Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes pour la vérification de la soutenabilité de la dette publique au Maroc

The ARDL bounds cointegration test for the verification of the sustainability of the public debt in Morocco

Bouchra BENYACOUB
Enseignante - chercheuse en Sciences Économiques et Gestion à la FSJES - FES (USMBA)
Laboratoire de Coordination des Études et des Recherches en Analyse et Prévisions Économiques (CERAPE).
bbenyacoub@gmail.com

Mourad ES-SALMANI
Doctorant - Chercheur en Sciences Économiques et Gestion à la FSJES FES (USMBA) -
Laboratoire de Coordination des Études et des Recherches en Analyse et Prévisions Économiques (CERAPE).
essalmanimourad@gmail.com

Date de soumission : 25/09/2021

Date d'acceptation : 02/11/2021

Pour citer cet article :

BENYACOUB. B & ES-SALMANI. M (2021) «Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes pour la vérification de la soutenabilité de la dette publique au Maroc», Revue Internationale du Chercheur «Volume 2 : Numéro 4» pp : 1 - 24

Résumé

Ce papier vise à vérifier, économétriquement, pour le Maroc, si la dette publique est soutenable pendant 1970-2018, en utilisant la modélisation ARDL dont le but est de vérifier si cette modalité de financement de déficit budgétaire est toujours possible ou bien le Gouvernement doit faire appel au financement fiscal ou le financement monétaire.

L'évaluation économétrique de la soutenabilité de la dette publique concerne l'évolution du ratio d'endettement pour une longue période et peut être complétée (si les résultats des évaluations ne permettent pas de conclure la soutenabilité) par l'étude de l'évolution du déficit budgétaire ou encore par l'estimation des relations de long terme entre les recettes et les dépenses qui peut être effectuée par les tests de cointégration.

A propos des résultats obtenus de l'étude empirique basée sur les tests de stationnarité et de cointégration sur les données Marocaines, nous pouvons conclure que la dette publique n'est pas soutenable tout au long de la période étudiée. De ce fait la dette publique est devenu génératrice de dette plutôt que de croissance c'est-à-dire l'Etat s'endette pour financer la dette.

Mots clés : « dette publique » ; « stationnarité » ; « cointégration » ; «soutenabilité » ; « modélisation ARDL ».

Abstract

This paper aims to verify, econometrically, for Morocco, if the public debt is sustainable during 1970-2018, by using ARDL model, whose goal is to clearly demonstrating if this modality of budget deficit financing is always possible or the government or the government must resort to fiscal or monetary financing.

the econometric evaluation of public debt sustainability concerns the evolution of the debt ratio for a long period and can be completed by the study of the evolution of the budget deficit or by the estimation of the long term relations between revenues and expenditures, which can be carried out by the cointegration tests.

About the results obtained from the empirical study based on stationarity and cointegration tests on Moroccan data, we can conclude that the public debt is not sustainable throughout the study period. As a result, the public debt has become a generator of debt rather than growth, i.e. the State is going into debt to finance the debt.

Keywords : « public debt » ; « stationarity » ; « cointegration » ; « sustainability » ; « ARDL modeling ».

Introduction

L'amélioration du bien-être social de la population reste l'objectif majeur de chaque stratégie de développement qu'elle soit économique ou sociale. Cette finalité n'est réalisable qu'avec un taux de croissance économique élevé entrainant ainsi une augmentation de déficit public.

Face à ce problème, l'Etat doit financer ces dépenses en faisant appel à des multiples choix de financement, parmi ces sources on trouve le financement fiscal, ce mode reste inefficace dans la mesure où il entraine un déplacement des fonds des investisseurs en dehors de l'économie suite à l'augmentation des prélèvements obligatoires (impôts et cotisation sociale) et par conséquent une baisse de la richesse nationale.

Pour y faire face, l'Etat peut financer son déficit par le recours au financement monétaire. Cette alternative de financement par création monétaire peut affecter négativement la crédibilité de l'Etat auprès des créanciers, en effet, en augmentant la masse monétaire en circulation, le Gouvernement met à la disposition de l'économie plus de liquidités qui sera destinée aux ménages (sous forme de dépenses de transfert monétaire) pour améliorer leurs pouvoirs d'achats et seront alors incités à consommer, d'où une augmentation de la demande globale. Or si l'offre reste stable ou réagit lentement l'Etat va subir des tensions inflationnistes.

Aujourd'hui, avec l'ampleur des crises financières et face au problème de développement, la plupart des pays s'oriente vers l'endettement public. Cette modalité de financement a fait couler beaucoup d'encre, en effet si l'approche keynésienne défend l'idée selon laquelle la dette publique est nécessaire pour faire sortir l'économie de la crise, les monétaristes stipulent que tout emprunt public ne peut qu'être néfaste pour les agents économiques dans la mesure où l'endettement public est un impôt futur.

Partant de l'importance du recours à l'endettement public, il s'avère indispensable de vérifier, pour le Maroc, si ce mode est toujours adéquat pour financer son déficit public ; c'est dans ce cadre que s'inscrit notre problématique de recherche qui a pour objet de répondre, en utilisant la modélisation ARDL à une question centrale : la dette publique au Maroc est-elle soutenable pendant la période 1970-2018.

Pour pouvoir répondre à cette question de soutenabilité de la dette publique marocaine, il nous semble judicieux d'opter le plan suivant:

- Un premier point a pour objet de présenter un aperçu théorique de l'approche ARDL.

- Un deuxième point centré sur des tests économétriques de stationnarité et de cointégration, appliqués aux séries : ratio d'endettement public, ratio de déficit budgétaire, ratio des recettes publiques et celui des dépenses publiques.

1. Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes

1.1. La modélisation ARDL

La modélisation ARDL « AutoRegressive Distributed Lag/ARDL », est une combinaison entre les modèles autorégressifs AR (les modèles où parmi les variables explicatives on trouve les valeurs passées de la variable à expliquer). et les modèles à retard échelonnées ou ditributed lag DL (les modèles qui ont pour variables explicatives : Xt et ses valeurs passées). Elle a la forme suivante :

$$Y_t = f\left(X_t,\ Y_{t-p},\ X_{t-q}\right)$$

Ou encore :

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

Où $y_t, x_t \text{ et } \varepsilon_t$ sont respectivement la variable endogène, la variable exogène et le terme d'erreur.

