance. Ainsi, x_t est le taux de croissance des exportations réelles, m_t le taux de croissance des importations réelles, y_t le taux de croissance du revenu national réel, z_t le taux de croissance du revenu mondial réel, p_{dt} le taux de croissance des prix intérieurs, p_{ft} le taux de croissance des prix à l'importation, e_t représente

(3) Tony Thirlwall est professeur d'économie appliquée à l'université de Kent. Il a fait d'importantes contributions à l'économie régionale, l'analyse du chômage et de l'inflation, l'équilibre de la théorie des paiements et à la croissance et l'économie du développement, avec une référence particulière aux pays en développement. Il est l'auteur de la meilleure vente de livres avec *Economie du développement : Theory and Evidence* (Palgrave Macmillan) qui en est à sa neuvième édition. Il est également le biographe et exécuter littéraire du célèbre économiste de Cambridge, Nicholas Kaldor. Sa contribution la plus notable a été de montrer que si l'équilibre à long terme de la balance des paiements est une exigence pour un pays, la croissance du revenu national peut être approchée par le rapport entre la croissance des exportations et l'élasticité-revenu de la demande d'importations (loi de Thirlwall).

le taux de change nominal défini comme le prix d'accueil d'une unité de prix à l'étranger.

L'expression $(p_{dt} - p_{ft} - e_t)$ est définie comme étant le taux de change des termes de l'échange réels pour le pays η . L'élasticité-prix de la demande pour les exportations est donnée par le paramètre Ψ . L'élasticité-prix de la demande d'importations est mesurée par le paramètre Ψ . Le paramètre ε indique l'élasticité-revenu de la demande mondiale pour les exportations, et π est l'élasticité-revenu de la demande d'importations. Il est supposé que les prix relatifs restent invariables dans le long terme, $(p_{ft} + e_t - p_{dt}) = 0$.

3.2. Le modèle initiateur de la loi de Thirlwall

Selon Thirlwall (1986), les prix internationaux sont fixés sur des marchés oligopolistiques. Ainsi, le rôle des prix est minime dans la concurrence sur le marché international. A la suite de cette hypothèse et en substituant les équations (1) et (2) dans l'équation (3), on peut obtenir :

$$y_t^* = \left(\frac{\varepsilon z_t}{\pi}\right) \quad (4.1) \text{ ou bien } y_t^* = \left(\frac{1}{\pi}\right) x_t \quad (4.2)$$

où y_t représente la croissance économique à long terme.

Le travail pionnier de Thirlwall (1979) et des nombreuses études empiriques qui ont suivi ont porté sur les multiplicateurs du commerce extérieur de Harrod dynamique exprimés par les équations (4.1) et (4.2). Les deux équations (4.1) et (4.2) représentent la loi de Thirlwall, indiquant que la croissance économique à long terme est déterminée par la croissance des exportations et de l'élasticité-revenu inverse de la demande d'importations. L'équation (4.2) suggère, en outre, que le taux de croissance des exportations est relatif à l'élasticité-revenu de la demande d'importations. En d'autres termes, le taux de croissance sous contrainte de la balance des paiements est donné par le taux de croissance des exportations et le multiplicateur du commerce extérieur dynamique de Harrod. Par conséquent, c'est le revenu qui s'adapte pour rétablir l'équilibre et non pas les prix relatifs. Si un pays désire contrôler les déficits extérieurs, il faut augmenter la contrainte de la balance des paiements, soit par une augmentation de la croissance des exportations, soit

une diminution de l'élasticité-revenu de la demande d'importations, ou en combinant les deux cas.

La principale proposition de Thirlwall, c'est qu'à chaque fois que l'économie croît à un rythme supérieur à celui conforme à l'équilibre de la balance des paiements, elle se déroulera dans les déficits extérieurs qui ne sont pas soutenables à long terme, à moins que les entrées de capitaux puissent financer les déséquilibres croissants. Si un pays tombe dans cette situation, la production nationale finira par baisser, entraînant une hausse du chômage. La restauration de la balance des paiements ne peut être atteinte *via* les prix relatifs que la théorie néoclassique suppose. Les dévaluations compatibles ne sont pas la solution car, à long terme, elles aggravent l'inflation domestique.

Par conséquent, les politiques économiques devraient se concentrer sur l'augmentation des exportations, en rendant les importations moins sensibles aux variations du revenu national. Un pays est dit être sous contrainte de la balance des paiements si son taux de croissance réel est tel que le compte courant est en équilibre à long terme et le taux de croissance actuel inférieur à la croissance du taux de croissance potentiel productif. C'est ce qu'on appelle le taux de croissance d'équilibre de la balance des paiements.

Empiriquement, la loi de Thirlwall est testée généralement, en comparant les prédictions de l'équation (4.2) avec un taux de croissance réel à long terme de la production réelle. Par conséquent, l'élasticité-revenu de la demande d'importations joue un rôle crucial dans la détermination du résultat du test. Suite à la littérature sur la loi de Thirlwall, la relation de long terme de la fonction de demande d'importation traditionnelle est exprimée dans le logarithme des variables comme suit :

$$LM_t = \alpha + \pi LY_t + \beta LRP_t + \omega_t \quad (5)$$

où LM_t est le logarithme des importations réelles, LY_t le logarithme du revenu réel, LRP_t le logarithme des prix relatifs, qui sont définis comme le ratio national aux prix étrangers, et ω_t le terme d'erreur de régression classique. Les progrès récents de la littérature économétrique exigent que la relation de long terme dans l'équation (5) doit intégrer le processus d'ajustement dynamique de court terme. Il est possible d'atteindre cet objectif en

exprimant l'équation (5) dans un modèle à correction d'erreurs, comme suggéré dans Pesaran *et al.* (2001) :

$$\Delta LM_t = b_0 + \sum_{i=1}^{m1} b_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^{m2} b_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{m3} b_{3i} \Delta LRP_{t-i} + b_4 LM_{t-1} + b_5 LY_{t-1} + b_6 LRP_{t-1} + v_t \quad (6)$$

Cette approche, également connue sous le nom d'autorégressif à retard échelonné (ARDL), fournit des estimations à court et à long termes en même temps. Les effets à court terme se reflètent dans les estimations des coefficients attachés à toutes les variables en différence première. Les effets à long terme des variables explicatives sur la variable dépendante sont obtenus par les estimations de b_5 et b_6 qui sont normalisés sur b_4 . L'inclusion au niveau des variables retardées dans l'équation (6) est vérifiée par les limites de la procédure de tests qui sont basés sur le Fisher (F) ou le Wald (W)-statistiques. Cette procédure est considérée comme la première étape de la méthode de cointégration ARDL. En conséquence, un test de signification commune qui n'implique aucune hypothèse de cointégration (H_0 : tous les b_4 à $b_6 = 0$), contre l'hypothèse alternative (H_1 : au moins un b_4 à $b_6 \neq 0$) doit être effectué pour l'équation (6). Le test de F / W, utilisé pour cette procédure, présente une distribution non standard.

Ainsi, Pesaran *et al.* (2001) a calculé deux ensembles de valeurs critiques pour un niveau de signification donnée, avec et sans une évolution dans le temps. Une série suppose que toutes les variables soient I(0) et l'autre série suppose qu'elles soient toutes I(1). Si la valeur calculée F / W-statistique est supérieure à la valeur supérieure critique des limites et H(0) rejetée, cela implique une cointégration. Afin de déterminer si l'ajustement des variables va vers leurs valeurs d'équilibre à long terme, les estimations de b(4) – b(6) sont utilisées pour construire un terme à correction d'erreurs (CE). Puis, le niveau des variables retardées dans l'équation (6) est remplacé par EC_{t-1} formant une version modifiée de l'équation (6) comme suit :

$$\Delta LM_t = c_0 + \sum_{i=1}^{m1} c_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^{m2} c_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{m3} c_{3i} \Delta LRP_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

où λ est la vitesse du paramètre d'ajustement. L'équation (7) est réévaluée une fois de plus avec les mêmes retards que précédemment. Un coefficient significativement négatif obtenu pour EC_{t-1} soutiendra

un ajustement vers l'équilibre de long terme, ou encore une cointégration entre les variables.

4. Données, méthodologie et choix des variables

Dans cette partie, nous allons essayer de justifier la méthode choisie qui est celle de la cointégration et de voir son application comme méthodologie de travail. Puis, nous porterons notre intérêt sur un choix de variables candidates, en étudiant l'identité de chacune.

4.1. Données et méthodologie

Cette étude vise à étendre la littérature, en fournissant une nouvelle preuve sur la loi de Thirlwall pour le cas marocain, en utilisant la technique de cointégration ARDL de Pesaran *et al.* (2001). La période d'estimation de cette étude porte sur 1980-2015. A travers ces séries annuelles, on pourra estimer respectivement pour le modèle de Thirlwall les équations (6) et (7) :

$$\Delta LM_t = b_0 + \sum_{i=1}^{m1} b_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^{m2} b_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{m3} b_{3i} \Delta LRP_{t-i} + b_4 LM_{t-1} + b_5 LY_{t-1} + b_6 LRP_{t-1} + v_t \quad (6)$$

$$\text{Et aussi : } \Delta LM_t = c_0 + \sum_{i=1}^{m1} c_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^{m2} c_{2i} \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{m3} c_{3i} \Delta LRP_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Ainsi, toutes les données ont été collectées d'une seule source statistique, à savoir la base de données de la Banque mondiale (BM).

La méthode de cointégration a, au cours de ces dernières années, acquis une popularité considérable chez les économistes en tant qu'outil pour étudier les relations à long terme entre les variables. Dans la première étape, l'ordre d'intégration de chaque variable est établi. Dans la deuxième étape, la présence d'une ou plusieurs combinaisons linéaires fixes ou de vecteurs de cointégration entre les variables est étudiée.

En effet, pour éviter toute régression fallacieuse, il est impératif de s'assurer de la stationnarité des variables et de l'absence de cointégration entre les variables prises deux à deux. En cas de relation de cointégration entre les variables prises deux à deux, il est nécessaire d'estimer un modèle à correction d'erreur destiné, comme son

nom l'indique, à corriger le biais d'estimation induit par la cointégration.

Donc, pour étudier la stationnarité des séries et de la cointégration des variables prises deux à deux, selon Solhi S. (2006) on a :

Soit les fonctions X_t et Y_t suivantes :

$$y_t = a_0 + \sum_{j=0}^m a_j x_{t-j} + \sum_{i=0}^n b_i y_{t-i} + \lambda_1(Y_t - \beta X_t)_{t-1} + u_t \quad (1)^*$$

$$x_t = c_0 + \sum_{i=0}^n c_i x_{t-i} + \sum_{j=0}^m d_j y_{t-j} + \lambda_2(Y_t - \beta X_t)_{t-1} + v_t \quad (2)^*$$

Si une relation de cointégration est repérée entre X_t et Y_t , alors on cherchera à voir si un modèle à correction d'erreur (MCE) est validé. Pour ce faire, le résidu (le terme d'erreur) de la régression de cointégration (relation de long terme) entre X_t et Y_t , décalé d'une période est introduit comme régresseur supplémentaire dans les équations (1)* et (2)*. Pour conclure que le MCE est validé, il faut que le coefficient attaché au terme d'erreur soit de signe négatif et statistiquement significatif.

4.2. Choix des variables

Un choix soigné de variables candidates est donc nécessaire. Il s'effectue en deux temps. D'abord, un examen individuel de chacune d'entre elles permet une première sélection. Celle-ci est, bien entendu, automatisée si des centaines de variables sont candidates. Ensuite, une deuxième sélection, cette fois multivariée, est opérée en fonction du type d'analyse. Ainsi, pour notre analyse, les variables choisies (4) et qui vont être utilisées dans notre étude empirique se présentent comme suit :

Identité de la variable	Mesure
Taux de croissance du PIB réel	Y
Taux de croissance des exportations réelles	X
Logarithme des importations réelles	LM
Logarithme du PIB réel	LY
Logarithme des termes de l'échange*	LTE

* Afin de simplifier notre étude empirique, nous avons remplacé la variable du logarithme des prix relatifs (LRP) par une variable proxy qui est l'indice des termes de l'échange (LTE). Les résultats avec cette variable sont plus précis et plus significatifs.

Aussi, pour étudier de plus près les variables, nous avons procédé aux calculs des statistiques descriptifs et à la matrice de corrélation. Nous avons constaté que les variables ne sont pas corrélées.

