
DÉFICIT BUDGETAIRE ET CROISSANCE ECONOMIQUE AU MAROC

(1970 – 2018)

Une approche par la modélisation ARDL

HETTABI El Mostafa

Professeur à la faculté des Sciences Juridiques,
Economiques et Sociales
Université CADDI AYYAD
Marrakech

Résumé :

Cet article analyse, dans un modèle autorégressif à retards distribués (ARDL), l'impact du déficit budgétaire sur la croissance économique au Maroc durant la période 1970-2018, en intégrant d'autres variables jugées, théoriquement, d'une portée explicative importante. L'analyse effectuée montre que les relations de court terme et de cointégration retrouvées, présentent un effet négatif du déficit budgétaire à court terme et un effet non significatif à long terme sur la croissance économique. De même le crédit au secteur privé, dans cette période, semble maintenir un effet négatif sur la croissance du PIB dans les deux horizons.

Mots clés : Croissance économique, Déficit Budgétaire, Cointégration, Modèle ARDL.

JEL classification : E62, H62, C51, C32.

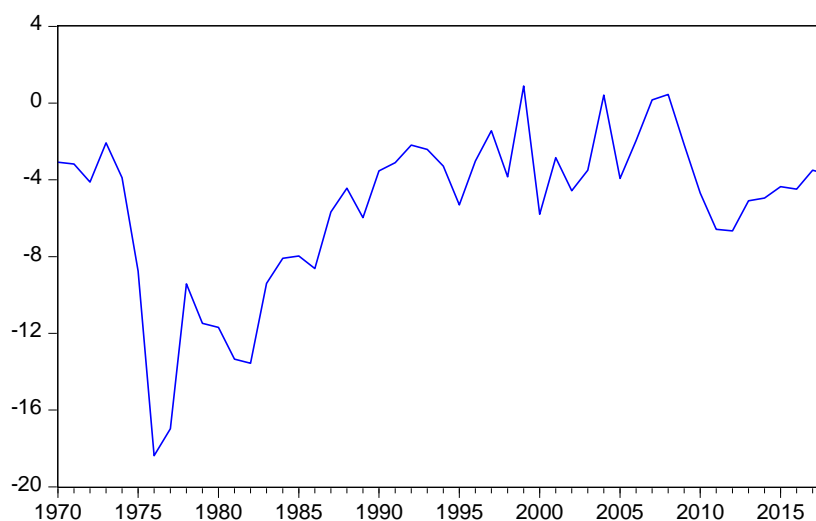
Introduction

Une des préoccupations les plus récurrentes, dans les débats économiques, est la nature de la relation entre le déficit budgétaire et la croissance économique. Cette relation tire son importance de la place primordiale qu'occupent les discussions sur l'équilibre budgétaire au sein de la théorie économique. Dans cette optique, le Maroc avait bien fourni des efforts en matière de discipline budgétaire. Des mesures visant à endiguer les dépenses et à augmenter les recettes, adoptées depuis 1983, ont permis de maîtriser le déficit et de stabiliser les niveaux d'endettement. Le déficit budgétaire a été ramené dès lors à un niveau inférieur à 10% du PIB et oscillait autour de 3% depuis le début des années 90, comme l'indique la *figure 1*. Cependant, la croissance n'a pas été substantiellement améliorée et les performances économiques semblent encore modestes.

Les déficits budgétaires affectent éventuellement le taux de croissance d'équilibre des économies, mais les travaux théoriques et empiriques ne s'accordent toujours pas sur une seule réponse pour cette question. Les explications d'inspiration keynésienne se basent sur l'effet multiplicateur lié à l'accroissement des dépenses publiques ou/et à la réduction des taux d'imposition, alors que les approches classiques mettent l'accent sur les effets d'éviction associés au gonflement de la dette publique et aux charges d'intérêt.

Les expériences menées par plusieurs économies en développement suggèrent que, quoique les pays aient tenté de contrôler leur niveau de déficit budgétaire, sa réduction n'a pas été toujours suivie par des résultats économiques satisfaisants¹. Les adeptes de la discipline et des règles budgétaires ont toujours soutenu l'argument que des déficits budgétaires importants réduisent l'épargne globale et peuvent entraîner une inflation élevée, des taux d'intérêt élevés et des pressions sur la balance des paiements, avec des conséquences négatives sur la croissance. Toutefois, croire pleinement à ce schéma causal ne doit pas masquer l'idée qu'une réduction du déficit budgétaire obtenue par une réduction des dépenses publiques, notamment des dépenses d'investissement plutôt que par une augmentation des recettes, entraîne à long terme des répercussions négatives sur la croissance de la production, ce qui peut à son tour entraver ultérieurement l'élargissement des recettes publiques consacrées au financement des dépenses publiques.

¹ Mayandy Kesavarajah (2017), « Growth Effects of fiscal Deficits in Sri Lanka », Central Bank of Sri Lanka, Staff Studies, Volume 47 n°1, pp.47-68.

Figure 1 : Déficit budgétaire en % du PIB (1970-2018)

Source : nos calculs sur la base des données de Bank Al maghreb

Le présent travail tente d'identifier d'éventuelles relations de causalité et de cointégration entre le déficit budgétaire et la croissance économique au Maroc. En effet, après un cadrage théorique et empirique de l'impact du déficit budgétaire sur la croissance économique, un rapide historique du déficit budgétaire depuis 1970 sera présenté en vue de préparer les bases d'une discussion des résultats empiriques.