Supposons que nous avons un ensemble de variables et on cherche à modéliser la relation entre elles, tout d'abord on doit noter qu'il y a trois situations simples que nous allons mettre de côté et on ne doit pas penser à cette modélisation par ce qu'elles peuvent être traitées de manière standard :

- Nous savons que toutes les séries sont intégrées d'ordre zéro c'est-à-dire stationnaires en niveau, dans ce cas on peut modéliser les données dans leurs niveaux, en utilisant l'estimation par la méthode des moindres carrées ordinaires (MCO).

- Toutes les séries sont intégrées dans le même ordre, mais elles ne sont pas cointégrées. Dans ce cas on peut modéliser les données en différenciant chaque série et estimer un modèle standard à l'aide de MCO.

- Toutes les séries sont intégrées dans le même ordre et qu'elles sont cointégrées. Dans ce cas, on peut estimer deux modèles : celui de régression estimé par la MCO utilisant les niveaux de données et qui fournira la relation d'équilibre à long terme entre les variables, et celui de correction d'erreur estimé par la MCO et qui représentera la dynamique à court terme de la relation entre les variables.

Supposons maintenant que les séries sont intégrées à des ordres différents et existe également la possibilité de cointégration entre certaines variables. En d'autres termes, les choses ne sont tout simplement pas aussi claires que dans les trois situations mentionnées ci-dessus.

Que faisons-nous dans de tels cas si nous voulons modéliser les données de façon appropriée et extraire les relations à long et à court terme ? C'est là que le modèle ARDL entre en jeu.

Cette modélisation ARDL nous permet de tester la cointégration et estimer les relations de court terme et de long terme lorsque les séries sont ne sont pas intégrées de même ordre.

1.2. Test de cointégration de Pesaran, et al., 2001

« Pour tester l'existence ou non de la cointégration entre séries, la littérature économétrique fournit plusieurs tests ou approches dont le test de Engel et Granger, ceux de Johansen et Johansen et Juselius. Le test de cointégration de Engle et Granger n'aide à vérifier la cointégration qu'entre deux séries intégrées d'ordre (1), il est donc adapté au cas bivarié et s'avère ainsi moins efficace pour des cas multivariés. Le test de cointégration de Johansen permet de vérifier plutôt la cointégration sur plus de deux séries, il a été conçu pour des cas multivariés. Toutefois, bien que le test de Johansen fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM) constitue un remède aux limites du test de Engle et Granger pour le cas multivarié, il exige aussi que toutes les séries ou variables soient intégrées de même ordre.» (Jonas,K.K 2018).

Cependant, en pratique, les séries ne sont pas toujours intégrées de même ordre, dans ce cas, on peut recourir au test de cointégration de Pesaran, et al., 2001, appelé « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test de cointégration », développé au départ par Pesaran & Shin, 1998 . Ce recours au test de cointégration de Pesaran pour la vérification de l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL est équivalent au recours à l'approche « ARDL approach to cointegrating ».

Le modèle associé au test de cointégration par les retards échelonnés est la spécification ARDL cointégrée suivante :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_j \Delta x_{t-j} + \theta z_{t-1} + e_t$$

Où « z_{t-1}» est le terme de correction d'erreur résultant de la relation d'équilibre à long terme vérifiée et est un paramètre indiquant la vitesse d'ajustement au niveau d'équilibre après un choc. Le signe de doit être négatif et significatif pour assurer la convergence de la dynamique vers l'équilibre à long terme. La valeur du coefficient, qui représente la vitesse de

convergence vers le processus d'équilibre, varie généralement entre -1 et 0. -1 signifie une convergence parfaite et instantanée tandis que 0 signifie aucune convergence après un choc dans le processus.

De plus, Pesaran et al . Soutiennent qu'il est extrêmement important de vérifier la constance des multiplicateurs à long terme en testant le modèle à correction d'erreur ci-dessus pour la stabilité de ses paramètres. Les tests couramment utilisés à cette fin sont la somme cumulative (CUSUM) et la somme cumulative des carrés (CUSUMQ), qui sont introduites par Brown, et al.,1975.

2. Evaluation de la soutenabilité de la dette publique au Maroc durant la période 1970-2018

2.1. Variables

2.1.1. Source

Avant d'appliquer les tests de stationnarité et de cointégration, on va commencer par présenter les variables utilisées pour vérifier la soutenabilité de la dette publique marocaine. Comme signalé auparavant, quatre variables seront utilisées et qui peuvent être récapitulées dans le tableau suivant :

Variables	Descriptions
Dp	le ratio d'endettement public (la dette publique / PIB)
Def	Le déficit budgétaire en pourcentage du PIB
Rec	Les recettes publiques en pourcentage du PIB
Dep	Les dépenses publiques en pourcentage du PIB

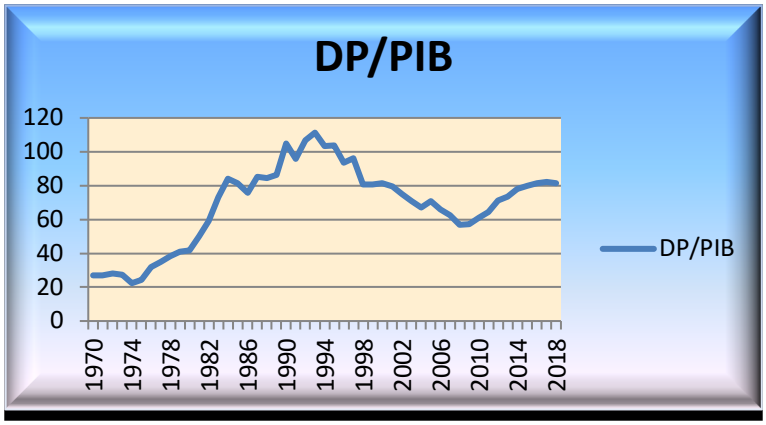
Ces données sont annuelles et extraites de différentes bases des données de la Banque Mondiale ; du Haut-Commissariat au Plan ; rapports annuels de la banque centrale du Maroc (BAM) ; tableaux de bord des finances publiques, DEPF, ministère de l'économie et des finances.

2.1.2. Evolution

La visualisation graphique des variables utilisées nous donnent la possibilité d'observer leurs variations tout au long de la période qui s'étend de 1970 à 2018.

❖ **Le ratio d'endettement (dp)** : d'après le graphique ci-dessous le taux d'endettement a augmenté rapidement entre 1970 et 1990 en passant de 26.98 % à 104.9 % mais après 1993 on assiste à une tendance remarquable à la baisse qui peut être expliquée par l'orientation des pouvoirs publics au financement interne au lieu de recourir à la dette extérieure. Ainsi ce taux est passé de 103.4% en 1994 à 57.2% en 2009. Après ce taux a tracé une tendance à la hausse pour atteindre presque 82% du PIB en 2018.