5. Analyse et résultats empiriques du cas marocain

Pour la présente étude, l'ensemble des données annuelles de séries chronologiques couvrent la période allant de 1980 à 2015. Cependant, la structure de l'économie du Maroc a subi un changement marqué dès 1980. D'après le dernier rapport du FMI, les progrès que le Maroc a réalisés durant les trente dernières années lui ont permis d'afficher une croissance annuelle moyenne de 4,4 %, bien au-dessus des économies émergentes ou en voie de développement sur la même période. Cette croissance positive est expliquée par une forte accumulation du capital, du côté de l'offre et du côté de la demande, et par une évolution de la demande intérieure, par l'augmentation des niveaux de consommation et des investissements.

Nous essaierons dans les points suivants de tester empiriquement la validité de la loi de Thirlwall (1979) pour le Maroc. Ceci nous permettra d'examiner la relation de long terme entre la croissance économique et l'équilibre de la balance des comptes courants, en s'appuyant sur le modèle de la croissance sous contrainte de la balance des paiements (BPCG). Nous tiendrons compte de l'étude réalisée sur le cas de la Turquie de Halicioglu Ferda : « Balance of Payments Constrained Growth : the case of Turkey » (2012), comme principal article de base et de référence qui apportera à notre analyse plus d'enrichissement.

5.1. Analyse des tests de racines unitaires

Tout d'abord, pour mettre en œuvre la procédure de cointégration de Pesaran *et al.* (2001), il faut s'assurer qu'aucune des variables de l'équation (5) n'est intégrée à un ordre supérieur à I(1). En présence de I(2), les valeurs

(4) Base de données élaborée par nos soins contenant les principales variables avec lesquelles on va analyser le cas marocain.

critiques calculées par la procédure de cointégration de Pesaran *et al.* (2001) ne sont pas valides.

Dans cette analyse, deux tests ont été utilisés pour tester les propriétés temporelles des variables dans l'équation (5) : en premier Dickey-Fuller (ADF) (1979, 1981), en second Phillips-Perron (PP) (1988).

Ainsi, nous avons suivi des étapes qui consistent à expliciter le choix du niveau de cointégration, en passant par la minimisation du critère d'Akaike et Shwartz. Les tableaux suivants montrent les tests de racines unitaires (ADF) des différentes variables de l'équation (5) d'une manière suivie LOG (M), LOG (X) et LOG (PR) :

Tableau 2.1

Test de racine unitaire du LOG (M)

Désignation du test ADF LOG (M)	Akaike info critérium	Schwarz critérium	ADF
Intercept (avec constante et sans tendance)	-1,736257	-1,647380	-1,286518
Sans constante et sans tendance	-1,741513	-1,697075	0,612318
Avec constante et tendance	-1,751037	-1,617722	-2,019322
En différence première	-1,867375	-1,822482	-6,977602

Le LOG (M) admet une racine unitaire de niveau 1 sans constante et sans tendance.

Tableau 2.2

Test de racine unitaire du LOG (X)

Désignation du test ADF LOG (Y)	Akaike info critérium	Schwarz critérium	ADF
Intercept (avec constante et sans tendance)	-2,101885	-2,013008	-1,561689
Sans constante et sans tendance	-2,082278	-2,037839	1,066504
Avec constante et tendance	-2,217435	-2,2,084119	-2,968567
En différence première	-2,196998	-2,152105	-7,840596

Le LOG (Y) admet une racine unitaire de degré 0 avec constante et tendance.

Tableau 2.3

Test de racine unitaire du LOG (TE)

Désignation du test ADF LOG (TE)	Akaike info critérium	Schwarz critérium	ADF
Intercept (avec constante et sans tendance)	-5,257047	-5,168170	-9,397116
Sans constante et sans tendance	-4,883127	-4,793341	1,575616
Avec constante et tendance	-5,239803	-5,193783	-4,024483
En différence première	-4,972100	-4,881403	-2,436184

Le LOG (TE) admet une racine unitaire de degré 0 avec constante et sans tendance.

Pour vérifier l'ordre de stationnarité des séries du PIB, des importations, des exportations et des termes de l'échange, nous procéderons aux deux tests (ADF) et (PP). Le tableau 3 indique que les variables sont stationnaires soit en niveaux soit en premières différences. Par conséquent, les résultats justifient la mise en œuvre de la procédure de Pesaran *et al.* (2001). Ces résultats impliquent que nous pouvons estimer la fonction de demande d'importation dans les niveaux de cointégration.

Tableau 3

Résultats des tests de racine unitaire (5)

Variabes	ADF	PP
LM_t	6,977602	7,004184
LY_t	9,637236	9,347319
LTE_t	2,436184	2,538912
ΔLTE_t	-6,785015	6,786581
ΔLY_t	12,10048	30,98762
ΔLTE_t	3,592546	4,431034

Nous constatons que les valeurs des tests ADF et PP pour la relation de long terme de l'équation (6) dépassent les valeurs critiques de seuil de signification de 1%. Ceci montre que les statistiques calculées F/W sont plus élevées que les valeurs critiques de la limite supérieure au seuil de signification de 1%, confirmant

(5) Les niveaux de l'échantillon sont de 1980 à 2015 et les différences sont de 1982 à 2015. Le niveau de l'échantillon de la régression de racine unitaire inclut une constante et une tendance. Les régressions de racine unitaire de niveau différencié sont avec constante et sans tendance. Tous les tests statistiques sont exprimés en termes absolus pour plus de commodité. Le rejet de l'hypothèse de la racine unitaire est indiqué par une astérisque. Δ Représente la première différence.

l'existence d'une relation de cointégration entre les variables de l'équation (5). Les résultats de l'essai des limites sont présentés dans le tableau 4.

5.2. Estimation de la loi de Thirlwall: (test de cointégration)

La technique la plus adaptée pour tester la cointégration entre les variables en différence est celle de Johansen (1988). Cette procédure se base sur l'estimateur du maximum de vraisemblance dans laquelle toutes les inconnues dans les équations de cointégration sont estimées simultanément. Comme première étape, nous testons le degré de cointégration entre les logs des importations, les termes de l'échange et le PIB réel. Sur la base des critères d'information de Schwartz nous choisissons un retard maximal à 2 niveaux, cela semble raisonnable étant donné que les grandeurs utilisées sont des données annuelles.

Pour commencer, nous allons montrer comment le test de cointégration se présente à travers les résultats du test de Johansen. De ce fait, il fait savoir que le test de trace et celui de la valeur propre indiquent qu'il existe au moins une relation de cointégration entre les variables considérées.

Sample (adjusted): 1982 2015				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LOGM LOGX LOGPR				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.492124	31.96289	29.79707	0.0277
At most 1	0.187045	8.927278	15.49471	0.3721
At most 2	0.053976	1.886566	3.841466	0.1696
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.492124	23.03561	21.13162	0.0267
At most 1	0.187045	7.040712	14.26460	0.4843
At most 2	0.053976	1.886566	3.841466	0.1696
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Ensuite, nous avons pu établir le tableau 4 qui indique les résultats des tests F et W de cointégration comme suit :

Tableau 4

Résultats des tests F et W de cointégration (6)

La relation de long terme prise en charge : F / W (LM, LY, LTE)				
F-statistic	95 % LB	95 % UB	90 % LB	90 % UB
21,13162	29,79	11,42	27,06	12,81
W-statistic				
42,00	37,05	22,23	33,92	21,71

Il est évident à partir du tableau 4, peu importe le critère retenu dans notre choix, que les données présentent au moins une relation de cointégration. Comme on peut s'attendre à ce que la relation de long terme n'ait probablement pas de tendance, nous adoptons l'hypothèse d'une tendance linéaire avec constante et aucune tendance dans les équations de cointégration.

En établissant une relation de cointégration à long terme entre les variables de l'équation (5), une procédure en deux étapes pour estimer le modèle ARDL a été réalisée. Tout d'abord, à la recherche de la longueur optimale des retards des variables différenciées des coefficients à court terme, le critère d'information Akaike (AIC) a été utilisé, puis, dans la deuxième étape, le modèle ARDL a été estimé par la technique OLS.

Les résultats des tests de cointégration de Johansen montrent que les coefficients sont significatifs (les coefficients à correction d'erreur sont importants). On constate que le PIB réel et les conditions du commerce ajustent plus les importations réelles. Cela était attendu, vu que les importations réelles ont une demande inélastique, surtout lorsque l'économie est en phase de développement. Il existe à court terme à la fois la quantité et les ajustements de prix qui renforcent les preuves de l'équilibrage de la relation à long terme entre ces trois séries. On en déduit l'existence de cointégration entre les importations réelles, les termes de l'échange et le PIB réel.

(6) Si le test statistique se situe entre les limites, le test n'est pas concluant. S'il est au-dessus de la limite supérieure (UpperBound=UB), l'hypothèse nulle d'effet sans niveau est rejetée. Si c'est en dessous de la limite inférieure (LowerBound=LB), l'hypothèse nulle d'effet sans niveau ne peut être rejetée.

Ainsi, les résultats du modèle ARDL basé sur AIC sont rapportés dans le groupe A, B et C du tableau 5. Les résultats des coefficients à long terme sont affichés dans le groupe A du tableau 5, tandis que les estimations à court terme sont présentées dans le groupe B. Enfin, le groupe C montre les résultats du diagnostic du test statistique à court terme. Les résultats de la régression d'ensemble sont satisfaisants en termes de signification statistique et signent des attentes à l'égard des paramètres de pente. Les diagnostics à court terme obtenus à partir de l'estimation de l'équation (6) suggèrent que le modèle estimé passe une série de tests de diagnostic standard, tels que la corrélation sérielle, la forme fonctionnelle, la normalité et l'hétéroscédasticité. L'élasticité à long terme des importations, par rapport au revenu, est de 0,52, ce qui suggère que pour chaque augmentation de 1 % du taux de croissance du revenu réel le taux de croissance des importations réelles augmentera de 0,52 %. Les différences dans l'estimation de l'ampleur du coefficient pourraient être liées au fait que les équations de régression ont été effectuées avec différents intervalles de temps et de techniques économétriques. L'élasticité à long terme des importations, par rapport au taux de croissance du prix relatif, est de 0,34. La vitesse du paramètre de réglage est de -0,24, ce qui suggère que lorsque l'équation de la demande d'importation est au-dessus de son niveau d'équilibre ou en dessous, il ajuste de 24 % dans la première année. La convergence totale à son niveau d'équilibre prend un peu moins de deux ans. La stabilité des coefficients dans le modèle de correction d'erreurs a également été testée.

Tableau 5

Résultats de cointégration ARDL pour l'équation de demande d'importations (7)

Groupe A : Résultats à long terme Variable dépendante : LM_t			Groupe B : Représentation des résultats à correction d'erreur Variable dépendante : ΔLM_t		
Régresseur	Coefficient	T-ratio	Régresseur	Coefficient	T-ratio
	0,52*	3,81		0,005482	-1,37
	0,34*	2,22		-0,24	-1,71
Constant	-0,800635	0,35		-0,298566	1,49

Groupe C : Diagnostic des tests statistiques à court terme**			
$\bar{R}^2 = 0,68$	F-statistic = 15,92	$X_{sc}^2(1) = 0,146$	$X_{FF}^2(1) = 2,55$
RSS = 0,30	DW-statistic = 0,63	$X_N^2(2) = 0,73$	$X_H^2(1) = 1,93$

On peut dire que la validité de l'essai de la loi de Thirlwall pour l'économie marocaine est conduite selon la procédure décrite dans Halicioglu (2012). Ainsi, la loi de Thirlwall affirme qu'il existe une relation de long terme entre la balance des paiements et le taux de croissance du revenu. Par conséquent, la validité de cette loi devrait être basée sur de plus longues périodes, plutôt que d'année en année. Ainsi, les taux moyens de croissance décennaux (tous les dix ans) des variables, en chevauchement dans les périodes commençant de 1981 à 1990 et se terminant en 2006-2015, ont été utilisés. La balance des paiements est sous contrainte de véritables prévisions de croissance du revenu (y_t^*) qui sont obtenues à partir de l'équation (4.2) avec l'estimation ARDL à long terme du revenu-élasticité de la demande pour les importations, 0,52. Ces résultats sont présentés dans le tableau 6. Ce dernier présente, également, le taux de croissance moyen du revenu réel et le taux de croissance moyen de la demande réelle des exportations sur les mêmes périodes. Selon les résultats révélés dans le tableau 6, le taux de croissance prévu des revenus en moyenne est, en gros, proche du taux de croissance moyen du revenu réel. Il y a, aussi, des périodes de dissemblances entre le taux réel et le taux prévu des revenus réels. Par exemple, certaines périodes, comme 1985-1994, 1986-1996, 1996-2005 et 1999-2008, semblent indiquer que le taux de croissance prévu et réel du résultat est convergent, mais, par contre, cette conclusion n'est pas valable pour les autres périodes. Par exemple, les périodes de 1986-1995, 1989-1998, 1992-2001, 1993-2002 et 1994-2003 sont loin d'être convergentes. La divergence est, surtout, plus apparente pour les années où l'économie marocaine a connu des périodes inflationnistes très élevées dans sa croissance depuis la moitié de la décennie 2000. En conséquence, la croissance économique marocaine a chuté en dessous de son taux de croissance potentiel. A partir de 1996, il apparaît que le taux de croissance marocain réel

(7) * indique la valeur au seuil de signification statistique de 1%. RSS signifie la somme des carrés des résidus. T-ratios sont en valeurs absolues.