1. Déficit budgétaire et croissance économique : une brève revue de littérature théorique et empirique.

Pour les tenants du principe d'équivalence ricardienne entre l'impôt et l'emprunt, les agents rationnels sont aptes à associer tout déficit plus élevé aujourd'hui à des impôts plus importants dans l'avenir, autrement-dit, ils considèrent que tout déficit budgétaire actuel équivalent à un report d'impôt ultérieur, et peuvent accroître leurs épargnes au fur et à mesure que le gouvernement s'endette. De ce fait, l'effet d'entraînement recherché par le gouvernement pour relancer l'économie se trouve contrecarré par le comportement des ménages, et la politique budgétaire menée se révèle inefficace. Cependant, les restrictions imposées au fonctionnement de ce mécanisme sont toutefois des conditions particulières telles que la parfaite rationalité des agents, et leur aptitude à formuler des anticipations rationnelles leur permettant d'anticiper parfaitement les impôts futurs induits de la dette publique présente. Ces restrictions sont donc sévères, si bien que la plupart des

modélisations macro-économiques sortent de ce cadre car trop irréaliste². Pour les modèles de croissance exogène inspirés du modèle de Solow, les déficits budgétaires peuvent induire un impact négatif durant la phase transitoire, mais n'ont aucun effet à long terme sur la croissance, puisque celle-ci ne dépend que du progrès technique et du taux de croissance de la population active. Cependant, les conclusions de ces modèles seront amendées et revues dans le cadre de la génération des modèles de croissance endogène, dans lesquels les politiques économiques peuvent éventuellement avoir un impact durable sur la croissance, et constituant un cadre théorique propice à la mise en évidence de la non-neutralité des politiques financières de l'État.

Dans cette catégorie de modèles, deux éventualités peuvent être envisagées en ce qui concerne l'effet des déficits budgétaires à long terme : dans la première éventualité, des déficits présentement plus élevés conduisent au futur à une dette plus importante, et l'accumulation de la charge de la dette exerce un effet d'éviction sur le taux de croissance à l'état stationnaire ; la seconde éventualité est diamétralement opposée à la première, c'est qu'un déficit plus élevé aujourd'hui peut procurer des ressources pour financer des dépenses publiques productives (investissement en infrastructure par exemple) pouvant améliorer le sentier de croissance. En se basant sur le modèle de croissance endogène de Barro³ avec dépenses publiques productives, Minea et Villieu⁴ montrèrent cependant que la première éventualité est la plus probable, un effet positif de l'endettement à long terme ne pouvant apparaître qu'en cas d'équilibres multiples ou lorsque la situation initiale des économies est déjà fortement éloigné des critères de « l'optimum du premier ordre ».

Les résultats des travaux empiriques sont beaucoup plus controversés : si l'impact négatif des déficits budgétaires sur la croissance à long terme a été présenté dans plusieurs études, telles que celles de Fischer⁵, Easterly et Rebelo⁶ ou Bleaney et al.⁷, il n'existe pas en revanche de preuve empirique consistante qu'une dette publique élevée a pour conséquence une croissance atone. Dans l'histoire économique, des niveaux élevés d'endettement public

² Les études empiriques menées à cet égard ne sont pas péremptoires [voir par exemple : EIMENDORF D. , MANKIWI N . (1999), Government Debt, in J. B. Taylor and M. Woodford (ed.), Handbook of Macroeconomics, vol. 1 C., Amsterdam, Elsevier, 1615-1669.

³ Barro R. (1990), « Government Spending in a Simple Model of Economic Growth », Journal of Political Economy 98, S103-S125.

⁴ Minea A., Villieu P. (2009), « Investissement public et effets non linéaires des déficits budgétaires », Recherches Economiques de Louvain 3, 281-311 .

⁵ Fisher I. (1993), « The Debt-Deflation Theory of Great Depressions, *Economica*, octobre

⁶ Easterly W. et Rebelo S. (1993), « Fiscal Policy and Economic Growth : An Empirical Investigation », Journal of Monetary Economics, 32(3), 417-58.

⁷ BLEANEY M. F., GEMMELL N., KNELLER R. (2001) Testing the Endogenous Growth Model: Public Expenditure, Taxation and Growth over the Long-Run, Canadian Journal of Economics, 34 (1), 36-57.

ont été indifféremment associés à des périodes d'expansion ou de récession. Basée sur un échantillon de 38 économies développées et en développement pour la période 1970-2007, l'étude de Kumar et Woo⁸ montra que l'élasticité de la croissance par rapport à la dette publique n'est que -2%. En sus, malgré l'existence d'un lien négatif entre les mouvements du ratio d'endettement public et ceux de l'activité économique, cette relation pourrait provenir essentiellement du fait qu'une croissance économique réduit statistiquement le ratio dette/PIB⁹.

Au niveau de court terme, de nombreux travaux théoriques et empiriques se sont fixés pour objectif d'identifier des effets « néoclassiques », « ricardiens » ou même « anti-keynesiens », des déficits publics sur la croissance. Les études abordées par Feldstein¹⁰, Giavazzi & Pagano¹¹ et Blanchard¹², ont conclu à ce que les déficits exercent éventuellement d'intenses effets non linéaires sur la croissance, qui semblent être liés à l'ampleur de la dette publique et en relation étroite avec des ruptures dans les comportements d'anticipation.

À partir du milieu des années 1990, la littérature empirique s'est engagée à l'examen des périodes de « forts » ajustements budgétaires, pour tenter d'identifier des effets « anti-keynésiens » (Giudice & Turrini¹³, Alisina et al.¹⁴, Alesina & Ardagna¹⁵, Cour et al.¹⁶, Alesina & Perotti¹⁷). Dans certains cas typiques, une consolidation budgétaire donne lieu à une accélération de la croissance, les réactions contre-intuitives de la l'activité proviendraient des anticipations des agents privés sur l'évolution future de l'état des finances publiques.

Dans leur examen des ajustements budgétaires, Cour et al, mettaient en évidence l'importance des conditions initiales, et montraient que le comportement d'épargne des ménages est nettement corrélé avec l'effet des ajustements sur la croissance : la fonction de consommation semble devenir instable au moment des ajustements budgétaires. Dans

⁸ KUMAR M., WOO J. (2010) Public Debt and Growth, *IMF Working Paper* 10/174.

⁹ On note que Ferreira (2009) trouva des preuves d'une causalité bidirectionnelle entre les grandeurs

¹⁰ FELDSTEIN M. (1982) Government Deficits and Aggregate Demand, *Journal of Monetary Economics* 9, 1-20.

¹¹ GIAVAZZI F., PAGANO M. (1990) Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, *NBER Macroeconomic Annual* 5, 75-111.

¹² BLANCHARD O. (1990) Comment, *NBER Macroeconomics Annual* 5, 111-116.