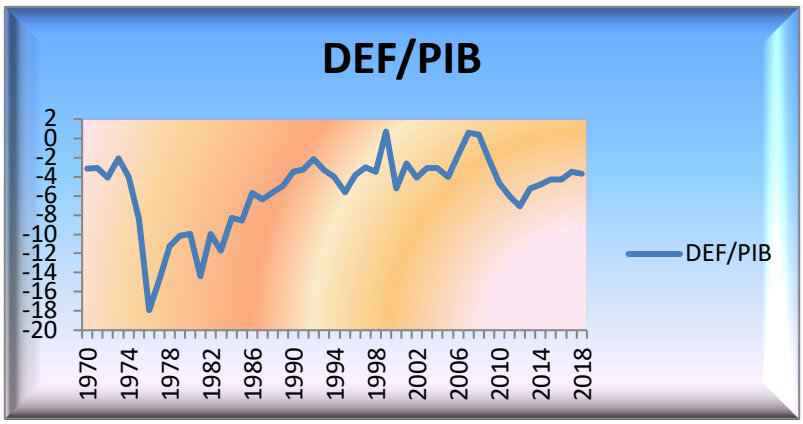
Figure N°1 : Evolution du ratio de la dette entre 1970 et 2018



Source : Graphique dessiné par les auteurs à l'aide d'Excel

❖ **Le déficit public (dp) :** d'après le graphique suivant le solde budgétaire était toujours déficitaire durant la période de l'étude en atteignant sa valeur maximale de 17.91% du PIB en 1976, à l'exception de trois légers excédents de 0.7% du PIB en 1999 de 0.6% du PIB en 2007 et de 0.4% du PIB en 2008. Qui s'expliquent en grande partie par la performance des recettes fiscales : durant notre période d'étude, la part des recettes fiscales dans le PIB est arrivée une seule fois à environ 27%.

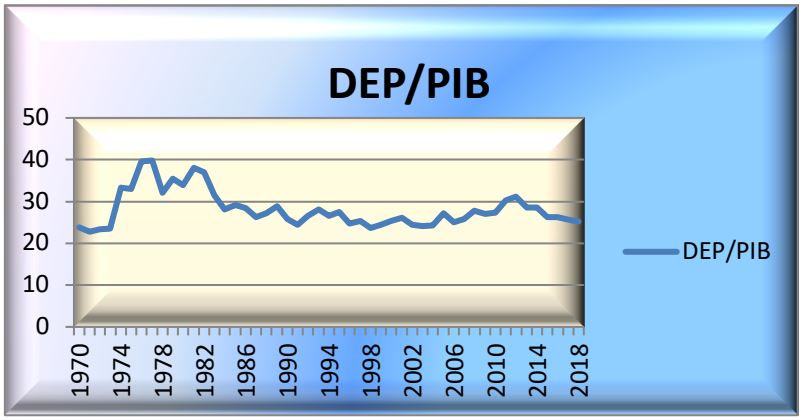
Figure N°2 : Evolution du ratio du déficit entre 1970 et 2018



Source : Graphique dessiné par les auteurs à l'aide d'Excel

❖ **Les dépenses publiques (Dep)** : d'après le graphique suivant, les dépenses publiques réalisaient leur niveau maximum de presque 40% en 1977 et leur minimum de 22% en 1971, généralement et tout au long de la période d'étude, cette variable a connu une variance de pics non homogènes mais généralement il s'agit d'une tendance à la baisse sauf en 2008 où les dépenses publiques ont recommencé d'augmenter à nouveau pour tracer une tendance à la baisse par la suite jusqu'à la fin de notre période.

Figure N°3 : Evolution du ratio des dépenses publiques entre 1970 et 2018

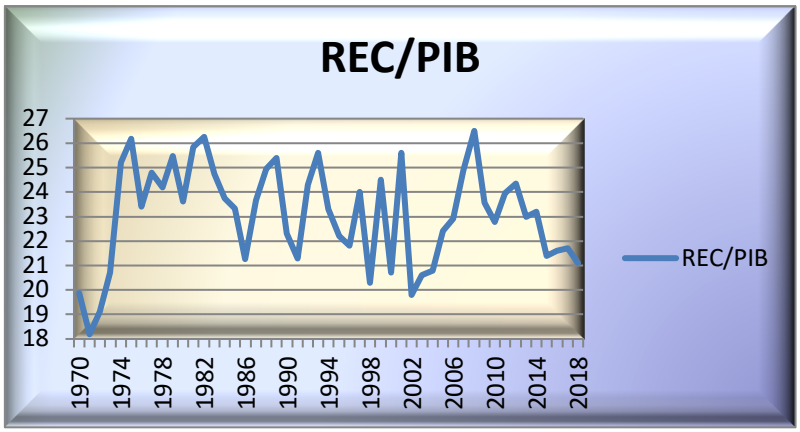


Source : Graphique dessiné par les auteurs à l'aide d'Excel

❖ **Les recettes publiques (Rec) :** le graphique ci-dessous fait ressortir que : entre 1972 et 1982 les recettes publiques ont progressé en passant de 19.11% à 26.25%, mais entre 1982 et 1986 on remarque une diminution des recettes fiscales et non fiscales puis la réforme fiscale a amélioré les recettes entre 1986 et 1989. Au début des années 90 les deux premières années caractérisées par la sécheresse qu'a connu le Maroc ayant un impact négatif sur l'évolution des recettes ordinaires.

Entre 1993 et 1996 des chocs externes liés à la diminution des prix du phosphate et à l'augmentation des prix du pétrole (guerre du Golf) ont contribué à une diminution des recettes ordinaires. Entre 1996 et 2000 ce ratio n'a pas une tendance générale ni à la hausse ni à la baisse. Entre 2002 et 2008 Une augmentation des recettes ordinaires due principalement à une augmentation des recettes fiscales qui s'explique par la bonne conjoncture et l'effort de l'administration fiscale. A cause de la crise mondiale et la mauvaise conjoncture économique le ratio des recettes a diminué entre 2009 et 2010 puis une hausse entre 2010 et 2012 grâce aux efforts du pays pour faire face aux contraintes internes et externes, cependant, un renversement de tendance est constaté entre 2012 et 2018 les recettes ont diminué de presque de 3%.