** X_{sc}^2 , X_{FF}^2 , X_N^2 et X_H^2 sont respectivement les statistiques du multiplicateur de Lagrange pour les tests de corrélation résiduelle, forme fonctionnelle d'une mauvaise spécification, les erreurs anormales et hétéroscédasticité. Ces statistiques sont distribuées comme des variables aléatoires avec des degrés de liberté entre parenthèses. Les valeurs critiques pour $X^2(1) = 3,84$ et $X^2(2) = 5,99$ au seuil de signification de 5 %.

est inférieur à son taux de croissance potentiel. On déduit, selon notre modèle, que le Maroc peut faire mieux, puisqu'il y a une croissance à long terme. Dans l'ensemble, on peut dire que les résultats empiriques sont en ligne avec des études antérieures, telles que Bayram et Dempster (1991), Perraton (2003) et Bagnai (2010).

Selon Thirlwall et Hussain (1982), les pays peuvent croître au-dessus du taux de croissance d'équilibre à long terme, car ils attirent de fortes entrées de capitaux. Une version empirique élargie du modèle de Thirlwall, qui permet des flux de capitaux, a été appliquée au Canada par Atesoglu (1993-1994).

Tableau 6

**Taux de croissance actuel et balance des paiements
sous contrainte du taux de croissance moyen, % par année, période 1980-2011**

Période	Taux de croissance actuel		Taux de croissance prévu	
1981-1990	3,7952923	4,81058975	4,74411537	-0,06647438
1982-1991	3,86133223	5,70654206	4,82666528	-0,87987678
1983-1992	3,922944	4,60103099	4,90368	0,30264901
1984-1993	3,98358616	4,38831486	4,9794827	0,59116785
1985-1994	4,03751049	4,80527627	5,04688812	0,24161185
1986-1995	4,0899337	3,66396627	5,11241713	1,44845086
1987-1996	4,13692696	3,97414332	5,1711587	1,19701538
1988-1997	4,1822901	3,85057349	5,22786262	1,37728912
1989-1998	4,2280277	3,38690517	5,28503462	1,89812946
1990-1999	4,27123979	3,21041816	5,33904974	2,12863157
1991-2000	4,30976632	3,06052424	5,3872079	2,32668366
1992-2001	4,34122744	3,07091217	5,4265343	2,35562213
1993-2002	4,36986428	3,59283101	5,46233035	1,86949934
1994-2003	4,39460883	4,2630064	5,49326103	1,23025464
1995-2004	4,41582193	3,68390819	5,51977741	1,83586922
1996-2005	4,43206946	4,55361695	5,54008683	0,98646988
1997-2006	4,44860589	4,07379248	5,56075736	1,48696488
1998-2007	4,46613098	4,58305411	5,58266373	0,99960962
1999-2008	4,48458043	4,45149389	5,60572554	1,15423164
2000-2009	4,50333734	4,76773637	5,62917168	0,86143531
2001-2010	4,52119985	4,95802086	5,65149982	0,69347895
2002-2011	4,53936261	4,75059385	5,67420326	0,92360941
2003-2012	4,55603874	4,73944501	5,69504843	0,95560342
2004-2013	4,57342382	4,59687414	5,71677977	1,11990563
2005-2014	4,589761	4,37227677	5,73720126	1,36492448
2006-2015	4,60666624	4,49396155	5,7583328	1,26437125

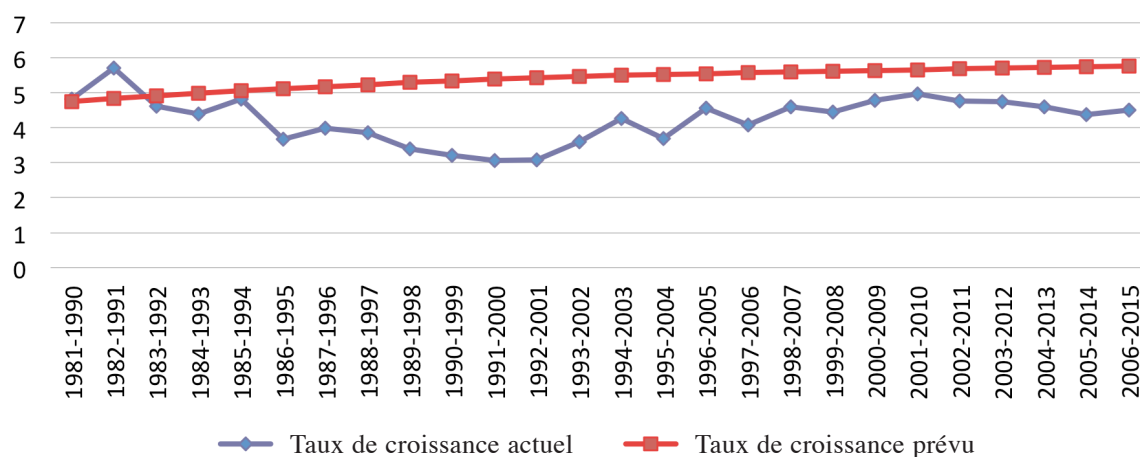
Nous pouvons remarquer dans le graphe 1 l'évolution du taux de croissance actuel et le taux de croissance prévu, selon les données obtenues dans le tableau 6.

Selon ce graphe, après une diminution des deux taux de croissance depuis 1982, il y a eu une amélioration à partir de 1996. Nous pouvons voir que le taux de croissance marocain réel est inférieur à son taux de croissance potentiel.

La mise en place des unions douanières, en 1996, entre l'Union européenne et le Maroc aurait entraîné

une augmentation des flux d'investissements directs étrangers, ce qui a également favorisé de fortes entrées de capitaux ces dernières années. Il faut encourager les pays à profiter de la hausse potentielle des revenus à long terme découlant de l'augmentation des mouvements de capitaux et reconnaître que l'intégration financière mondiale peut accentuer l'exposition aux risques des économies. Ainsi, ces facteurs peuvent confirmer la proposition de Thirlwall et Hussain (1982). En conclusion, les résultats du tableau 5 indiquent que la loi de Thirlwall est valable pour le Maroc.

Evolution du taux de croissance actuel et du taux de croissance prévu



Source : établi par nos soins.

L'agriculture représente un grand potentiel pour le Maroc, non seulement pour l'alimentation de la population marocaine, mais aussi les exportations de produits agricoles vers l'Europe et les pays voisins du Sud. Le potentiel de croissance est certainement disponible ici, mais il a besoin d'être affiné pour capitaliser sur nos ressources naturelles et de l'agriculture de transition. La production du Maroc peut et doit aussi se développer. Cependant, c'est surtout dans le secteur agro-industriel que nous avons de grands avantages, grâce au climat et à la nature des sols. Aussi, il faut tirer profit de l'expérience des entreprises marocaines, tant au niveau national qu'international, et essayer de résoudre les problèmes qu'elles rencontrent dans leurs démarches à l'export. Nos secteurs bancaires et de services ont également un grand potentiel, car nous vivons une

plus grande intégration économique dans la région, en particulier dans le contexte africain. Nos banques ont déjà montré la voie. Pourquoi pas aussi les entreprises de services, comme les assurances, sans oublier la construction et le développement des infrastructures ?

5.3. Les implications de politiques économiques

Dans les années 80, le Maroc a d'abord donné la priorité à une libéralisation graduelle, pour après réduire le rythme du démantèlement tarifaire et non tarifaire. Dans la moitié des années 90, par contre, la modernisation s'est imposée comme étant incontournable pour les autorités marocaines. Ainsi, face à l'Accord d'association avec l'UE, la modernisation s'impose pour que les

entreprises marocaines puissent jouer sur des niveaux institutionnels semblables à ceux dont disposent les entreprises de l'UE.

Les tendances à long terme du commerce marocain montrent une augmentation soutenue des exportations et des importations. L'une des conditions de réussite de l'accord de libre-échange est la croissance des investissements étrangers. Mais, c'est aussi un de ses effets attendus : la nouvelle situation devrait attirer des capitaux extérieurs du fait de la libéralisation des échanges et de la garantie que constitue un engagement contractuel (en termes de confiance, l'ALE serait plus efficace que l'ajustement, en raison de son irréversibilité présumée). Cependant, il ne faut pas surestimer ces effets positifs : en premier lieu, l'accord euro-méditerranéen n'a pas été signé par le Maroc seul mais par douze pays ; en second lieu, la libre entrée des exportations marocaines sur le marché européen était déjà acquise, et l'accord ne constitue pas une avancée dans ce champ ; en troisième lieu, la décision d'investir dépend fortement de l'orientation des politiques économiques, du dynamisme de l'économie nationale, etc., toutes données qui ne sont pas aujourd'hui particulièrement favorables au Maroc ; *last but not least*, le Maroc ne bénéficie que de très peu d'atouts face aux marchés asiatiques. Ainsi, toutes les conditions (sur l'équilibre financier, sur l'équilibre extérieur, sur les exportations et les investissements) ne peuvent être remplies que s'il existe des politiques économiques à la fois macro-économiques et sectorielles, et si ces dernières sont cohérentes entre elles. C'est justement l'une des principales critiques adressées actuellement au Maroc : l'absence de stratégie expliquerait les limites de l'ajustement structurel et serait le principal obstacle au décollage.

Il est certain qu'au niveau du gouvernement marocain, la vision du développement des secteurs économiques est très claire, notamment dans les métiers mondiaux ainsi que dans des secteurs stratégiques comme l'agriculture, la pêche, l'industrie ou le tourisme. Nous pouvons dire qu'aujourd'hui il est important pour les instances étrangères, qu'elles soient financières ou autres, d'accompagner les efforts entrepris par le Maroc pour consolider les formidables avancées, tant politiques, économiques que sociales, entreprises très courageusement par le Maroc et qui placent le pays

en tant que leader dans le monde arabo-africain. Cet accompagnement doit se concrétiser dans les domaines à haute valeur ajoutée, comme les énergies renouvelables, où le Maroc est aujourd'hui cité en exemple, ou dans la protection de l'environnement ou encore dans l'amélioration de la productivité agricole dans le respect des normes écologiques.

Une série de plans et de programmes destinés à stimuler la croissance économique sont au cœur de la nouvelle vision nationale du Maroc. On peut citer, entre autres : le Pacte national pour l'émergence industrielle, le plan Maroc vert qui reflète l'importance de l'agriculture pour l'économie et la société du Maroc, le plan Halioutis qui a permis la création de plaques tournantes pour la transformation de la pêche régionale, le Plan Azur 2020 qui vise à tirer profit des enseignements de l'ancien plan et l'Initiative Maroc Innovation qui fixe des objectifs ambitieux. Aussi, en dépit de sa concentration sur les produits traditionnels, l'analyse de l'offre exportable nationale sur ces dernières années révèle l'émergence de certains métiers qui contribuent significativement à la modernisation du tissu industriel national et qui ont réalisé une nette progression en termes de contribution à la balance commerciale nationale.