¹³ GIUDICE G., TURRINI A. (2007) Non-Keynesian Fiscal Adjustments? A Close Look at Expansionary Fiscal Consolidations in the EU, *Open Economies Review* 18(5), 613-630.

¹⁴ ALESINA A., ARDAGNA S., PEROTTI R., SCHIANTARELLI F. (2002) Fiscal Policy, Profits, and Investment, *American Economic Review*, 92, 571-589.

¹⁵ ALESINA A., ARDAGNA S. (1998) Tales of Fiscal Contractions, *Economic Policy*, 27, 487-545.

¹⁶ COUR P., DUBOIS E., MAHFOUZ S., PISANY-FERRY J. (1996) Quel est le coût des ajustements budgétaires ?, *Économie internationale*, n° 68, 4e trimestre, 7-28.

¹⁷ ALESINA A., PEROTTI R. (1995) Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries, *Economic Policy*, 21, 205-248.

l'étude empirique de Giavazzi & Pagano¹⁸, les comportements contre-intuitifs sont attribués au canal des anticipations de la politique budgétaire évoqué pour la première fois par Feldstein¹⁹ ; en effet, si les ménages voient dans les mesures de la politique budgétaire un signal de modification future des taxes, les contractions budgétaires peuvent engendrer des anticipations de réduction ultérieure des impôts et occasionnent une expansion de la demande globale.

La présentation ci-dessus, montre que le sens et l'ampleur de l'effet des déficits budgétaires sur la croissance économique sont loin d'être définitivement cernés. Les expériences des pays restent différentes et spécifiques c'est pourquoi nous ne pouvons dresser des maquettes fiables de l'impact du déficit budgétaire sur la croissance économique au Maroc qu'à travers une analyse empirique.

2. L'évolution des déficits budgétaires au Maroc durant la période 1970-2018

Les finances publiques au Maroc ont été ancrées depuis l'indépendance par des déficits budgétaires erratiques. Cependant, ce n'est qu'à partir des années 1970 qu'un accroissement considérable des dépenses publiques entraînerait des déficits importants. Cette situation nécessita la mise en place d'une politique de stabilisation financière à partir de 1978 et ultérieurement une politique d'ajustement structurelle en 1983.

L'observation de la *figure 1* suggère la subdivision de la période d'étude en quatre sous périodes marquant les principales évolutions des déficits budgétaires. En effet, la période (1970-1973) traduisait une politique budgétaire prudente dans la mesure où le souci majeur des responsables était de freiner l'accroissement des dépenses publiques et *ipso facto* la maîtrise du niveau du déficit budgétaire. Le taux de couverture des dépenses publiques par les recettes publiques était de l'ordre de 85.6% durant cette période.

Cependant, l'ensemble des mesures prudentielles ainsi poursuivies ne vont pas longtemps résister. C'est ainsi que les dépenses publiques pendant la période (1974-1982) vont connaître une expansion considérable en franchissant en moyenne le ratio de 33.8% du PIB contre 19.6% enregistré dans la période précédente. Une politique budgétaire clairement expansionniste adoptée dans le plan quinquennal 1973-1977 serait à l'origine du

¹⁸ GIAVAZZI F., PAGANO M. op. cit., p.83.

¹⁹ FELDSTEIN M. op. cit., p.4.

gonflement des dépenses publiques. En outre la baisse du prix du phosphate et de fait la dégradation des recettes publiques vont amener l'Etat à prendre des mesures d'assainissement et d'ajustement des finances publiques. Suite à ces mesures, le taux moyen annuel de croissance des dépenses publiques chutait à 18% durant cette période. Néanmoins, cette réduction des dépenses publiques a été opérée au détriment des dépenses d'équipement dont le taux de croissance annuel moyen est passé à 17.1% puis à -11.2% respectivement pour les périodes (1978-1982) et (1981-1983). Toutes fois malgré cette politique d'austérité, le faible taux de couverture des dépenses publiques par les recettes publiques va continuer à alimenter des déficits budgétaires de plus en plus inquiétants.

Pour réduire le montant considérable du déficit budgétaire, devenait alarmant depuis l'exécution de la loi des finances initiale de 1983, l'Etat n'avait pas un grand éventail de choix. La solution ne pouvait provenir que du ralentissement de l'accroissement des dépenses publiques et l'amélioration des recettes par des réformes fiscales. Le bilan de ces mesures affiche une réduction du déficit du trésor et son retour à des niveaux raisonnables. Ces résultats ont été le produit de concours de plusieurs facteurs à savoir le rééchelonnement de la dette, les recettes fiscales se rapportant aux produits pétroliers, les dons, l'accumulation des arriérés de paiement et les recettes de privatisation. Néanmoins, la réduction du déficit budgétaire dans la période (1983 -2009) s'explique beaucoup plus par la contribution considérable des recettes exceptionnelles que par un véritable assainissement des finances publiques²⁰. En outre, le succès dans la stabilisation des dépenses publiques et le développement des recettes budgétaires étaient à l'origine de la création d'une épargne budgétaire permettant de financer une part de plus en plus importante des dépenses d'investissement à partir de 1987. Cette épargne a pu financer près de 70% des dépenses d'investissement. Ainsi les besoins de financement de la période (1983-2008) se trouvent ramenés en moyenne à 4% du PIB relativement à la période (1974-1982) où ce ratio était de l'ordre de 11.1%.

Les finances publiques vont connaître à partir de 2010 une évolution inquiétante suite à la conjoncture économique défavorable des économies partenaires tachée par des faibles taux de croissance et le renchérissement des matières premières ce qui aboutirait à une augmentation rapide des dépenses publiques.

L'augmentation constatée des dépenses publiques à un rythme plus rapide que celui des recettes, a été le résultat d'une hausse sans précédent des dépenses de compensation ;

²⁰ Abderrazak El HIRI, les déficits budgétaires au Maroc, L'Harmattan, 2018, P.135.

cette charge de compensation est passée de 1% du PIB en 2003 à 6,5% en 2012 ce qui va contribuer à un déséquilibre des finances publiques en creusant le déficit budgétaire qui passait de 2,2% en 2009 à 7,3% en 2012. Cette situation fragile des finances publiques a amorcé un processus, encore inachevé, de réforme de la Caisse de compensation à partir de 2014 en commençant par la suppression de la subvention aux hydrocarbures. En effet, suite à ses mesures le gouvernement a pu ramener le déficit budgétaire de 6,66% du PIB en 2012 à 3,49% en 2017.