Figure N°4 : Evolution du ratio des recettes entre 1970 et 2018



Source : Graphique dessiné par les auteurs à l'aide d'Excel

2.1.3. Etude descriptive

Cette étape serve à décrire et analyser les données à travers des calculs des indicateurs de position de dispersion et de normalité, le tableau suivant nous donne ces calculs à l'aide d'Eviews :

Tableau N°1 : Statistiques descriptives

	Dp	Def	Dep	Rec
Mean	68.59306	-5.396531	28.14388	23.06796
Median	73.4	-4.12	27.1	23.33
Maximum	111.3	0.7	39.81	26.50000
Minimum	22.36	-17.91	22.77	18.19
Std.Dev	24.36733	3.871046	4.318498	2.046652
Skewness	-0.394738	-1.233003	1.235322	-0.313340
Kurtosis	2.260280	4.515347	3.771907	2.277740
Jarque-Berra	2.389683	17.10398	13.67900	1.866876
Probability	0.302752	0.000193	0.001071	0.3932
Sum	3361.060	-264.43	1379.05	1130.33
Sum Sq.Dev	28500.81	719.2799	895.1724	201.0616

Source : Auteurs (nos calculs sur Eviews)

D'après l'étude descriptive de ces variable le tableau ci-dessus nous montre que la variable de la dette est la plus volatile et la variable des recettes publique l'est moins au regard des valeurs de l'écart type.

Cette étude descriptive nous renseigne aussi que les variables (Dp, Rec) sont normalement distribuées (*les probabilités de Jarque-Bera sont supérieurs à 5%*), mais les deux autres séries (Def, Dep) ne suivent pas une loi normale.

Ainsi, le coefficient d'asymétrie « Skewness » nous renseigne la présence d'asymétrie vers la droite pour la variable du déficit et celle des recettes et vers la gauche pour les deux autres séries.

De plus, le coefficient d'aplatissement « Kurtosis » nous indique que les distributions (Def, Dep) sont pointues (car ce coefficient est supérieur à 3), par contre les autres variables sont plus aplaties que la loi normale.

Après une première visualisation des graphiques des séries, tout porte à croire que la plupart de ces dernières, ne sont pas stationnaires en niveau (sauf pour le ratio des recettes où il existe un risque de stationnarité en niveau) pour vérifier et savoir le degré d'intégration de chaque variable nous avons trois tests de stationnarité (test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), test de Phillips Perron (PP) et le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)).

2.2. Tests de stationnarité de la dette et du déficit

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

- **Test ADF**

Les tests de Dickey-Fuller (1981) permettent de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une série par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Au terme d'une procédure séquentielle, nous testons l'hypothèse nulle de racine unitaire (non stationnarité) en comparant la t-statistique de φ aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller. La règle de décision est la suivante :

- ✓ Si le t-statistique est inférieur à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle. La série est donc stationnaire.

✓ Si le t-statistique est supérieur à la valeur critique, on accepte l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. La série est donc non stationnaire[1].

- **Test PP**

Le test de Phillips-Perron (1988) étend la procédure de Dickey-Fuller en prenant en compte la possibilité de rupture de tendance dans les séries. Ce teste suit la même procédure que celle du test ADF. Les valeurs critiques sont les mêmes que celle tabulées par Dickey-Fuller. La règle de décision est également identique :

✓ Si la valeur calculée de tρ est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire est rejetée. La série est donc stationnaire.

✓ Si la valeur calculée de tρ est supérieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle ($\alpha = 1$) de présence de racine unitaire est acceptée. La série est donc non stationnaire[2].

- **Test KPSS**

Le test KPSS (1992) apporte une spécificité par rapport aux précédents tests en décomposant la série en une somme d'un trend déterministe, d'une marche aléatoire et d'un terme d'erreur ε_t stationnaire. A la différence également des autres tests, nous testons l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire (stationnarité) en comparant la t-statistique de η aux valeurs tabulées par Kwiatowski et al (1992). La règle de décision est la suivante :

✓ Si la valeur calculée de η est inférieure à la valeur critique correspondante, on accepte l'hypothèse nulle de stationnarité.

✓ Si la valeur calculée de η est supérieure à la valeur critique correspondante, on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité[3].

2.2.1. Ratio dette/PIB

Le tableau suivant présente les résultats des tests de non stationnarité pour le ratio de la dette publique du Maroc sur le PIB :

[1] .Mansour M 2012, « Evaluation théorique et empirique de la soutenabilité de la dette publique : cas de la France », P.51.
[2] Ibid. P.51.
[3] Idem

Résultats des tests :

Variable	Dette/PIB		
	Constante	**Trend**	**Résultat**
ADF	Non significative	Non significatif	Non stationnaire
PP	Non significative	Non significatif	Non stationnaire
KPSS	-	Significatif	Non Stationnaire

D'après ce tableau, nous remarquons que le ratio Dette/PIB n'est pas stationnaire entre 1980 et 2015 pour les trois tests de stationnarité (ADF, PP et KPSS). Par conséquent, la dette publique marocaine n'est pas soutenable entre 1970 et 2018. Comme expliqué précédemment, ce test de stationnarité du ratio de la dette ne permet pas de trancher sur la soutenabilité de la dette publique, il est nécessaire de vérifier la présence ou non d'une racine unitaire du ratio déficit/PIB.

2.2.2. Ratio déficit/PIB

Résultats des tests :

Variable	Déficit/PIB		
	Constante	**Trend**	**Résultat**
ADF	Non significative	Non significatif	Non Stationnaire
PP	Non significative	Non significative	Non stationnaire
KPSS	-	Significatif	Stationnaire

Après avoir testé la stationnarité du ratio de déficit/PIB, nous remarquons que ce dernier est non stationnaire et donc non soutenable entre 1970 et 2018 et ce pour les tests ADF et PP. Par contre, il est stationnaire et donc soutenable si on applique le test de KPSS.

En analysant les résultats des tests de stationnarité pour les deux ratios, aucune conclusion ne peut donc être considérablement donnée quant au caractère stationnaire ou non des séries. L'étude de la stationnarité du ratio de la dette par rapport au PIB et celui du déficit/PIB est

insuffisante pour confirmer la soutenabilité ou non de la dette publique. Passant alors à vérifier la cointégration entre les recettes et les dépenses publiques.

2.3. Test de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques

Comme je l'ai mentionnée auparavant, aucune conclusion ne peut alors être confirmée concernant la soutenabilité ou la non soutenabilité de la dette publique marocaine. Pour compléter notre procédure, la vérification de la cointégration entre les recettes et les dépenses publiques s'avère indispensable. La première étape de ce test de cointégration consiste à étudier la stationnarité pour comparer l'ordre d'intégration des deux variables.