L'émergence de ces segments moteurs de croissance a été confortée par l'opérationnalisation effective du Pacte national pour l'émergence industrielle, en février 2009, qui s'est essentiellement focalisée sur le développement de ces métiers mondiaux eu égard à leur dynamique au niveau mondial et aux avantages compétitifs qu'ils présentent. Subséquemment, les exportations de ces métiers mondiaux du Maroc (MMM) ont connu une croissance annuelle de 6,5 % de 2008 à 2012. En effet, après l'année 2009 marquée par les effets de la crise (il y a eu une baisse de 5 %), les exportations consolidées des MMM ont renoué avec la croissance en 2010, avec +17 % par rapport à 2009, en 2011, avec + 9 % par rapport à 2010 et en 2012, avec + 6,5 % par rapport à 2011. Cette dynamisation a été tirée, principalement, par les performances remarquables du secteur de l'automobile entre 2008 et 2012, suivi de l'aéronautique, puis de l'offshoring et, dans une moindre mesure, de l'agroalimentaire. En contrepartie, les performances des secteurs du textile-habillement et de l'électronique sont restées relativement faibles, avec une hausse des exportations.

Ceci dit, à fin août 2015, le taux de couverture des importations par les exportations s'est situé à 55 %, contre 57,6 %. Cette aggravation est due à la hausse des importations (+ 6,5 %), plus importante que celle des exportations (+ 1,7 %). L'accroissement des importations est attribuée principalement à l'augmentation des acquisitions de biens d'équipement (+ 22,5 %), de produits finis de consommation (+ 16 %), de produits alimentaires (+ 16,9 %) et de demi-produits (+ 8 %). Cette hausse a été atténuée, en revanche, par la baisse de 25,1 % des approvisionnements en produits énergétiques et de - 15,5 % en produits bruts durant les huit premiers mois de 2016. Hors produits énergétiques, les importations enregistrent, elles, une augmentation de 13,6 %. Concernant les exportations, celles-ci ont été orientées à la hausse, malgré la baisse des ventes de phosphates et dérivés (- 12,5 %), enregistrant une progression de 1,7 % à fin août 2016. L'Office explique cette évolution par la hausse des ventes de la quasi-totalité des secteurs, essentiellement l'automobile (+ 14,7 %), l'agriculture et l'agro-alimentaire (+ 6,9 %), le textile et cuir (+ 5 %), l'aéronautique (+ 7,4 %), l'électronique (+ 5,1 %) et l'industrie pharmaceutique (+ 2,7 %). Les expéditions de phosphates et dérivés enregistrent toutefois une diminution de 12,5 %.

Conclusion

Dans cet article, nous avons essayé de tester le modèle de Thirlwall sur l'économie marocaine, en utilisant les données annuelles de 1980 à 2015. Selon cette étude, la croissance sous contrainte de la balance des paiements peut être testée en utilisant la technique de cointégration et une représentation VEC. Les conclusions de cet exercice économétrique donnent une explication satisfaisante des variations de la croissance économique à long terme du Maroc. L'approche keynésienne de la croissance économique peut aider à faire des prédictions économétriques pour le développement au Maroc. Ceci est important, parce qu'elle permet non seulement d'instaurer une croissance à long terme mais aussi de prédire des épisodes d'hyper-inflation en raison des déficits du compte courant et des ruptures de flux de capitaux.

Bien que les résultats indiquent l'importance de l'équilibre de la croissance économique sous contrainte de la balance

des paiements au Maroc pour la période traitée, il faudra rester prudent avec les résultats économétriques, comme l'a souligné **Alexandre et le Roi (1998)**. D'ailleurs, on ne peut pas garantir des stratégies pour parvenir à une croissance économique durablement élevée. En effet, une croissance économique durable et stable dépend de stratégies qui se rapportent aux politiques institutionnelles et technologiques. Ce document montre l'importance des contraintes externes de la croissance économique à long terme. En outre, les résultats suggèrent que la politique de promotion des exportations, combinée à une stratégie de substitution aux importations, pourrait être rationnelle en termes de prescriptions de politique, puisque les deux stratégies conduisent à modérer les problèmes de la balance des paiements sur le long terme.

La principale conclusion du document que Thirlwall (2002) a mise en évidence est : « La seule solution sûre et à long terme pour relever le taux de croissance d'un pays conforme à l'équilibre de la balance des paiements du compte courant est le changement structurel pour augmenter l'élasticité-revenu de la demande pour les exportations et pour réduire l'élasticité-revenu de la demande pour les importations. »

Bibliographie

Articles

- Akhtaruzzaman M., Hasanuzzman S. and Uddin Md. S. (2014), « Relationship between Economic Growth, Capital Flows, Export and Relative Prices: An Examination of Thirlwall law in Bangladesh », *IJE* : vol. 8, issue 1, p. 105-111, June.
- Atesoglu H. Sonmez (1997), « Balance of Payments determined Growth Model and Its Implications for the United States », *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, issue 3, p. 327-335, in revue *JSTOR*.
- Atesoglu H. Sonmez (1994), « Balance of Payments determined Growth in Germany », *Applied Economic Letters*, vol. 1, issue 6, in Revue *JSTOR*.
- Bajo-Rubio O. (2009), « The balance-of-payments constraint on economic growth in a long-term perspective: Spain, 1850-2000 », Universidad de Castilla-La Mancha, Preliminary version.

- Bagnai A., Rieber A. et Tran T.A.D. (2013), « Economic Growth and Balance of Payments Constraint in Vietnam », *in revue DEPOCEN*.
- Bagnai A. (2010), « Structural Changes, Cointegration, and the Empirics of Thirlwall's Law », *Applied Economics*.
- Bilson Darku A. (2007), « The Balance of Payments Constraint Growth model and the effect of trade liberalization on the trade balance and income growth in Ghana », University of Lethbridge, Alberta, Canada.
- Bineau Y. (2008), « Equilibre extérieur et taux de change réel : apport du modèle de croissance par la balance des paiements », *l'Actualité économique*, vol. 84, n° 3, p. 263-285.
- Bismarck J., Arevilca V., Adrian W., Risso C. (2007), « Balance of Payments Constrained Growth Model : Evidence for Bolivia 1953-2002 », *in revue MPRA*, Italy.
- Blecker Robert A. (2010), « Long-Run Growth in Open Economies : Export-Led Cumulative Causation or a Balance-of-Payments Constraint ? », Final Draft, December.
- Broyer S., Brunner C., Kaidusch P. (2010), « Quel rythme de croissance respecte la contrainte de la balance des paiements ? », *Recherche économique Flash Economie* n° 383, NATIXIS, 28 juillet.
- Diemer (2007), « Les moteurs de la croissance : les échanges extérieurs », *Economie-Gestion*, IUFM Auvergne.
- Frederici Gonzaga Jayme JR. (2003), « Balance of Payments Constrained Economic Growth in Brasil », *Brasilian Journal of Political Economy*, vol. 23, issue 1 (89).
- Gendarme R. (1951), « Le multiplicateur du commerce extérieur », *in Revue économique*, vol. 2, n° 6, p. 750-766.
- Guadalupe Fugarolas A.U., Manalich Galvez I. et Matesanz Gomez D. (2008), « Empirical evidence of the Balance of Payments Constrained Growth in Cuba, The Effects of commercial regimes since 1960 », *in revue MPRA*.
- Halicioglu F. (2012), « Balance of Payments Constrained Growth : the case of Turkey », *in Revue MPRA*, Department of Economics, Yeditepe University.
- Hibou B. (1996), « Les enjeux de l'ouverture au Maroc : dissidence économique et contrôle politique », *les Etudes du CERI*, n°15, avril.
- Hieke H. (1997), « Balance of Payments Constrained Growth: A Reconsideration of the Evidence for the U.S. Economy », *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, issue 3, p. 313-325, *in JSTOR*.
- Drud Hansen J. et Virmantas K. (2004), « Balance of Payments Constrained Economic Growth in the Baltics », Vilnius University.
- Legrand E., « L'équilibre macroéconomique keynésien », Chapitre III, IUFM d'Auvergne/Université de Rennes, Préparation aux concours du professorat d'économie et gestion.
- McCombie John S.L. (2011), « Criticisms and defences of the Balance of Payments Constrained Growth model: some old, some new », *PSL Quarterly Review*, vol. 64, issue 259, 353-392.
- McCombie John S.L., « Economic Growth and the Balance of Payments Constraint », Director, Cambridge Centre for Economic and Public Policy, University of Cambridge.
- Mehmood Mirza F. et Mazhar U. (2012), « Is Pakistan's Economic Growth Balance of Payments Constrained? », *J. Asian Dev. Stud.*, vol. 1, issue 4.
- Moreno-Brid J.C. (1999), « Mexico's Economic Growth and the Balance of Payments Constraint: A cointegration Analysis », *International Review of Applied Economics*, vol. 13, issue 2 (publié en ligne en 2010).
- Moudud Jamee K. (2000) « Harrod versus Thirlwall : A Reassessment of Export-Led Growth », Faculty member, Department of Economics, Sarah Lawrence College, and Research Associate, The Jerome Levy Economics Institute of Bard College.
- Nura. H. Mohammed and Umar. U. Umar (2016), « An Empirical Analysis of India's Balance of Payments (1970-2014) », International Science Press, IJCTA, 9(37), p. 29-42.
- Ozturk I. et Acaravci A. (2009), « An application of Thirlwall's law to the South African economy: Evidence from ARDL bounds testing approach », *Full Length Research Paper*, FEAS, Turkey.
- Palissy Chassem N. (2011), « Thirlwall's Hypothesis : the case of countries of the Franc Zone », Institut sous-régional de statistique et d'économie appliquée (ISSEA), Munich PersonalRePEc Archive (MPRA), 31 mars.

- Palissy Chassem N. (2011), « Thirlwall's hypothesis: the case of countries of the Franc Zone », ISSEA, *in revue MPRA*.
- Phumma N. (2015), « Balance of Payments Constrained Growth in Thailand during 1980-2010: Empirical Evidences and Long-term Policy Considerations », *Thammasat Review of Economic and Social Policy*, vol. 1, issue 1, Thailand, December.
- Razmi A. (2005), « Balance of Payments Constrained Growth Model: The case of India », University of Massachusetts, Amherst.
- Solhi S. (2006), « Libéralisation financière et croissance économique au Maroc : essai de modélisation », 13th Annual Conference of Economic Research Forum, Kuwait, Décembre.
- Sportelli M., Celi G. (2007), « Harrod's dynamics and the Kaldor-Thirlwall Export-led Growth », Centro di Economia del Lavoro e di Politica Economica, University of BARI, *Discussion Paper* 104, Italy.
- Sumra S. (2016), « Model with Sustainable Debt Accumulation Thirlwall A.P. (2011), « Balance of Payments Constrained Growth Models: History and Overview », University of Kent, KDPE, Mai.
- Tremblay R., « Le rôle des exportations dans la croissance économique des régions et des pays », Note de recherche, Département de Sciences économiques Université de Montréal, Québec.
- Vasilev B. (2008), « Balance of Payments Constrained Growth in the case of the Bulgarian economy : an empirical study », School of Sustainable Development of Society and Technology/Division of Economics, Malardalen University.
- Zhu A. et Kotz David M. (2010), « The Dependence of China's Economic Growth on Exports and Investment », Tsinghua University of China and University of Massachusetts Amherst of USA.

Rapports

- Bank Al-Maghrib (2015), « Rapport annuel sur l'exercice 2014 », juin.
- Bank Al-Maghrib (2013), « Rapport annuel sur l'exercice 2012 », juin.
- Direction des études et des prévisions financières (1997), « La compétitivité économique du Maroc dans le nouveau contexte de libéralisation des échanges », Ministère de l'Economie et des Finances, janvier.
- Ministère de l'Economie et des Finances (2013), « Compétitivité des exportations marocaines : quel bilan ? », Direction des études et des prévisions financières, mai.
- Office des changes (2010), « Rapport annuel ».
- Office des changes (2014), « Rapport annuel ».

Rôle de l'investissement directs étranger dans la promotion de la production, l'export et la qualité de l'emploi au Maroc

Le cas de l'automobile



Le présent article propose un cadrage théorique de la question des retombées de la présence d'entreprises étrangères sur un certain nombre d'indicateurs économique et sociaux, notamment la croissance et l'emploi. A la lumière des développements analytiques, qui proposent des effets indéterminés et personnalisés selon le cas, notre travail a essayé d'évaluer le rôle de la présence des IDE dans le secteur automobile sur la croissance et la qualité de l'emploi au Maroc. Pour y parvenir, nous nous sommes reposés sur un cadre d'analyse input-output, pour la croissance, et l'analyse des données de la CNSS de 115 entreprises de 50 salariés et plus. Le bilan s'est avéré positif pour ce qui est de la croissance. Cependant, les

retombées sur les autres branches restent limitées. Pour ce qui est de la qualité de l'emploi, les analyses indiquent un impact positif sur le salaire, le nombre de jours moyens travaillés, la qualité dans l'ensemble.