Cette étude de l'évolution du déficit budgétaire nous a permis de repérer les principales phases qui ont marqué l'équilibre des finances publiques pour ensuite entamer l'analyse de la relation entre déficit budgétaire et croissance économique à travers une démarche économétrique où le taux de croissance du PIB constitue la variable dépendante et les variables explicatives seront composées essentiellement du déficit budgétaire et d'autres variables qui représentent des secteurs jugés influents pour leur contribution à la croissance économique..

3. Spécification du modèle et méthodologie

Pour analyser l'influence du déficit budgétaire sur les performances macroéconomiques au Maroc, et ainsi déduire son impact sur la croissance économique, nous tenterons estimer un modèle autorégressif à retards distribués (*Auto Regressive Distributed Lag model*) noté (ARDL). Lequel modèle fait partie de la classe des modèles dynamiques. En effet, une variable dépendante (Y_t) peut être expliquée à la fois par ses propres valeurs décalées (Y_{t-i}), par des valeurs présentes des variables indépendantes (X_t) et leurs valeurs décalées dans le temps (X_{t-i}), tel que :

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + e_t$$

Dans ce cas β_0 traduit l'effet à court terme de X_t sur Y_t . L'effet à long terme de X_t sur Y_t est donné par " γ " tel que :

$$\gamma = \frac{\sum \beta_j}{(1 - \sum \alpha_i)}$$

Dans le cadre de la présente étude, nous cherchons à saisir les effets du déficit budgétaire (variable d'intérêt) sur le taux de croissance économique (variable dépendante) tout en tenant compte d'autres variables de contrôle indispensables dont l'influence améliore les résultats, entre autres : formation brut du capital fixe , taux d'ouverture et crédits fournis au secteur privé. Ainsi, nous nous contentons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante :

$$\text{Taux de croissance du PIB} = f(\text{DB}, \text{FBCF}, \text{CRDSP}, \text{TXOUV})$$

3.1. Nature et Source de Données

Cette étude se base sur des données en séries chronologiques annuelles représentant la période de 1970 à 2018. Ces données ont été obtenues à partir de plusieurs sources à savoir, les rapports annuels de Bank Al Maghreb, les tableaux de bord du ministère de Finances et les statistiques du Trésor et les bulletins des finances ainsi que la base de données WDI de la banque mondiale.

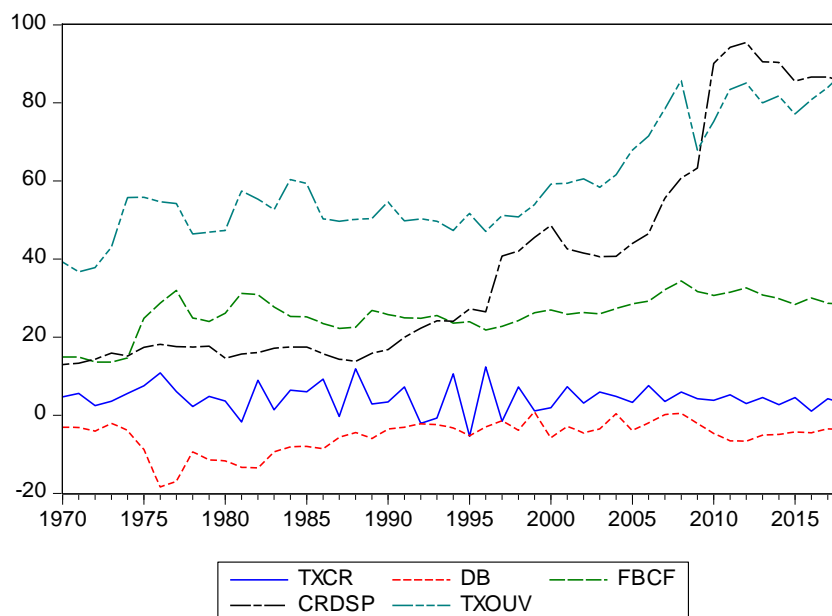
Tableau 1 : Variables du modèle

Variables	Descriptions	Effets attendus
TXCR	Croissance du PIB (% annuel)	
DB	Déficit budgétaire en % du PIB	+ ou -
FBCF	Formation Brut du Capital Fixe en % du PIB	+
TXOUV	Taux d'ouverture en % du PIB : (Importation+Exportation)/PIB	+
CRDSP	Crédit au secteur privé en % du PIB	+

Source : Auteur (choix dicté par la théorie)

3.2. évolution graphique et Caractéristiques descriptives des variables

Figure 2 : Evolution des variables



Source : élaboré par l'auteur

Le graphique ci-dessus témoigne d'une certaine stabilité globale dans le temps des variables sous étude. Il ressort aussi de *l'annexe A1* que le déficit budgétaire (DB), le taux d'ouverture (TXOUV) et le crédit au secteur privé (CRDSP) sont moins volatiles que les autres variables au regard de l'écart-type (std. Dev). Les variables sous étude sont normalement distribuées (Prob. Jarque-Bera > 5%), sauf pour le déficit budgétaire et la formation brut du capital fixe.

4. Résultats empiriques

4.1. Stationnarité des séries

L'analyse de la stationnarité des séries est une étape indispensable pour mener une étude économétrique robuste dans la mesure où si la non stationnarité des séries n'est pas traitée, elle peut conduire à des régressions « fallacieuses ». plusieurs tests aident à vérifier le caractère stationnaire ou non (existence d'une racine unitaire) d'une série ; on utilise entre autres dans la présente étude : le test ADF (augmented Dickey-Fuller) et le test PP (Phillippe-Perron).