2.3.1. Les tests de stationnarité

❖ **Les dépenses publiques**

Le test de stationnarité des dépenses publiques est effectué de la même façon décrite précédemment. Le tableau suivant présente les résultats des tests de non stationnarité pour ce ratio dans le temps :

Résultats des tests :

Variable / Tests	Dépenses/PIB			
	Constante	**Trend**	**Résultat**	**Ordre d'intégration**
ADF	Significative	Non Significative	Non stationnaire en niveau	I (1)
PP	significative	Non significative	Non stationnaire en niveau	I (1)
KPSS	-	significative	Non stationnaire en niveau	I (1)

Comme nous montre ce tableau, nous remarquons que le ratio de dépenses/PIB n'est pas stationnaire en niveau, mais il le devient si en réalisant ce test de stationnarité sur la série en différence première. On dit alors que **la série est intégrée d'ordre 1**.

❖ **Les recettes publiques**

Résultats de test :

Variable	Recettes/PIB			
	Constante	**Trend**	**Résultat**	**Ordre d'intégration**
ADF	Significative	Non significative	stationnaire	I (0)
PP	Significative	Non significative	stationnaire	I (0)
KPSS	Significative	Non significative	stationnaire	I (0)

Comme nous montre le tableau ci-dessus, ce ratio est stationnaire en niveau au seuil de 5%. Par conséquent la série Recettes/PIB est intégrée d'ordre 0.

Après avoir testé la stationnarité des deux séries. Ces deux dernières ne sont pas intégrées de même ordre par conséquent il est inefficace d'effectuer le test de cointégration de Engle et Granger et celui de johansen, alors on ne peut pas trancher sur la soutenabilité de la dette publique marocaine. Pour pallier ce problème d'intégration à des ordres différents on peut faire appel au test de cointégration de Pesaran et al. (2001).

2.3.2. Test de cointégration entre les recettes et les dépenses

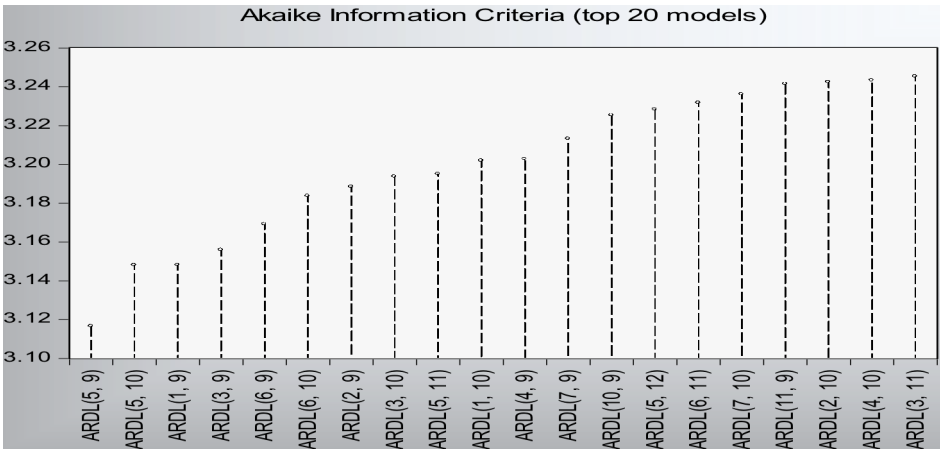
Comme précédemment souligné puisque les variables sont intégrées à des ordres différentes et aucune des variables n'est I(2) (car la modélisation ARDL n'est pas valable pour les séries stationnaires en deuxième différence) ce qui rend inefficace d'utiliser le test de cointégration de Engle et Granger et celui de johansen (qui nécessitent le même ordre d'intégration), et rend utile d'appliquer le test de cointégration aux bornes de Pesaran.

Avant d'appliquer ce test de cointégration, on doit tout d'abord choisir le modèle le plus optimal puis donner une estimation du modèle choisi.

❖ **Modèle ARDL optimal et l'estimation du modèle choisi**

Pour choisir le modèle ARDL optimal (celui qui donne des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres), on va utiliser le critère d'information d'Akaike (AIC), le graphique ci-dessous fait ressortir le modèle le plus optimal choisi :

Figure N°5 : Valeurs graphiques AIC



Source : Auteurs (nos graphiques sur Eviews)

D'après le graphique ci-dessus et selon le critère AIC le modèle ARDL (5, 9) est le plus optimal parmi les 19 autres, car il donne la plus petite valeur de l'AIC. Alors c'est le modèle qui donne des résultats statistiquement significatifs.

Etant donné que le modèle le plus optimal est celui ARDL (5, 9), l'estimation de ce dernier est donnée par le tableau ci-après :

Tableau N°2 : Résultats d'estimation des coefficients

Variable dépendante : Dépenses

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
DEP_PIB(-1)	0.367520	0.126399	2.907616	0.0077
DEP_PIB(-2)	0.079497	0.118609	0.670238	0.5091
DEP_PIB(-3)	-0.047598	0.109564	-0.434430	0.6679
DEP_PIB(-4)	0.012757	0.101889	0.125200	0.9014
DEP_PIB(-5)	0.230684	0.086829	2.656751	0.0138
REC_PIB	0.461347	0.118153	3.904639	0.0007
REC_PIB(-1)	0.208980	0.144093	1.450306	0.1599
REC_PIB(-2)	-0.176603	0.143503	-1.230663	0.2304
REC_PIB(-3)	0.082704	0.136045	0.607914	0.5490
REC_PIB(-4)	0.379612	0.139207	2.726963	0.0118
REC_PIB(-5)	-0.333640	0.145699	-2.289929	0.0311
REC_PIB(-6)	-0.123466	0.121969	-1.012268	0.3215
REC_PIB(-7)	0.071055	0.115410	0.615677	0.5439
REC_PIB(-8)	-0.312772	0.110242	-2.837142	0.0091
REC_PIB(-9)	-0.426791	0.115498	-3.695226	0.0011
C	13.50381	6.931031	1.948311	0.0632

R-squared	0.940438	Mean dependent var	27.69450
Adjusted R-squared	0.903211	S.D. dependent var	3.439881
S.E. of regression	1.070179	Akaike info criterion	3.262703
Sum squared resid	27.48678	Schwarz criterion	3.938255
Log likelihood	-49.25406	Hannan-Quinn criter.	3.506961
F-statistic	25.26257	Durbin-Watson stat	2.005115
Prob(F-statistic)	0.000000		

Source : Auteurs (nos estimations sur Eviews 9)

❖ Tests de diagnostic du modèle

Dans cette étape de validation du modèle estimé, l'objectif est de tester cette validité à travers les tests de diagnostic suivants : test de bruit blanc des résidus, test d'autocorrélation des erreurs, test d'hétéroscédasticité des erreurs, test de normalité des résidus et test de stabilité de modèle.