Par Aomar IBOURK, Professeur à l'Université Cadi Ayyad de Marrakech et Senior Fellow au Policy Center for the New South et Tayeb GHAZI, Economiste au Policy Center for the New South

Introduction : cadrage théorique

Le rôle central de l'investissement pour les économies n'est plus à argumenter. Il s'agit d'un facteur déterminant de la production et de sa croissance, mais aussi du perfectionnement de ses processus. Ceci grâce à son impact positif, *a priori*, sur les techniques de production et sur la productivité, sous-jacente, qui découle des façons d'association de facteurs de production dans des proportions données et qui capturent ici des concepts tels que le progrès technique, l'innovation ou encore les rendements d'échelle.

Cette idée existait même à l'époque de l'Homme ancien qui avait compris que la fabrication d'outils – donc l'investissement ou la formation de capital physique – et leur utilisation sont essentiels pour subvenir à leurs besoins ou, au moins, le faire de manière plus libératoire en temps et en effort, donc plus productive.

Dans les sociétés d'aujourd'hui, il est admis que le développement économique et la croissance proviennent de l'accroissement de la productivité qui permet, par conséquent, la réallocation des facteurs entre les secteurs et, parfois, la création de secteurs nouveaux. Il est aussi admis que l'investissement est un facteur central pour cet accroissement de la productivité.

De même, l'investissement direct étranger, composant de l'investissement privé, est perçu aujourd'hui, dans cette ère de mondialisation, non seulement comme complément de l'investissement domestique, mais aussi comme vecteur de transfert de technologie et de pratique efficiente, porte d'accès au marché étrangers et d'insertion dans les chaînes de valeurs mondiales et catalyseur des marchés domestiques des produits, du travail et des capitaux (Blomstrom et Kokko, 1996 ; Fortanier, 2007).

Or, cette perception ne se trouve pas toujours du fait du bilan des effets de l'investissement direct étranger (IDE) oscillant entre le positif et le négatif. La liste du

positif comprend les principaux avantages de l'IDE pour un pays d'accueil, à savoir le transfert de ressources en capitaux et technologies, les créations directes et indirectes de richesse et d'emplois, l'alimentation de la balance des paiements et le renforcement de la compétitivité et la croissance. En revanche, l'avènement d'IDE peut s'accompagner d'effets adverses sur une ou toutes ces grandeurs : la croissance, l'emploi, la concurrence au niveau domestique ou encore sur la balance des paiements.

Considérant le transfert de capitaux, technologies et pratiques managériales et de marketing, l'IDE peut être perçu comme un stimulateur de la croissance économique des économies d'accueil, notamment celles en développement pour lesquelles de telles ressources ne seraient pas disponibles autrement, ou du moins ne le seraient qu'à terme. Si les flux de capitaux peuvent n'avoir qu'un effet à court terme susceptible de s'arrêter ou de s'inverser, l'impact des transferts de technologie – parfois incarnés dans le capital – de l'IDE sur la productivité peut être durable. Azeroual (2016) constate que les IDE français au Maroc ont eu un impact positif sur la productivité totale des facteurs entre 1980 et 2012. De même, un rapport de FEMISE, publié en 2008, indiquait que la présence étrangère s'accompagne d'un accroissement de la productivité apparente du travail des firmes locales, l'effet étant significatif.

Dans les pays à capital relativement rare mais à main-d'œuvre abondante, la création des possibilités d'emplois a été l'un des impacts des IDE les plus identifiés par la littérature. Les effets sur l'emploi sont à la fois directs et indirects, par la création d'activités nouvelles ou/et par l'entraînement d'activités domestiques. De par leur nature multinationale, les IDE sont susceptibles d'avoir un accès plus facile aux marchés étrangers ce qui favoriserait *in fine* les exportations des économies hôtes tout en offrant des emplois. Aussi, en s'approvisionnant auprès d'entreprises domestiques en produits à incorporer dans le produit final des entreprises multinationales, des emplois supplémentaires seraient créés indirectement, et l'activité économique serait encouragée. Encore, les entreprises multinationales peuvent donner aux entreprises nationales la possibilité d'accéder à de nouveaux marchés et donc contribuer

à renforcer la croissance, les exportations et l'emploi dans le pays hôte.

Or, les emplois créés par les IDE ne représentent pas toujours des ajouts nets d'emplois. Dans le cas des IDE à caractère concurrent vis-à-vis des entreprises locales, les emplois créés par les investissements étrangers peuvent être compensés par des emplois perdus dans les entreprises locales. Ces dernières, en raison du gap d'efficacité et de rendement, peuvent perdre des parts de marché au profit de leurs concurrents étrangers et quitter le marché si les écarts de coûts sont à même de ramener les prix à des niveaux ne permettant pas la couverture de charges variables des locaux. Un tel effet adverse peut survenir à cause de pratiques malsaines comme la subvention des coûts sur le marché d'accueil des filiales par les entreprises-mères. Ceci, au-delà de l'effet d'éviction à l'égard des entreprises locales, peut nuire à la concurrence, créer des situations de concentration et réduire le bien-être des consommateurs locaux.

Pour ce qui est de la balance des paiements, trois conséquences potentielles peuvent survenir sous l'effet de l'IDE. Premièrement, un effet positif sur le compte-capital du pays d'accueil suite à l'afflux initial de capitaux. En cas de sortie de revenus de la filiale étrangère vers sa société-mère, les montants de fonds sont portés au débit du compte de capital. Si les entrées revêtent un caractère ponctuel, les sorties peuvent être plutôt régulières. Un deuxième type d'effet sur la balance des paiements est tributaire de la relation IDE/importations. Si l'IDE se substitue aux importations de biens ou de services, il peut améliorer le compte courant de la balance des paiements du pays hôte. Si par contre une entreprise étrangère importe un nombre important d'intrants, le montant équivalent s'ajoutera à la partie débit du compte courant de la balance des paiements du pays hôte. Un troisième effet potentiel pour la balance des paiements du pays d'accueil se produit lorsque les multinationales utilisent une filiale étrangère pour exporter des biens et des services vers d'autres pays.

Le tableau suivant est un essai de synthèse de la balance des avantages et des coûts potentiels de l'IDE pour un pays d'accueil.

Avantages	Coûts
Effets sur la croissance et la productivité	
Transfert de ressources en capitaux, technologies et pratiques de gestion et de commercialisation Accès au marché mondial, aux biens intermédiaires et équipement appropriés Promotion de la concurrence intérieure, allocation plus efficace des ressources et pousse des économies d'échelle Stimulation des investissements en capital et en R&D	Perte de parts de marché des entreprises locales à cause du gap d'efficacité et de rendement Apparence de situations de concentration et réduction du bien-être des consommateurs locaux
Effets sur l'emploi	
Opportunités d'emplois associés à l'investissement nouveau Effet d'entraînement sur l'activité domestique Accès aux nouveaux marchés par les locaux	Substitution aux entreprises locales
Effets sur la balance des paiements	
Afflux initial de capitaux Substitution aux importations de biens ou de services Exportation des biens et des services	Sortie de revenus de la filiale étrangère vers sa société-mère. Import d'importants volumes d'intrants de l'étranger

A la lumière de ces développements analytiques, notre travail essaiera d'évaluer le rôle de la présence d'IDE dans le secteur automobile sur la croissance et la qualité de l'emploi au Maroc. Avant d'y arriver, nous présentons brièvement la politique marocaine en matière d'attraction de l'investissement étranger et enchaînons avec l'établissement du profil de l'investissement direct étranger au Maroc. Nous nous consacrons par la suite à l'évaluation des effets d'entraînement sur l'activité intérieure. Finalement, nous évaluons l'emploi dans la chaîne de valeur de l'automobile, secteur dominé par les entreprises étrangères.

IDE et conditions locales : une relation entre attraction et spillovers

Hormis les liens analytiquement établis, la plupart des études empiriques sur le Maroc font pencher la balance au profit des avantages. Or, ces avantages potentiels ne sont pas automatiquement réalisés dans une économie d'accueil. Bouoiyour et Toufik (2007) montrent que dans le cas marocain ces effets positifs requièrent

le développement d'une main-d'œuvre qualifiée. Les facteurs qui entravent la pleine réalisation des avantages des IDE dans certains pays en développement comprennent, à côté du capital humain (niveau de l'enseignement général et de la santé), le niveau technologique des entreprises du pays d'accueil (1), le niveau d'ouverture aux échanges commerciaux, le niveau de la concurrence locale et l'adéquation des cadres réglementaires, etc. (Azeroual, 2016 ; Bouoiyour et Toufik, 2007 ; Bouoiyour *et al.*, 2009).

Il faut distinguer ces facteurs du renforcement (ou de l'atténuation) des avantages des IDE sur les économies d'accueil en développement, des facteurs influençant les entrées des IDE, comme il se trouve des interactions entre les deux familles de facteurs à l'image de la disponibilité de main-d'œuvre qualifiée, de l'ouverture aux échanges commerciaux ou de l'adéquation des cadres réglementaires.

(1) Bouoiyour *et al.* (2009) citent l'exemple des IDE dans les secteurs de haute technologie qui apparaissent comme des cathédrales dans le désert sans effets d'entraînement sur le tissu productif local, ne produisant pas de transfert technologique et managérial.

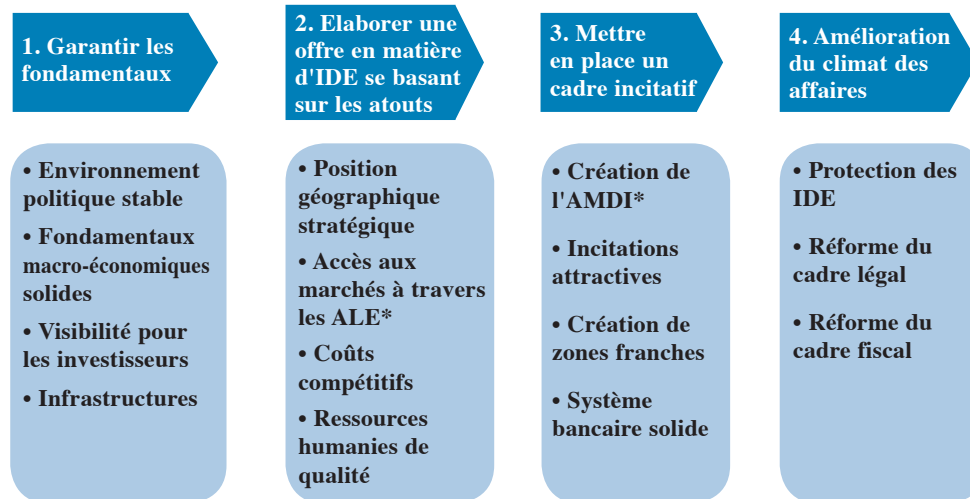
Facteurs orientant le choix de la destination des investissements directs étrangers (IDE)

Motifs	Projets	% des projets IDE	Entreprises	% des entreprises
Potentiel de croissance du marché intérieur	51	40,1	48	41,7
Proximité des marchés ou des clients	37	29,1	34	29,6
Contexte des réglementations ou des affaires	31	24,4	28	24,3
Disponibilité d'une main-d'œuvre qualifiée	30	23,6	28	24,3
Coûts réduits	20	15,7	19	16,5
Infrastructures et logistique	12	9,4	11	9,6
IPA ou soutien du gouvernement	8	6,3	7	6,1
Groupement industriel/masse critique	8	6,3	8	7,0
Attrait/qualité de vie	5	3,9	4	3,5
Compétences linguistiques	5	3,9	5	4,3
Autre motif	11	8,7	11	9,6

Source : fDi Markets (www.fdimarkets.com), dans *Annuaire IEMed de la Méditerranée*, 2017.

Ceci étant, le Maroc a fait le pari d'une stratégie d'attraction et de capitalisation autour de quatre axes, comme illustrés ci-dessous :

Pilier d'attraction de l'investissement étranger au Maroc



Source : *Invest in Morocco*, 2011.