Tableau 2 : Tests de stationnarité des séries

Variables	Niveau		Différence première		Ord. I
	ADF	PP	ADF	PP	
TXCR	-11.86* (0.00)	-11.15* (0.00)	-	-	I(0)
DB	-1.28 (0.18)	-1.27 (0.18)	-7.59* (0.00)	-8.31* (0.00)	I(1)
FBCF	-2.54 (0.11)	-2.48 (0.12)	-5.45* (0.00)	-5.48* (0.00)	I(1)
CRDSP	1.82 (0.98)	1.38 (0.95)	-5.35* (0.00)	-5.48* (0.00)	I(1)
TXOUV	-2.35 (0.39)	-2.35 (0.39)	-7.29* (0.00)	-7.41* (0.00)	I(1)

(.) : Prob. ; * : stationnaire à 1%

Source : Calcul de l'auteur

Les résultats des tests de racine unitaire montrent que la série du taux de croissance du PIB (TXCR) est stationnaire en niveau (intégré d'ordre 0), alors que les autres séries ne sont stationnaires qu'en différence première, elles sont donc intégrées d'ordre 1.

4.2 Corrélation et test de causalité entre variables

On commence la recherche d'éventuelles relations entre les variables par une analyse de corrélation simple, puis on raffine l'analyse par un test de causalité.

a) Corrélation entre variables

La matrice de corrélation simple entre variables utilisées ne renseigne aucun lien fort entre la variable dépendante (TXCR) et les variables explicatives, le coefficient de corrélation ne dépassant pas 0.50 sur la première colonne (ou première ligne). L'on note par contre une probable multicolinéarité entre le taux d'ouverture et les crédits accordés au secteur privé et entre le taux d'ouverture et la formation brute du capital fixe et aussi une corrélation entre cette dernière variable et le crédit accordé au secteur privé.

Tableau 3 : Matrice de corrélation simple entre variables

	TXCR	DB	FBCF	CRDSP	TXOUV
TXCR	1.000000	-0.158059	-0.042638	-0.124634	-0.053423
DB	-0.158059	1.000000	-0.194377	0.303456	0.171204
FBCF	-0.042638	-0.194377	1.000000	0.577731	0.736859
CRDSP	-0.124634	0.303456	0.577731	1.000000	0.893650
TXOUV	-0.053423	0.171204	0.736859	0.893650	1.000000

Source : Calcul de l'auteur

b) Causalité entre variables.

Lorsque les variables non stationnaires ne sont pas cointégrées ou sont intégrées à des ordres différents, le test de causalité de Granger traditionnel devient inefficace. Dans ce cas, l'on recourt au test de causalité au sens de Toda-Yamamoto (1995) basé sur la statistique « W » de Wald, celle-ci est distribuée suivant la loi de khi-deux. L'hypothèse nulle du test est construite autour de l'absence de la causalité entre variables.

Tableau 4 : Résultats des tests de causalité de Toda-Yamamoto.

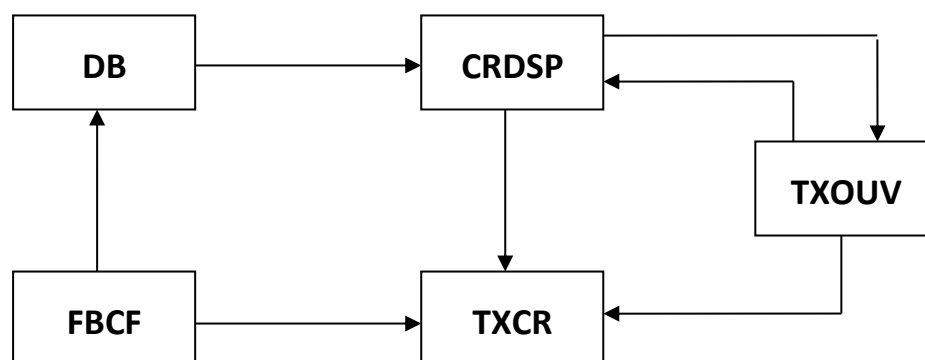
k	d _{max}	Dépendantes (VD)	Variables explicatives ou causales/VC (probabilité)				
			TXCR	DB	FBCF	CRDSP	TXOUV
1	1	TXCR	-	4.09 (0.12)	6.77** (0.03)	13.32* (0.0013)	16.38* (0.0003)
		DB	0.701 (0.7)	-	7.61** (0.02)	2.46 (0.29)	2.53 (0.28)
		FBCF	3.32 (0.18)	0.35 (0.83)	-	0.05 (0.97)	2.91 (0.23)
		CRDSP	2.06 (0.35)	7.61** (0.02)	0.48 (0.78)	-	9.51* (0.0086)
		TXOUV	0.58 (0.74)	0.73 (0.69)	0.23 (0.88)	5.51*** (0.06)	-

(.) : Probabilité (p-value) ; * :significatif à 1% ; ** :significatif à 5% ; *** :significatif à 10%
Valeur= statistiques de χ^2 ; k : retard optimal du VAR à niveau ; d_{max} : ordre maximal d'intégration des variables.

Source : Auteur (nos estimations sur Eviews)

Le tableau ci-dessus retrace les causalités, au sens de Toda-Yamamoto, suivantes:

Figure 3 : schéma de causalités



Source : Auteur

- Une causalité bidirectionnelle fortement significative entre le taux d'ouverture et le crédit au secteur privé, cette causalité traduit l'interaction du secteur privé national avec le reste du monde et sa dépendance de l'économie mondiale.

- La causalité allant du déficit budgétaire vers le crédit au secteur privé, puis de ce dernier vers le taux de croissance du PIB. Ceci peut laisser croire que le déficit budgétaire n'influe pas directement sur la croissance économique au Maroc, mais son effet passe par le crédit au secteur privé annonçant une éventuelle existence d'effet d'éviction.
- La formation brute du capital fixe semble causer à la fois le déficit budgétaire et le taux de croissance du PIB. En effet la formation brute du capital sollicite le budget de l'Etat à travers les investissements publics et ces investissements peuvent constituer un levier de croissance.

Bien que ces schémas causals sont fortement significatives, ils restent incapables de nous renseigner sur des relations de long terme susceptibles d'expliquer les phénomènes de croissance ; d'où la nécessité d'une étude de cointégration.