- **Test de bruit blanc des résidus**

Ce test de bruit blanc a pour objectif de vérifier que les résidus, entre les valeurs observées et les valeurs estimées par le modèle, issus du modèle se comportent comme un bruit blanc. Ce test utilise Q-statistique de Ljung_Box. Cette statistique (corrélogramme et Q-Stat), permet de tester l'hypothèse d'indépendance sérielle d'une série avec une hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre k. elle est basée sur la somme des auto-corrélations de la série et elle est distribué selon une loi de chi-deux avec m degrés de liberté. Si la probabilité associée est inférieure à 0.05, on rejette l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation et on accepte l'hypothèse alternative d'autocorrélation des résidus à l'ordre k.

Figure N°6 : Corrélogramme des résidus

Sample: 1970 2018
Included observations: 40
Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1	-0.00...	-0.00...	0.0022	0.963
		2	-0.14...	-0.14...	0.9106	0.634
		3	0.110	0.110	1.4634	0.691
		4	-0.12...	-0.14...	2.1473	0.709
		5	-0.28...	-0.26...	6.0121	0.305
		6	-0.09...	-0.16...	6.4321	0.377
		7	-0.09...	-0.17...	6.8711	0.442
		8	-0.06...	-0.10...	7.0854	0.527
		9	0.075	-0.04...	7.3899	0.597
		1...	0.030	-0.11...	7.4391	0.683
		1...	-0.02...	-0.16...	7.4887	0.758
		1...	0.215	0.073	10.271	0.592
		1...	0.211	0.163	13.029	0.446
		1...	-0.02...	0.060	13.059	0.522
		1...	-0.03...	-0.02...	13.140	0.591
		1...	0.105	0.127	13.906	0.606

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Source : Auteurs (nos estimations sur Eviews 9)

De ce graphique on peut facilement remarquer que, quel que soit le retard k, la probabilité du test est toujours supérieure à 0.05, ainsi tous les termes des corrélogramme sont confinés dans deux corridors (le premier corridor est associé à l'auto-corrélation et l'autre à l'auto-corrélation partielle). Dans ce cas l'ordre de l'autocorrélation se détermine par le nombre de

termes qui sortent du corridor. Ici, on remarque qu'aucun terme du corrélogramme ne sort de la bande stylisée en pointillés, ce qui indique que les résidus du modèle estimé sont des bruits blancs.

- **Test d'autocorrélation des erreurs**

Il est important que les erreurs de ce modèle soient indépendantes car d'après l'estimation ci-dessus, des valeurs retardées de la variable dépendante apparaissent comme des variables explicatives dans le modèle ; sinon les estimations des paramètres ne seront pas cohérentes. Pour s'assurer de l'absence d'autocorrélation des erreurs on peut faire appel au test de Breush et Godfrey , les résultats de ce test sont donnés par :

Tableau N°3 : Test d'absence d'autocorrélation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.651885	Prob. F(16,8)	0.7783
Obs*R-squared	22.63716	Prob. Chi-Square(16)	0.1238

Source : Nos estimations sur Eviews 9

De cette sortie du logiciel, on remarque que la probabilité de test est supérieur à 5% (seuil critique) alors les résidus sont non autocorrélés.

- **Test d'hétéroscédasticité**

Cette hypothèse est l'une des hypothèses essentielles des modèles linéaires. Les résidus sont dits hétéroscédastiques s'ils n'ont pas la même variance (homoscédasticité des erreurs), pour vérifier si les résidus sont hétéroscédastiques ou homoscédastiques on peut utiliser le test de White :

Tableau N°4 : Test d'hétéroscédasticité de White

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.034193	Prob. F(15,24)	0.4572
Obs*R-squared	15.70413	Prob. Chi-Square(15)	0.4020
Scaled explained SS	3.978977	Prob. Chi-Square(15)	0.9978

Source : Nos estimations sur Eviews

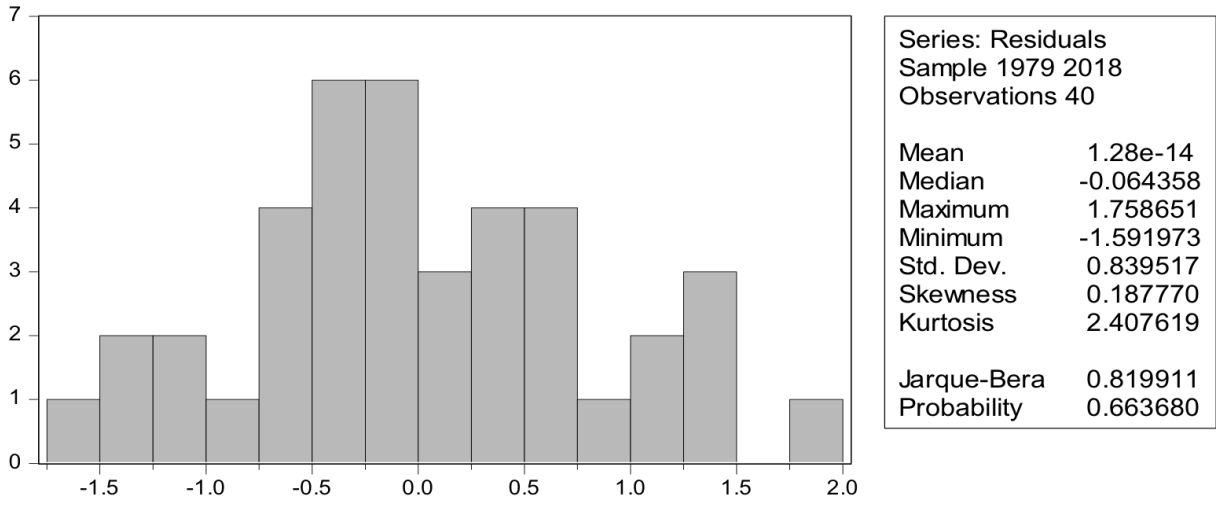
On peut ressortir d'après le tableau ci-dessus que les résidus ne sont pas hétéroscédastiques, car la probabilité de la F-statistic est supérieure à 5%. Alors la variance des résidus de notre modèle est constante.