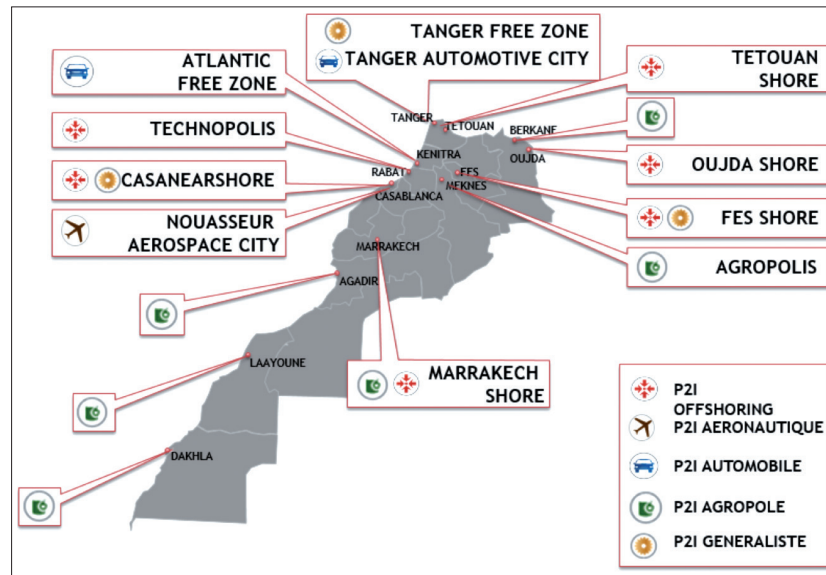
* ALE : Accord de libre-échange ; AMDI : Agence marocaine de développement des investissements.

En plus de ces mesures transversales, l'industrie automobile a bénéficié de mesures spécifiques, y compris la « subvention » du montant d'investissement, le soutien à la formation conformément aux exigences des opérateurs du secteur (2), l'appui au marketing et aux relations publiques ainsi qu'une offre immobilière adaptée, notamment la création de plateformes

industrielles intégrées offrant des services généraux tels que les télécommunications, les services bancaires et de santé, les services logistiques et d'ingénierie avancés et des programmes de formation.

(2) Ce soutien inclut la création des Instituts de formation aux métiers de l'industrie automobile (IFMIA).

Plateformes industrielles intégrées (P2I)



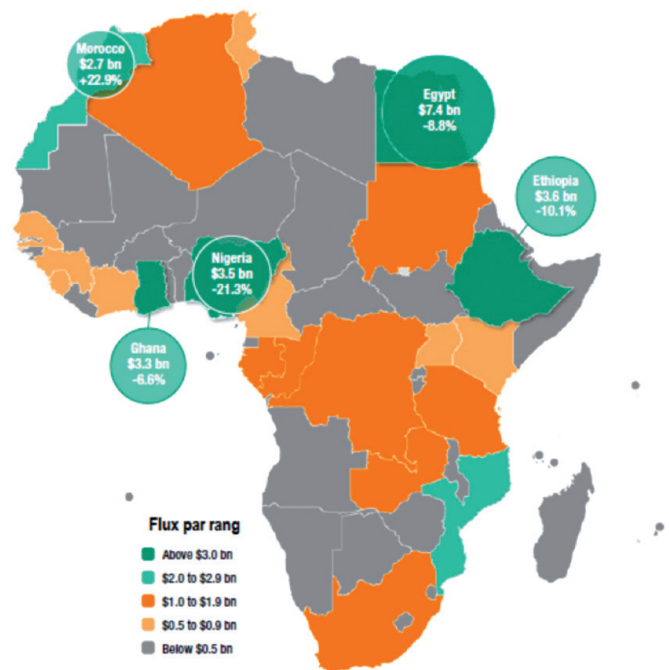
Source : Invest in Morocco, 2011.

Profil de l'investissement direct étranger au Maroc

Les différentes mesures mentionnées brièvement plus haut ont permis l'amélioration du cadre général des affaires, relativement au pays voisin (Algérie, Tunisie et Egypte). Le Maroc, qui était 128^e du classement général Doing Business en 2010, est aujourd'hui 60^e et 2^e de la région Moyen-Orient et Afrique du Nord. Il était par ailleurs la 5^e des principales destinations d'IDE en Afrique en 2017 avec 2,7 milliards de dollars (l'Égypte 1^{re} avec 7,4 milliards de dollars, l'Éthiopie 2^e avec 3,6 milliards, le Nigéria 3^e avec 3,5 milliards et le Ghana 4^e avec 3,3 milliards) et la seule destination qui ait enregistré une augmentation de l'IDE entre 2016 et 2017. Il n'en demeure pas moins que cette hausse est survenue après une chute de 33 % entre 2015 et 2016, la première depuis 2010 (Office des changes).

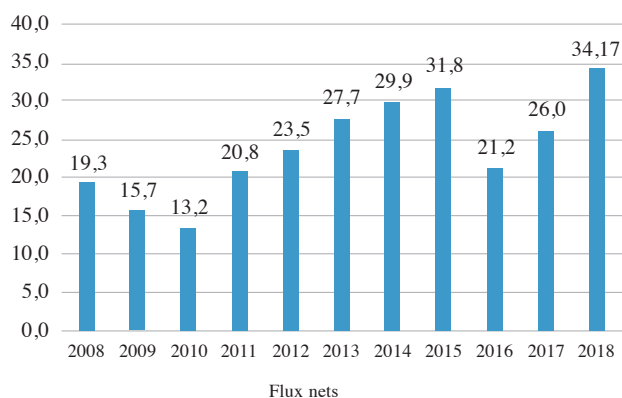
En termes d'évolution, le flux net d'IDE au Maroc a tracé une tendance positive et haussière depuis 2010. De ce fait, le stock des investissements directs étrangers s'est accru depuis à un rythme accéléré pour se situer autour de 589,7 milliards de dirham fin 2017. Les titres de participation et les parts de fonds communs de placement y contribuent pour environ 91%.

Flux d'IDE, les cinq principales économies africaines d'accueil, 2017



Source : Rapport de la CNUCED sur l'investissement dans le monde, 2018.

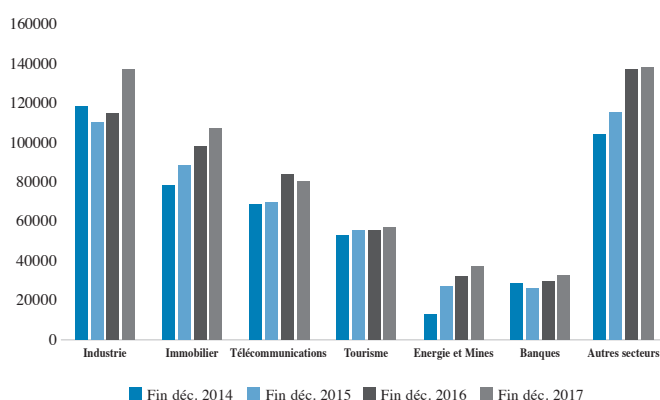
IDE, 2008-2018 (flux nets, en milliards de dirhams)



Source : Office des changes (données provisoires pour 2018).

Pour ce qui est des secteurs-cibles des IDE, les données indiquent que l'industrie occupe la première position avec un encours de 137,8 milliards de dirhams en 2017, l'immobilier est 2^e (107,1 milliards de dirhams), les télécommunications sont 3^e (80,5 milliards), et le tourisme est 4^e (56,7 milliards). Ces quatre secteurs représentent près de 64,8 % du stock d'IDE étrangers au Maroc. En termes

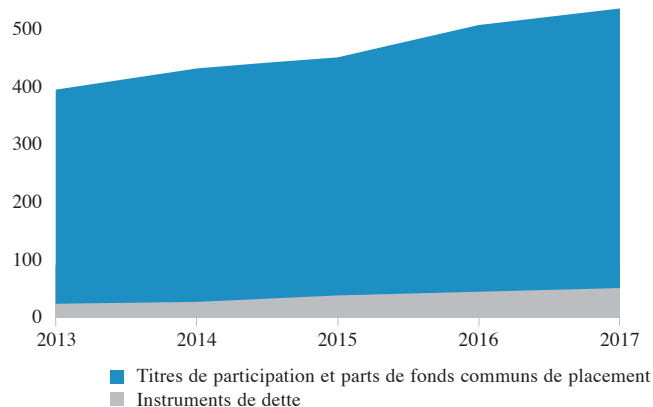
Stock des IDE sur les principaux secteurs d'activité (en millions de dirhams)



Source : Office des changes.

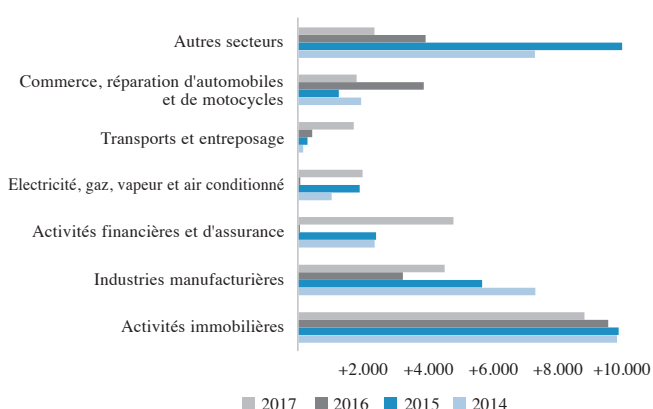
Relativement à la répartition régionale, il s'avère que la région de Casablanca représente à elle seule 37,94 % de tous les projets, ou l'équivalent de 44 % de toutes les entreprises qui réalisent des IDE au Maroc. Tanger-

Evolution du stock des IDE (en milliards de dirhams)



de flux, les entrées ont enregistré un plus de 26 milliards de dirhams. Le secteur de l'immobilier est celui qui a bénéficié le plus de ces entrées d'IDE (34,1 % du total), suivi des activités financières et d'assurance (18,4 %) et du secteur des industries manufacturières (17,2 %). Cela veut dire que ces trois secteurs s'accaparaient les deux tiers des flux d'IDE en 2017.

Flux des IDE sur les principaux secteurs d'activité (en millions de dirhams)



Tétouan est la deuxième région, avec 129 projets sur 817, mais elle est première en investissement total qui avoisine 120 milliards de dirhams.

Composition des IDE par région de destination

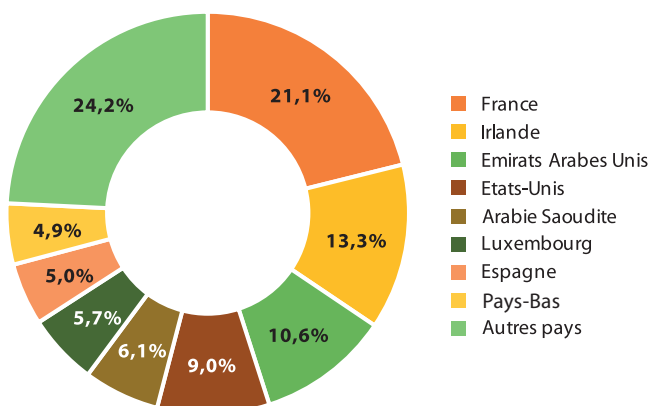
Région de destination	Nb de projets	Nb de sociétés	Emplois créés		Investissement de capitaux	
			Total	Moy.	Total (m. €)	Moy. (m. €)
Casablanca	310	283	50 598	163	9 381,3	30,3
Tanger-Tétouan	129	113	60 454	468	11 824,1	91,7
Rabat-Salé-Zemmour-Zaër	64	55	22 058	344	4 496,8	70,2
Marrakech-Tensift-El Haouz	37	35	14 802	400	3 840,6	103,8
Souss-Massa-Drâa	21	20	3 327	158	863,8	41,1
Gharb-Chrarda-Béni Hssen	15	12	10 091	672	953,6	63,6
Fès-Boulemane	10	9	1 692	169	542,3	54,2
Laâyoune-Boujdour-Sakia El Hamra	9	7	1 045	116	861,8	95,8
Oriental	8	7	786	98	770,5	69,3
El Jadida	6	6	676	112	1 596,5	266,1
Autres régions de destination	34	31	20 563	604	4 152,1	122,1
Non spécifiées	174	170	45 655	262	16 017,3	92
Total	817	641	231 747	283	55 300,8	67,7

Source : Annuaire IEMed. de la Méditerranée, 2017.