4.3 Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Il est d'usage courant que le test de cointégration précède l'estimation d'un modèle ARDL. En effet, quand les variables ne sont pas cointégrées, on ne pourra estimer ni un modèle à correction d'erreur ni les effets à court et à long terme. Toutefois grâce aux développements récents des logiciels d'économétrie²¹, il est désormais possible de commencer par estimer un ARDL pour ensuite procéder au test de cointégration aux bornes comme un test diagnostics²².

a) Décalage optimal et estimation du modèle ARDL

On va se servir du critère d'information d'Akaike (AIC), en *annexe A2*, pour sélectionner le modèle ARDL présentant des retards optimaux pour l'ensemble des variables, autrement-dit, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec moins de paramètres. Dans notre cas, suivant l'ordre imposé aux variables (TXCR, DB, FBCF, CRDSP, TXOUV), le modèle le plus parcimonieux est un ARDL (3,2,0,0,1). En outre, les tests de diagnostic présentés en *annexe A3*, du modèle ARDL estimé, affichent l'absence d'autocorrélation des erreurs et l'absence d'hétéroscédasticité et une normalité des erreurs. L'hypothèse nulle est acceptée pour tous ces tests. Le modèle choisi est ainsi validé sur le plan statistique. Le modèle ARDL(3,2,0,0,1) estimé est globalement bon et explique en

²¹ Par exemple à partir de la version 9 d'Eviews.

²² Spécification ou restriction sur les coefficients

grande partie la dynamique du PIB par tête au Maroc de 1970 à 2018. Les résultats d'estimation du modèle retenu se présentent comme suit :

Tableau 5 : Modèle ARDL(3, 2, 0, 0, 1)

Variable dépendante : TXCR				
Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
TXCR(-1)	-0.547466	0.134809	-4.061057	0.0003
TXCR(-2)	0.171078	0.151332	1.130485	0.2660
TXCR(-3)	0.317006	0.140553	2.255419	0.0305
DB	-0.359611	0.160371	-2.242366	0.0314
DB(-1)	-0.036136	0.194206	-0.186068	0.8535
DB(-2)	0.388398	0.152525	2.546449	0.0154
FBCF	-0.256091	0.160443	-1.596148	0.1194
CRDSP	-0.106134	0.037657	-2.818457	0.0079
TXOUV	0.019938	0.093904	0.212322	0.8331
TXOUV(-1)	0.242102	0.088682	2.729995	0.0098
C	-0.041452	3.649373	-0.011359	0.9910
R-squared	0.583780	Prob(F-statistic)	0.000196	
Adjusted R-squared	0.464861	Durbin-Watson stat	2.106547	
F-statistic	4.909024			

Source : Auteur (nos estimations sur Eviews)

b) Test de cointégration aux bornes

Le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) exige que le modèle ARDL soit préalablement estimé. En effet, la statistique calculée du test, soit la valeur de F de Fisher, sera comparée aux valeurs critiques (qui forment des bornes).

Tableau 6 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001).

Variables	TXCR, DB, FBCF, CRDSP, TXOUV	
F-Stat. calculée	4.14	
Seuil critique	Borne inf.	Borne sup.
1%	3.74	5.06
5%	2.86	4.01
10%	2.45	3.52

Source : Auteur (nos estimations sur Eviews)

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les séries sous étude, à un seuil de 5% (la valeur de F-stat dépasse

celle de la borne supérieure), ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme de DB, FBCF, CRDSP et TXOUV sur TXCR.

4.4 Dynamique de court terme et coefficients de Long terme.

a) Coefficients de court terme (CT)

Tableau 7 : Résultats d'estimation des coefficients de CT

Variable dépendante : D(TXCR)				
Variables	Coefficients	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXCR(-1))	-0.488084	0.250990	-1.944635	0.0599
D(TXCR(-2))	-0.317006	0.140553	-2.255419	0.0305
D(DB)	-0.359611	0.160371	-2.242366	0.0314
D(DB(-1))	-0.388398	0.152525	-2.546449	0.0154
D(FBCF)	-0.256091	0.160443	-1.596148	0.1194
D(CRDSP)	-0.106134	0.037657	-2.818457	0.0079
D(TXOUV)	0.019938	0.093904	0.212322	0.8331
CointEq(-1)	-1.059382	0.313528	-3.378903	0.0018

Source : Auteur (nos estimations sur Eviews)

Comme on pourrait le constater, dans le tableau d'estimation de la relation de court terme, le coefficient d'ajustement, ou force de rappel, est négatif et statistiquement significatif, ce qui traduit l'effet d'un mécanisme de correction d'erreur, et donc vérifie l'hypothèse d'existence d'une relation de long terme (cointégration) entre les variables retenues. Le modèle peut donc être adopté pour souligner les remarques suivantes :

- Le déficit budgétaire exerce un effet négatif est significatif sur la croissance économique à court terme. Ainsi, la croissance se trouve tirée vers le bas par l'effet du déficit budgétaire de l'année en cours et par celui de l'année précédente. L'excès des dépenses publiques sur les ressources publiques ne contribue pas à une relance de l'activité économique à court terme.
- Les crédits accordés au secteur privé influent négativement sur la croissance à court terme. Ainsi, les crédits octroyés aux opérateurs privés ne peuvent contribuer à l'amélioration des performances économiques à court terme.
- Malgré que les coefficients associés à la formation brute du capital fixe et au taux d'ouverture soient, pour l'une négatif et pour l'autre positif, leurs effets sur la croissance économique ne sont pas significatifs. Les investissements aux infrastructures ne sont pas immédiatement productifs à court terme et leur

impact sur le tissu économique peut prendre quelques années pour se réaffirmer. De même les relations économiques avec le reste du monde du fait de l'existence d'un déficit commercial chronique ne peuvent impulser la croissance économique à court terme.

b) Coefficients de Long terme (LT)

Le *tableau 8* nous fournit les coefficients de la relation de cointégration. En effet, dans un horizon de long terme, l'effet négatif du déficit budgétaire sur la croissance économique, rencontré à court terme, persiste. Cependant, cet effet s'avère statistiquement non significatif. De même pour la formation brute du capital fixe son effet sur la croissance demeure statistiquement non significatif à long terme.