- **Test de normalité des résidus**

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

L'application de ce test sur Eviews nous a donné les résultats suivants :

Figure N°7 : L'histogramme de la distribution des résidus



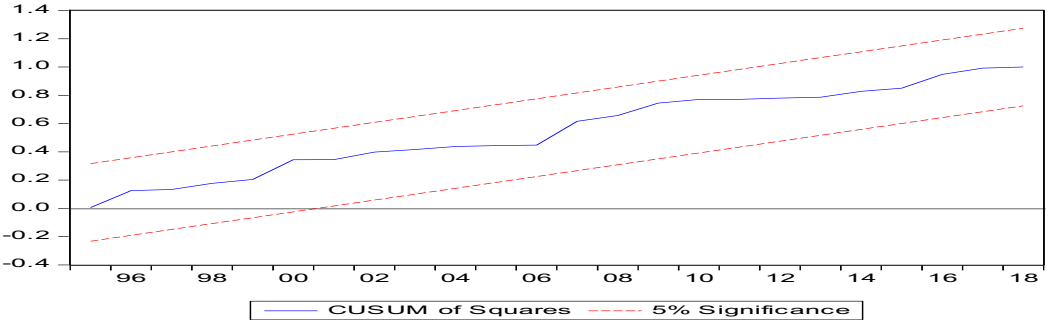
Source : Estimation des auteurs

Les résultats ci-dessus nous confirment que les résidus sont des bruits blancs gaussiens (suivent une loi normale) car la probabilité de Jarque-Bera est supérieure à 5%.

- **Test de stabilité du modèle**

Afin de tester la stabilité du modèle, le test de CUSUM of Squares qui est basé sur la somme cumulée du carré des résidus récursifs est le plus pertinent avec une hypothèse nulle de stabilité de la relation, entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle. En appliquant ce test sur Eviews, ce dernier nous a donné la sortie suivante :

Figure N°8: Test de stabilité



Source : Nos estimations sur Eviews

En se basant sur le graphique ci-dessus les résultats de test de CUSUM of Squares nous pouvons dire que le modèle estimé est stable (car la courbe ne sort pas du corridor en pointillé). Alors les coefficients sont stables au cours du temps.

En somme, les résultats des différents tests de diagnostic ont conduit vers la validation de notre modèle ARDL (5,9) sur le plan statistique.

❖ **Test de cointégration aux bornes**

Maintenant, nous sommes arrivés à l'étape la plus importante, c'est la vérification de la cointégration entre les recettes et les dépenses publiques pour savoir si la dette publique au Maroc est soutenable ou non. Pour cela on fait appel au test de cointégration aux bornes de Pesaran. Ce test est discuté en détail précédemment, la valeur de la statistique du test calculée, sera comparée aux valeurs critiques (qui forment des bornes), trois cas peuvent être existé :

- Si la valeur du Fisher est supérieur à la borne supérieure, il y'a une cointégration entre les deux variables.
- Si la valeur du Fisher est inférieure à la borne inférieure, il n'y a pas de cointégration.
- Si la valeur de Fisher est comprise entre les deux bornes, on ne peut pas conclure.

Après avoir appliqué ce test de cointégration sur Eviews, les résultats furent les suivants :

Tableau N°5 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

ARDL Bounds Test
Sample: 1979 2018
Included observations: 40
Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	K
F-statistic	**16.30328**	1

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	4.04	4.78
5%	4.94	5.73
2.5%	5.77	6.68
1%	6.84	7.84

Source : Nos estimations sur Eviews 9

En analysant le tableau ci-dessus, les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques, car la valeur de F-statistic = 16.30328 est supérieur à celle de la borne supérieure quelque soit le seuil critique (10%, 5%, 2.5% ou 1%). L'existence d'une relation de cointégration nous donne la possibilité d'estimer les effets de long terme entre les variables, mais n'implique pas la soutenabilité de la dette publique au Maroc il faut encore vérifier si les données sont compatibles avec un vecteur de long terme (1 ; -1).

- **La dynamique de Court terme, le coefficient d'ajustement et les coefficients de Long terme**

Le tableau ci-dessous montre que le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif car il est négatif, compris entre zéro et un en valeur absolue et au niveau de 5% il est significativement différent de zéro, ce qui confirme l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Le modèle à correction d'erreur est donc validé. Ainsi on arrive à ajuster 36% du déséquilibre entre le niveau souhaité et réel des dépenses publiques au Maroc, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc l'année dernière. Ainsi à court terme une augmentation de 10% du ratio des dépenses publiques provoque une augmentation de 6.8% du ratio des recettes publiques :

Tableau N° 6 : La dynamique de court terme et le coefficient d'ajustement

Variable dépendante : Dépenses
Cointegrating Form

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEP_PIB(-1))	-0.275339	0.107018	-2.572816	0.0167
D(DEP_PIB(-2))	-0.195842	0.104925	-1.866492	0.0742
D(DEP_PIB(-3))	-0.243440	0.091957	-2.647332	0.0141
D(DEP_PIB(-4))	-0.230684	0.086829	-2.656751	0.0138
D(REC_PIB)	0.461347	0.118153	3.904639	0.0007
D(REC_PIB(-1))	0.176603	0.143503	1.230663	0.2304
D(REC_PIB(-2))	-0.082704	0.136045	-0.607914	0.5490
D(REC_PIB(-3))	-0.379612	0.139207	-2.726963	0.0118
D(REC_PIB(-4))	0.333640	0.145699	2.289929	0.0311
D(REC_PIB(-5))	0.123466	0.121969	1.012268	0.3215
D(REC_PIB(-6))	-0.071055	0.115410	-0.615677	0.5439
D(REC_PIB(-7))	0.312772	0.110242	2.837142	0.0091
D(REC_PIB(-8))	0.426791	0.115498	3.695226	0.0011
CointEq(-1)	**-0.357141**	0.101343	-3.524075	0.0017

Source : Estimation des auteurs

Le tableau ci-dessous nous donne le coefficient ou l'élasticité de long terme estimé. En analysant ce tableau on remarque qu'à long terme le ratio des recettes publiques n'exerce aucun impact sur celui des dépenses publiques.

Tableau N° 7 : Résultats d'estimation des coefficients de LT

Long Run Coefficients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REC_PIB	-0.474808	1.151868	-0.412207	0.6838
C	37.810841	26.632234	1.419740	0.1685

Source : Estimation des auteurs

Comme nous avons déjà signalé, l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses n'implique pas forcement la soutenabilité de la dette publique, et puisque le vecteur de cointégration trouvé pour notre cas (1,-0.36) est différent à (1, -1) alors la dette publique marocaine est non soutenable sur la période 1970-2018.