Concernant la ventilation des IDE par origine, il y a lieu de constater la domination de la France avec une part d'environ 35 % dans l'ensemble du stock, soit un encours de 207,2 milliards de dirhams en 2017. Les Emirats Arabes Unis sont seconds avec environ 125,5 milliards, l'Espagne est troisième avec 50 milliards. Ces trois pays concentrent à eux seuls près des deux tiers du stock

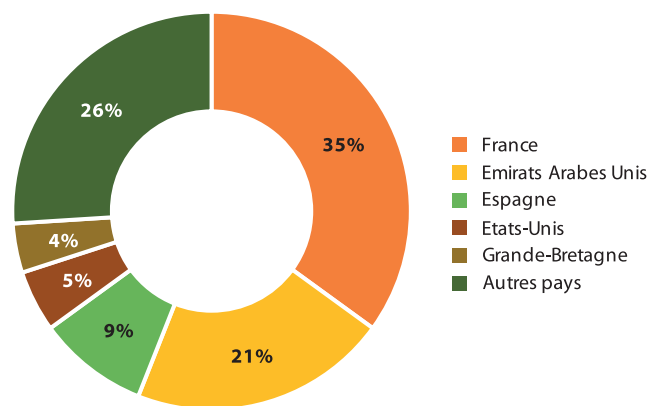
des IDE en 2017. Pour ce qui est des flux, la France demeure le principal pays de provenance en 2017 avec 5,5 milliards de dirhams, suivie de l'Irlande avec 3,5 milliards et les Emirats Arabes Unis avec 2,8 milliards. Ces trois pays représentaient 45 % du total des entrées d'IDE en 2017.

Ventilation du stock des IDE par pays, 2017



Source : Office des changes.

Ventilation du flux des IDE par pays, 2017

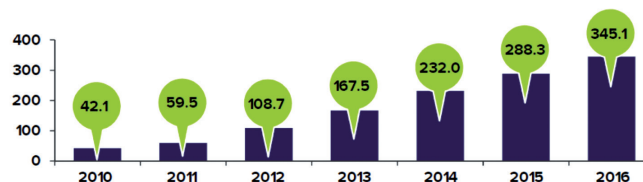


Le capital étranger: un élément central dans l'histoire du développement du secteur automobile au Maroc

Depuis son établissement au Maroc, l'industrie automobile a bénéficié de l'expertise et du capital étrangers. En effet, dès la promulgation du dahir relatif à la création de la SOMACA (Société marocaine de construction automobile), la société a bénéficié de l'expertise et de l'assistance technique des constructeurs italiens Fiat et Simca, qui détenaient chacun 20 % des parts de la société. Les premières voitures (3) produites par la société en 1962 l'ont été grâce à cette aide italienne (DEPF, 2015). Un peu plus tard dans son histoire, l'assemblage des modèles Renault 4 et Renault 16, constructeur français qui détenait alors 8 % des parts de la SOMACA, après la signature d'un accord entre Renault et SOMACA, portait la production totale à 10 000 véhicules en 1968. Puis, lorsque la production automobile au Maroc touchait un bas historique de seulement 8 482 véhicules en 1995, c'est la signature d'une convention portant sur la production de voitures économiques avec le groupe Fiat Auto S.P.A. et de deux conventions avec PSA Peugeot-Citroën et Renault pour le montage de véhicules utilitaires légers [économiques] bon marché qui relançait le secteur.

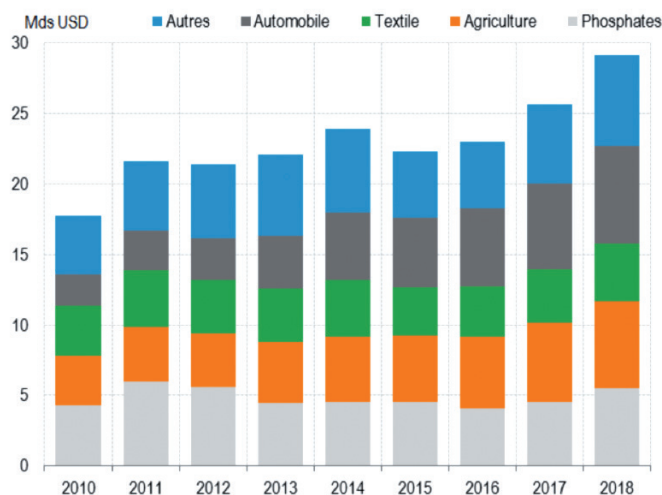
Lorsque Renault est devenu actionnaire majoritaire de la SOMACA en 2005 et seul fabricant sur le marché (DEPF, 2015), le secteur s'est inscrit dans un nouvel élan. Le secteur, qui produisait 17 400 unités en 2000, a vu sa production grimper à environ 345 000 en 2017, traduisant une croissance importante depuis plus d'une décennie, avec un rythme de croissance annuel à deux chiffres en termes d'investissement et d'exportation à même de permettre au secteur d'occuper le rang de premier exportateur avec une part d'environ 24,1% des exportations totales du pays en 2018. Cette croissance a permis aussi au Maroc de devenir le deuxième plus grand producteur automobile d'Afrique avec une part de 45 % (2016), après l'Afrique du Sud, 48 % (OICA, 2017).

Production de véhicules, 2010-2016 (en milliers)



Source : BMI.

Exportations du secteur automobile 2010-2018 (en milliards de dollars)



Source : Office des changes.

Cette dynamique traduit les efforts déployés en faveur du secteur de l'automobile au Maroc (4), mais surtout la délocalisation de certaines entreprises françaises et espagnoles leaders ainsi que la hausse des investissements industriels des fournisseurs de premier et deuxième rangs suite à l'extension des capacités de production de l'usine Renault Tanger-Med.

(3) Quatre modèles de Fiat et deux modèles de Simca.

(4) Par exemple les mesures spécifiques au sein des zones franches qui offrent aux entreprises du secteur plusieurs avantages, tels que l'exonération de la TVA et des droits de douane, ou la modernisation des infrastructures et la création de centres de formation dédiés.

Evaluation des retombées de l'automobile sur les autres activités économiques au Maroc : l'apport du cadre d'analyse *input-output*

Lorsque Wassily Leontief élaborait, à la fin des années 30, le cadre de l'analyse *input-output*, son objectif était de donner une image des interconnexions, pendant le processus de production, entre les différents secteurs d'une économie (Miller et Blair, 1985 et 2009 ; Górska, 2015).

Dans le cadre d'analyse *input-output*, la production d'une industrie (secteur) particulière a deux types d'effets économiques sur les autres secteurs de l'économie. Le premier concerne la connexion de l'industrie avec ses fournisseurs dans le secteur même ou dans d'autres secteurs. Cet effet est connu sous le nom de « lien en amont ». Le second concerne le lien entre l'industrie et ses clients dans le secteur même ou dans d'autres secteurs. Le terme « lien en aval » est

utilisé pour désigner ce type d'interconnexion (Miller et Blair, 2009 ; Temurshoev et Oosterhaven, 2014).

L'évaluation des liens en amont et en aval pour une industrie permet ainsi d'apprécier ses retombées sur le reste d'une économie. Ceci nécessite la construction d'une matrice *input-output* puis le calcul de ce que l'on appelle la matrice inverse de Leontief, comme nous l'expliquerons ci-après.

Le modèle Leontief

Dans le modèle *input-output*, la production totale d'une industrie est égale à la somme des demandes interindustrielles et de la demande finale de ses biens et services. Par conséquent, si l'économie est divisée en n secteurs, et si on indique par X_i la production totale du secteur i et par Y_i la demande finale totale du produit du secteur i , on peut écrire :

$$X_i = z_{i1} + z_{i2} + \dots + z_{ii} + \dots + z_{in} + Y_i$$

Conformément à cette identité, la table *input-output* est utilisée pour enregistrer les entrées de chaque secteur depuis les autres en colonne et les sorties vers les autres secteurs en ligne.

Table *input-output*

	Secteurs demandeurs							Demande finale (Y)	Output total (X)
	1	2	.	i	.	n			
Secteurs fournisseurs	1	z_{11}	z_{12}	.	z_{1i}	.	z_{1n}	Y_1	X_1
	2	z_{21}	z_{22}	.	z_{2i}	.	z_{2n}	Y_2	X_2

	i	z_{i1}	z_{i2}	.	z_{ii}	.	z_{in}	Y_i	X_i

	n	z_{n1}	z_{n2}	.	z_{ni}	.	z_{nn}	Y_n	X_n
Secteurs des paiements	Valeur ajoutée	V_1	V_2	.	V_i	.	V_n	V	
Dépenses totales (X)		X_1	X_2	.	X_i	.	X_n	X	

Source : Miller and Blair, 1985.

Le rapport entre la demande intermédiaire interindustrielle z_{ij} et la production totale de l'industrie j (X_j) est appelé coefficient technique et est désigné par :

$$a_{ij} = z_{ij} / X_j$$

Cette notation nous ramène à réécrire la première équation comme suite :

$$X_i = a_{i1}X_1 + a_{i2}X_2 + \dots + a_{ij}X_j + \dots + a_{in}X_n + Y_i$$

Dans les formes matricielles, l'équation ci-dessus devient :

$$X = AX + Y$$

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1i} & \dots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2i} & \dots & a_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & a_{ni} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \dots \\ X_n \end{bmatrix}, Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_n \end{bmatrix}$$

Ce qui nous ramène à écrire : $(I-A)X = Y$

Si $|I-A| \neq 0$, nous aurons : $X = (I-A)^{-1}Y$

Où $(I-A)^{-1}$ ou (l_{ij}) est connu sous le nom de matrice inverse de Leontief.

Maintenant que la matrice inverse de Leontief est obtenue, nous pouvons obtenir les liens en amont et en aval.

Les liens en amont (BL) sont décrits comme la somme des colonnes de la matrice inverse de Leontief :

$$BL_j = \sum_{i=1}^n l_{ij}$$

Les liens en aval (FL) sont décrits comme la somme des lignes de la matrice inverse de Leontief :

$$FL_i = \sum_{j=1}^n l_{ij}$$

Données

A noter que notre matrice *input-output* de l'année 2015 a été élaborée à partir des matrices de ressources et des emplois du Haut-Commissariat au Plan. Le passage à des matrice *input-output* requiert le traitement des

marges de commerce et de transport, des impôts, taxes et subventions appliqués sur les différentes branches au niveau des matrices de ressources et des emplois afin d'obtenir une matrice des emplois aux prix de base.

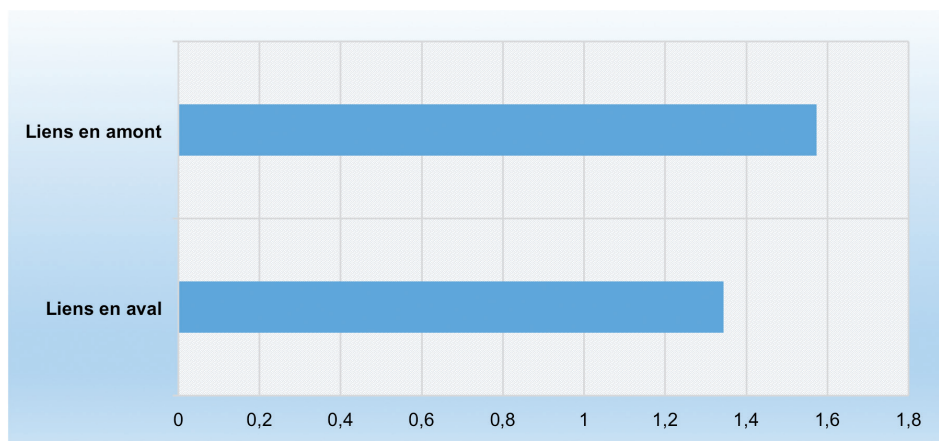
Résultats

Après calcul, il s'est avéré que le secteur de l'automobile a des liens importants en aval, puisqu'une augmentation généralisée de la demande finale de tous les biens dans l'économie d'une unité nécessiterait l'augmentation de l'*output* de l'industrie automobile d'environ 1,34 unité. Les liens en amont le sont aussi alors qu'une augmentation de la demande finale envers ses biens de 1 unité se traduira par un effet multiplicateur d'environ 1,57 sur la production totale de l'économie, *via* un effet d'entraînement de la demande sur l'économie. Cependant, il s'agit d'un effet qui se produit essentiellement à l'intérieur de l'industrie elle-mêmes, traduisant des retombées encore limitées de et vers les clusters connexes (aéronautique, métallurgie, technologie de production). D'ailleurs, le lancement, dans le cadre du Plan d'accélération industrielle 2014-2020, des écosystèmes (5) vient entre autres pour accroître ces retombées.