Tableau 8 : Résultats d'estimation des coefficients de LT

Variable dépendante : TXCR				
Variables	Coefficients	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DB	-0.006937	0.122450	-0.056651	0.9551
FBCF	-0.241737	0.174668	-1.383977	0.1751
CRDSP	-0.100185	0.043308	-2.313324	0.0267
TXOUV	0.247352	0.109662	2.255594	0.0305
C	-0.039128	3.447069	-0.011351	0.9910

Source : Auteur (nos estimations sur Eviews)

La seule variable du modèle qui présente un effet positif est significatif est le taux d'ouverture de l'économie marocaine. Ainsi, elle devient une variable influente à long terme contrairement à son effet non significatif à court terme. Ceci montre l'importance du rôle classique des échanges économiques avec le reste du monde, souvent souligné par la théorie économique, et présenté comme vecteur de développement de l'économie.

Par ailleurs, ce qui est surprenant est l'effet négatif et significatif constaté à long terme du crédit accordé au secteur privé. Ce qui révèle que les crédits dont bénéficie le secteur privé ne sont pas créateurs de richesse ou voire même constituent un frein pour la croissance. En effet, Jean-Louis Arcand et al²³. ont publié un article intitulé « *Too much finance ?* » dans lequel ils montrèrent que la corrélation entre le développement financier et croissance économique devient négative lorsque le crédit au secteur privé est proche de 100 % du PIB, tout en précisant que ce seuil dépend de la méthode d'estimation et de

²³ ARCAND J.-L., BERKES E. et PANIZZA U. (2015a), « Too Much Finance? », *Journal of Economic Growth*, vol. 20, pp. 105-148.

l'échantillon spécifique. Pour le cas du Maroc la valeur de ce seuil n'a cependant pas dépassé 90% que pendant les années 2010 à 2014. Néanmoins, d'autres explications, à cette relation, sont liées à l'économie politique de la régulation financière²⁴ : certains faits témoignant de l'importante pression exercée par le secteur financier sur les décideurs politiques²⁵. Comme la libéralisation financière pèse sur les rentes captées par les acteurs du secteur financier²⁶, il arrive qu'un important secteur financier, doté d'une influence grandissante, pratique davantage de pression en faveur d'une régulation financière socialement inefficace qui, à son tour, renforce l'influence du secteur financier.

Conclusion

Dans cet article on s'est proposé d'analyser l'effet du déficit budgétaire, à côté d'autres variables explicatives, sur la croissance économique au Maroc durant la période (1970-2018). Vu l'objectif visé et la nature des données (comprenant des séries stationnaires et non stationnaires) nous avons opté pour un modèle ARDL où l'estimation permet d'identifier les coefficients de court et de long terme d'éventuelles relations de cointégration. Néanmoins, nous avons jugé utile de précéder cette étape par un test de causalité suivant la méthode de Toda et Yamamoto dans le but de repérer les interactions mutuelles et unidirectionnelles entre les variables. Les Résultats des estimations ont révélé que le déficit budgétaire présente à court terme un effet négatif sur la croissance économique tout au long d'un horizon deux exercices budgétaires, mais à long terme cet effet devient non significatif. Ce résultat est, en outre, étayé par les coefficients négatifs liés au crédit au secteur privé à court et à long terme et ceux de la formation brute du capital fixe qui se révèlent non significatifs à court et à long terme.

On reconnaît, Au moins depuis les travaux de T. Haavelmo, que l'équilibre du budget ne signifie pas que ce dernier n'exerce aucun effet sur la demande globale *et ipso facto* sur le PIB. Si c'est le cas, il en va à fortiori de même d'un budget en déficit. Dans le cas du Maroc les résultats de l'étude empirique menée dans cet article ne corroborent pas les prédictions

²⁴ JOHNSON S. (2009) « The Quiet Coup », *The Atlantic*, mai.

²⁵ IGAN D., MISHRA P. et TRESSEL T. (2011), « A Fistful of Dollars: Lobbying and the Financial Crisis », National Bureau of Economic Research, *NBER Macroeconomics Annual 2011*, vol. 26.

²⁶ BOUSTANIFAR H., GRANT E. et RESHEF A. (2017), « Wages and Human Capital in Finance: International Evidence 1970-2011 », Federal Reserve Bank of Dallas, *Document de travail*, n° 266.

de cette analyse théorique. Ainsi, il s'avère inapproprié de se limiter à l'observation de l'ampleur du solde arithmétique du budget, mais d'étendre l'analyse à la façon par laquelle ce déficit est financé.

Bibliographie

- ALESINA A., ARDAGNA S., PEROTTI R., SCHIANTARELLI F. (2002) *Fiscal Policy, Profits, and Investment*, *American Economic Review*, 92, 571-589.
- ALESINA A., ARDAGNA S. (1998) *Tales of Fiscal Contractions*, *Economic Policy*, 27, 487-545.
- ALESINA A., PEROTTI R. (1995) *Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries*, *Economic Policy*, 21, 205-248.
- ARCAND J.-L., BERKES E. et PANIZZA U. (2015a), « Too Much Finance? », *Journal of Economic Growth*, vol. 20, pp. 105-148.
- Barro R. (1990), « Government Spending in a Simple Model of Economic Growth », *Journal of Political Economy* 98, S103-S125.
- BERTOLA G., DRAZEN A. (1993) *Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity*, *American Economic Review*, 83,1, 11-26.
- BLANCHARD O. (1990) *Comment*, *NBER Macroeconomics Annual* 5, 111-116.
- BLEANEY M. F., GEMMELL N., KNELLER R. (2001) *Testing the Endogenous Growth Model: Public Expenditure, Taxation and Growth over the Long-Run*, *Canadian Journal of Economics*, 34 (1), 36-57.
- BOUSTANIFAR H., GRANT E. et RESHEF A. (2017), « Wages and Human Capital in Finance: International Evidence 1970-2011 », Federal Reserve Bank of Dallas, *Document de travail*, n° 266.
- COUR P., DUBOIS E., MAHFOUZ S., PISANY-FERRY J. (1996) *Quel est le coût des ajustements budgétaires ?*, *Économie internationale*, n° 68, 4e trimestre, 7-28.
- CREEL J., DUCOUDRE B., MATHIEU C., STERDYNYIAK H. (2005) *Doit-on oublier la politique budgétaire ? Une analyse critique de la nouvelle théorie antikeynésienne des finances publiques*, *Revue de l'OFCE*, 92, 43-97.
- EASTERLY W. et REBELO S. (1993), « Fiscal Policy and Economic Growth : An Empirical Investigation », *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 417-58.
- El HIRI Abderrazak, *les déficits budgétaires au Maroc*, L'Harmattan, 2018.
- FELDSTEIN M. (1982) *Government Deficits and Aggregate Demand*, *Journal of Monetary Economics* 9, 1-20.
- FISHER I. (1993), « The Debt-Deflation Theory of Great Depressions », *Economica*, octobre
- GIAVAZZI F., PAGANO M. (1990) *Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries*, *NBER Macroeconomic Annual* 5, 75-111.
- GIUDICE G., TURRINI A. (2007) *Non-Keynesian Fiscal Adjustments? A Close Look at Expansionary Fiscal Consolidations in the EU*, *Open Economies Review* 18(5), 613-630.
- IGAN D., MISHRA P. et TRESSEL T. (2011), « A Fistful of Dollars: Lobbying and the Financial Crisis », National Bureau of Economic Research, *NBER Macroeconomics Annual* 2011, vol. 26.
- JOHNSON S. (2009) « The Quiet Coup », *The Atlantic*, mai.
- KUMAR M., WOO J. (2010) *Public Debt and Growth*, *IMF Working Paper* 10/174.
- MAYANDY KESAVARAJAH, « Growth Effects of fiscal Deficits in Sri Lanka », *Central Bank of Sri Lanka, Staff Studies*, Volume 47 n°1, pp.47-68.
- MINEA A., VILLIEU P. (2009), « Investissement public et effets non linéaires des déficits budgétaires », *Recherches Economiques de Louvain* 3, 281-311.

Annexes

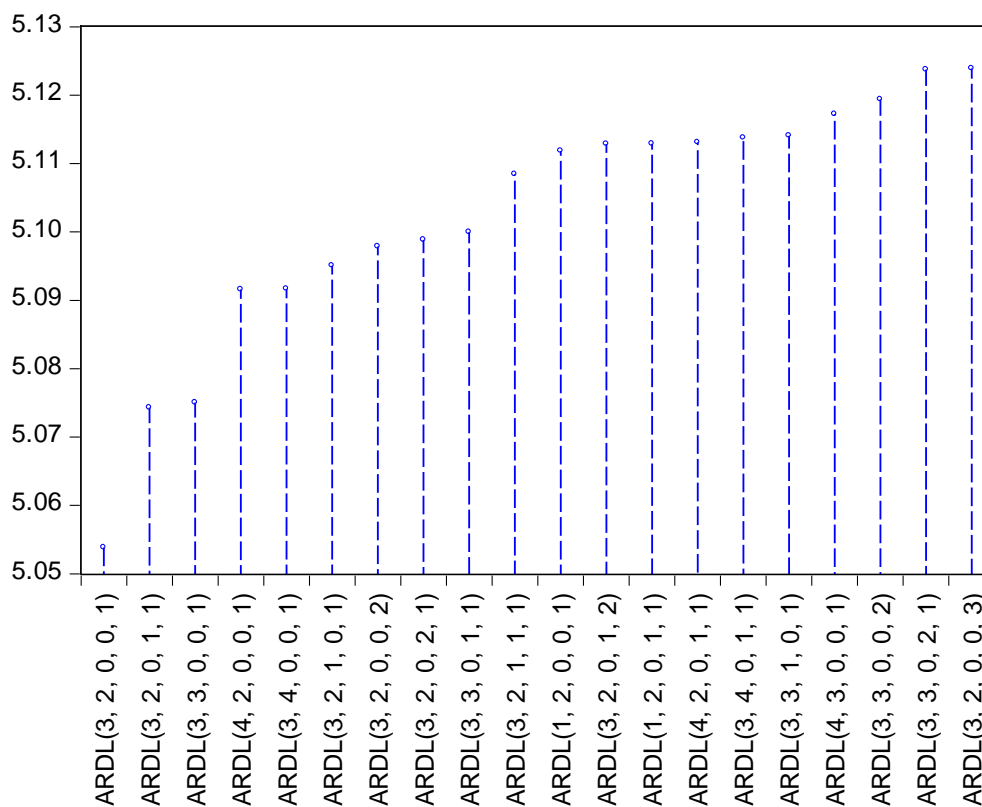
Annexe A1 : Caractéristiques des variables utilisés

	TXCR	DB	FBCF	CRDSP	TXOUV
Mean	4.358673	-5.410499	25.92602	38.69782	59.50515
Median	4.243757	-4.351863	26.11943	24.17209	55.34027
Maximum	12.37288	0.889165	34.41717	95.50650	87.99012
Minimum	-5.405448	-18.37267	13.53955	12.98052	36.67924
Std. Dev.	3.617117	4.195229	4.985426	27.83365	14.00061
Skewness	-0.080845	-1.225319	-0.956160	0.930720	0.623220
Kurtosis	3.363166	4.403775	3.726942	2.416950	2.287414
Jarque-Bera	0.322651	16.28477	8.545211	7.768351	4.208678
Probability	0.851015	0.000291	0.013945	0.020565	0.121926
Sum	213.5750	-265.1144	1270.375	1896.193	2915.753
Sum Sq. Dev.	628.0099	844.7972	1193.014	37186.19	9408.814
Observations	49	49	49	49	49

Source : Calcul de l'auteur

Annexe A2. Choix du modèle suivant le critère d'information d'Aikaike (AIC)

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Source : calcul de l'auteur

Annexe A3 : Résultats des tests diagnostiques du modèle ARDL estimé

Hypothèse du test	Tests	Valeurs (Probabilité)
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.50 (Prob. 0.67)
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	1.01 (Prob. 0.45)
	Arch-test	1.55 (Prob. 0.21)
Normalité	Jarque-Bera	8.24 (Prob. 0.01)
Spécification	Ramsey (Fisher)	0.91 (Prob. 0.34)

Source : calcul de l'auteur