En pourcentage, nos résultats indiquent qu'environ 79 % de l'effet d'entraînement est capté par les acteurs de l'industries. Certaines industries de soutien captent l'essentiel du reste comme la fabrication de machines et d'appareils électriques et électroniques qui compte pour 4,5 % de l'effet total. Les industries du caoutchouc et des plastiques, la métallurgie et le travail des métaux captent tous les trois de 4,1 % de l'effet. Pour ce qui est des services, le commerce et la réparation comptent pour 2,8 %, les activités financières et assurances 1,3 % et l'immobilier 1,8 %.

(5) Cinq écosystèmes automobiles ont été lancés par l'État, en partenariat avec l'AMICA.

Les liens en amont et en aval de l'industrie automobile au Maroc



Source : calcul des auteurs, HCP, 2015.

Qualité de l'emploi dans la chaîne de valeur automobile

Un autre aspect des retombées de l'activité du secteur automobile réside dans la création d'emplois, notamment de qualité. En se basant sur les données relatives à 115 entreprises de 50 salariés et plus affiliées à la CNSS exerçant dans la chaîne de valeur du secteur automobile, soit près de 2 % du total des établissements de 50 salariés et plus, tous secteurs confondus, nous

avons pu identifier les caractéristiques des emplois d'environ 62 874 salariés en 2016.

Une première caractéristique est la concentration de l'emploi dans les entreprises de 200 salariés et plus qui occupent 86 % du total des salariés observés. Ce constat peut témoigner de la qualité des emplois de la CV du secteur automobile au Maroc (généralement, les grandes entreprises ont davantage tendance à avoir des emplois syndiqués, mieux rémunérés et déclarés à la sécurité sociale).

Structure de l'emploi dans la CV du secteur automobile par taille de l'entreprise et par type d'activité (en %)

	50-99 salariés	100-199 salariés	200 salariés et plus	Total
Commerce de gros d'équipements automobiles	25,8	29,3	32,6	32,0
Commerce de voitures et de véhicules automobiles légers	20,8	28,7	5,1	8,0
Construction de véhicules automobiles	4,7	5,1	17,6	15,8
Entretien et réparation de véhicules automobiles	29,5	20,7	7,4	9,8
Fabrication d'autres équipements automobiles	9,2	5,0	37,3	33,0
Fabrication d'équipements électriques et électroniques automobiles	2,4	–	–	0,1
Fabrication de carrosseries et remorques	7,6	11,2	–	1,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Les auteurs, sur la base du fichier des déclarations de salaires à la CNSS (2016).

Une deuxième caractéristique est que près des deux tiers des salariés exercent dans des entreprises ayant pour activité principale la « fabrication d'autres équipements

automobiles » et le « commerce de gros d'équipements automobiles », l'écosystème « câblages » étant le premier employeur dans la chaîne de valeur du secteur automobile.

Structure des entreprises et des emplois dans la CV du secteur automobile par type d'activité

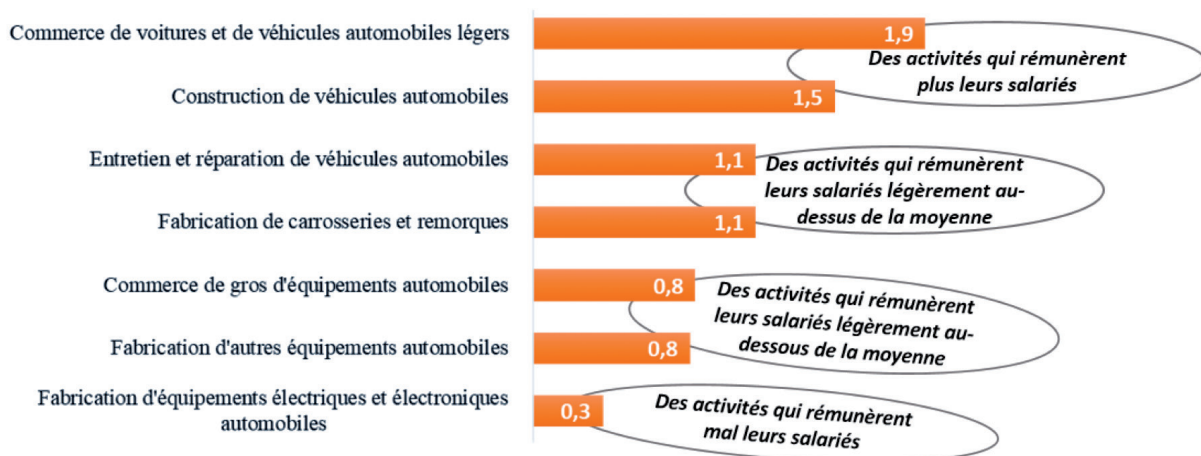
	Entreprises (%)	Emploi (%)
Commerce de gros d'équipement automobiles	25,2	32,0
Commerce de voitures et de véhicules automobiles légers	22,6	8,0
Construction de véhicules automobiles	7,0	15,8
Entretien et réparation de véhicules automobiles	21,7	9,8
Fabrication d'autres équipements automobiles	15,7	33,0
Fabrication d'équipements électriques et électroniques automobiles	0,9	0,1
Fabrication de carrosseries et remorques	7,0	1,4
Total	100,0	100,0

Source : Les auteurs, sur la base du fichier des déclarations de salaires à la CNSS (2016).

Une autre caractéristique a trait aux conditions de travail dans la chaîne de valeur du secteur automobile. Les données de la CNSS indiquent que la durée moyenne de travail dans la chaîne de valeur du secteur automobile est estimée à 24,4 jours/mois, soit 1,2 fois la durée moyenne du travail tous secteurs confondus. Aussi, les salariés du secteur automobile sont parmi les mieux payés au niveau national : ils gagnent en moyenne

1,5 fois le salaire moyen des salariés du secteur privé formel, tous secteurs confondus. Cependant, certains segments payent moins leurs salariés que la moyenne nationale. Il s'agit du « commerce de gros d'équipements automobiles », de la « fabrication d'autres équipements automobiles » et de la « fabrication d'équipements électriques et électroniques automobiles ».

Rémunération dans la chaîne de valeur du secteur automobile par rapport au salaire moyen tous secteurs confondus



Source : Les auteurs, sur la base du fichier des déclarations de salaires à la CNSS (2016).

De même, l'emploi dans la chaîne de valeur du secteur automobile se caractérise par un niveau de qualification relativement élevé. Les emplois sans niveau d'éducation en sont quasiment absents, ne représentant que 1,3 % du total des emplois (contre 31,4 % au niveau national, enquête HCP).

Par ailleurs, le secteur automobile est l'un des secteurs qui se caractérisent par une plus grande régularité de l'emploi. Les emplois permanents représentent 84,6 % du total des emplois de la chaîne de valeur. Ce taux est plus élevé chez les femmes (88,9 %) que chez les hommes (82,1 %).

Les limites à l'extension des exportations et des emplois directs et indirects de la chaîne de valeur automobile

Malgré les avancées, il existe des entraves au développement du secteur au Maroc : les coûts logistiques, les coûts de l'énergie et de l'électricité, le manque d'informations sur le marché et l'accès aux marchés. Aussi, les entreprises de la chaîne considèrent le manque de financement comme un obstacle majeur. D'autres contraintes touchent un éventail plus large d'acteurs, limitant ainsi l'exploitation des opportunités d'exportation et, par transition, des emplois directs et indirects. La liste de ces contraintes inclut :

- l'accès au financement (coût du financement) ;
- l'accès aux machines et à la technologie ;
- la politique économique et réglementaire ;

- le manque d'informations sur la demande des marchés ;
- la réglementation du travail ;
- les compétences des travailleurs ;
- le transport à des fins d'exportation ;
- le coût des services aux entreprises ;
- la qualité et la disponibilité des matières premières.

Ces mêmes insuffisances pèsent sur la compétitivité qui souffre déjà d'étranglement transversaux à l'échelle de l'économie. Il s'agit, par exemple, de l'introduction de nouvelles technologies et de nouvelles lignes de produits, l'accès aux compétences et les coûts des services aux entreprises.

D'autres défis concernent :

- la baisse des perspectives du marché européen ;
- la lenteur des procédures administratives, la démultiplication des démarches et l'inefficacité du gouvernement par rapport à certaines questions comme la promotion de la collaboration ;
- l'amélioration de l'approvisionnement local en invitant plus de fournisseurs internationaux de second et troisième rangs ;
- le renforcement des capacités techniques et de gestion des PME marocaines afin qu'elles puissent délivrer aux fournisseurs internationaux de premier, second et troisième rangs ;
- l'augmentation du nombre et l'amélioration de la compétence des ingénieurs, des cadres intermédiaires et des techniciens qui ont suffisamment de connaissances et de savoir-faire, tant de la production de base que de la technique de gestion dans le secteur automobile ;
- l'encouragement de l'intégration locale.

Bibliographie

- Azeroual M. (2016), « Investissements directs étrangers au Maroc : impact sur la productivité totale des facteurs selon le pays d'origine (1980-2012) », CODESRIA, *Afrique et développement*, vol. XLI, n° 1, 2016, p. 191-213.
- Blomström M. and Kokko A. (1996), “Multinational Corporations and Spillovers”, *Working Paper Series in Economics and Finance* 99, Stockholm School of Economics.
- Blomström M. and Kokko A. (1997), “The impact of foreign investment on host countries: a review of the empirical evidence”, *Policy Research Working Paper*, 1745.
- Bouoiyour J., Hanchane H. and Mouhoud E.M. (2009), « Investissements directs étrangers et productivité : quelles interactions dans le cas des pays du Moyen-Orient et d’Afrique du Nord ? », *Revue économique*, vol. 60, n° 1, p. 109-132.
- Bouoiyour J. (2008), « L’ouverture améliore-t-elle les performances économiques des pays d’Afrique du Nord ? L’exemple du Maroc », *L’Année du Maghreb* [en ligne], IV | 2008, dossier : La fabrique de la mémoire.
- Bouoiyour J., Toufik S. (2007), *L’Impact des investissements directs étrangers et du capital humain sur la productivité des industries manufacturières marocaines*.
- Dabour N. (2000), “The Role of Foreign Direct Investment in Development and Growth in OIC Member Countries”, *Journal of Economic Cooperation* 21, 3 (2000) 27-55.
- Damoah K.A. (2017), « Les investissements directs étrangers au Maroc : compétitivité et dynamique », Secteurs stratégiques | Économie et territoire, *Annuaire IEMed. de la Méditerranée*, 2017.
- Fortanier F. (2007), “Foreign direct investment and host country economic growth: Does the investor’s country of origin play a role?”, *Transnational Corporations*, vol. 16, issue 2, p. 41-76.
- Gorska R. (2015), “Backward and forward linkages based on an input-output analysis – comparative study of Poland and selected European countries”, *Applied Econometrics Papers*, 2015, vol. 2, issue 1, 30-50.
- Kurtishi-Kastrati S. (2013), “The Effects of Foreign Direct Investments for Host Country’s Economy”, *European Journal of Interdisciplinary Studies*, vol. 5, issue 8, 2013.
- Laaboudi A., Tahraoui M. et Bouoiyour J. (2010), « Impact de la libéralisation commerciale sur le marché du travail (formel et informel), sur la productivité et sur les revenus : étude comparative Maroc-Tunisie », Research n° FEM31-21R.
- Milan S. (2018), “Importance and impact of foreign investment on the economic development of Bosnia and Herzegovina”, *Economics*, Vol. 6, issue 1, 2018.
- Miller R. and Blair P. (1985), *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Prentice-Hall, Inc, New Jersey.
- Miller R.E. and P.D. Blair (2009), *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Cambridge: Cambridge University Press, 2nd edition.
- Office des changes, *Rapports annuels : balance des paiements et position extérieure globale*.
- Samuelson P. and Nordhaus W. (1992), *Economic growth in the long run the most important factor in the economic success of nations*, McGraw-Hill.
- Temurshoev U. and J. Oosterhaven (2014), “Analytical and empirical comparison of policy-relevant key sector measures”, *Spatial Economic Analysis* 9, 284-308.