Ainsi, à l'aide de ce test de cointégration, nous confirmons la non stationnarité du ratio déficit/PIB et bien évidemment la non stationnarité du ratio dette/PIB. D'une manière générale, ces résultats nous poussent à confirmer la non soutenabilité de la politique budgétaire marocaine entre 1970 et 2018. Ce constat est d'une part alarmant et d'autre part très délicat à gérer.

Conclusion

En définitive, nous pouvons conclure qu'en dépits des efforts déployés par le Maroc pour réduire sa dette publique, cette dernière reste non soutenable sur la période 1970-2018, pour plusieurs raisons, dont les suivants :

- L'affectation inefficace des dépenses publiques : les dépenses publiques Marocaines se caractérisent par une prédominance des dépenses liées au fonctionnement au détriment de celles destinées à l'investissement. En effet, la réalisation d'une croissance économique suffisante pour absorber la dette publique pose le problème de la masse salariale, la caisse de compensation et l'investissement public. En ce qui concerne les charges de compensation, Selon LAMNIAI (2016) « en situation hors compensation, le déficit budgétaire en 2012 aurait été de 0.7% au lieu de 7.3% » ce qui pourra expliquer le poids de la compensation dans l'affectation des dépenses publiques. En outre, malgré le rôle des revenus salariaux dans la relance de la demande et la hausse des recettes fiscales (impôt sur le revenu) et les efforts fournis par les décideurs publics pour maitriser l'évolution de la masse salariale (en passant de 13% en 2011 à 1.3% en 2016), ils sont à l'origine des importantes engagements futurs du pays en matière de retraite et de la détérioration de la soutenabilité budgétaire. Quant à l'investissement public, « Depuis 2008, la volonté des pouvoirs publics de poursuivre leurs efforts de soutien à l'activité économique s'est traduite par l'accroissement des dépenses d'investissement du Budget de l'Etat. Elles sont passées à 5,6% du PIB en moyenne sur la période 2008-2016 contre 3,9% sur la période 2000-2007. En se situant à 59,7 milliards de dirhams8 en 2016, ces dépenses représentent 3,1 fois celles réalisées en 2000. Le renforcement de ces dépenses s'est traduit par une importante augmentation de leur part dans les dépenses globales, passant de 16,2% en moyenne sur la période 2000-2007 à 20,3% sur la période 2008-2016 »[4] ; cette augmentation en moyenne des dépenses d'investissement reste insuffisante, dans la mesure où la politique d'investissement public se caractérise par une suite d'accélérations et de freinages en fonction des fonds disponibles du trésor.

- Un système fiscal défaillant : le système fiscal au Maroc est peu efficace, d'une part il est caractérisé toujours par les mêmes anciennes lacunes : complexité, injustice fiscal, déséquilibre entre les impôts directs et les impôts indirects. D'autre part il ne contribue pas suffisamment au financement des dépenses publiques.

[4] Tableau de bord des finances publiques, juin 2017.P.10

- Un secteur agricole très sensible aux aléas climatiques : le secteur agricole est considéré comme l'un des secteurs les plus contributifs à la croissance économique, par exemple ces 15 dernières années il représente 15 à 20% du PIB et entre 1 et 2 points de croissance. Cependant cette compagne agricole reste dépendante aux changements climatiques, par conséquent en cas de sécheresse l'Etat doit déclencher des programmes d'aide et de subvention pour lutter contre ses effets négatifs. A titre d'exemple en 2005, le Maroc dont l'objectif d'absorber les effets négatifs de la sécheresse « a envisagé en faveur du monde rural, des mesures d'aide sous forme de réduction de dette auprès du Crédit Agricole du Maroc (CAM) ainsi qu'un programme de soutien dont l'enveloppe a été arrêtée à 3 milliards de dirhams. Il est à signaler, par ailleurs, que la récurrence des sécheresses entre 2000 et 2002 a nécessité la mise en œuvre d'un programme de soutien en faveur du monde rural pour un cout total de 6.5 milliards de dirhams » (EL ANSARY 2009).

En guise de conclusion, pour tenter de pallier ce problème de non soutenabilité de la dette publique, le Gouvernement doit, à notre avis, d'une part restructurer les dépenses publiques en donnant importance aux dépenses porteuses de croissance, d'autre part, avoir une politique de change adéquate cherchant à augmenter les exportations et réduire les importations.

Les conclusions de notre recherche sont loin d'être définitifs, malgré qu'elles représentent une conception générale sur l'évolution et la soutenabilité de la dette publique au Maroc, ainsi que, les limites et les perspectives de ce mode de financement.

Ainsi, il serait pertinent d'améliorer nos travaux en étudiant non seulement la dette publique dans son ensemble mais aussi analyser la soutenabilité de la dette interne et la dette externe. Pour pouvoir identifier où se situe exactement le problème de non soutenabilité de la dette publique marocaine chose qui nécessite la disponibilité des données bien détaillées de la dette interne et la dette externe (ce détail n'est pas disponible actuellement).

Finalement, il est désirable que ce travail soit une référence aidant les décideurs publics marocains à mieux estimer l'évolution et la soutenabilité de la dette publique marocaine et à commencer les mesures nécessaires pour rendre cette dette publique soutenable à moyen et long terme afin de ne pas cumuler une dette massive qui pèsera sur les épaules de nos enfants.

BIBLIOGRAPHIE

- AIT OUDRA M (2006), « La modélisation des séries non stationnaires, la théorie de la cointégration : application à la demande de monnaie au Maroc », Thèse de Doctorat en Sciences Économiques FSJES - Fès.

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

- Ayadi E (2004), « Dépenses publiques, croissance et soutenabilité des déficits et de la dette extérieure », Rapport Femise FEM N° 21-39.

- BOURBOUNNAIS R (2000), « Économétrie : Manuel et exercices corrigés », 3ème Édition, DUNOD, Paris.

- Brown et al (1975), « Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time », Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), pp. 149-192.

- Brown et al (1975), «Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time», Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological), pp. 149-192.

- EL ANSARY A (2009), « Evaluation de la soutenabilité de la politique budgétaire au Maroc », mémoire pour l'accès au grade d'ingénieur en chef, DEPF.

- Jonas,K.K (2018) « Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels » HAL, P.8.

- Mansour M (2012), « Evaluation théorique et empirique de la soutenabilité de la dette publique : cas de la France », (Mémoire de maitrise).

- Pesaran et al (1997), « Working with Microfit 4.0: Interactive Econometic Analysi », Oxford University Press, Oxford.

- Pesaran M.H Shin Y et Smith R.J. (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », in Journal of Applied Econometrics, Vol.16, n°3, pp. 289-326.

- Raffinot (2001), « Soutenabilité de la dette extérieure : de la théorie aux modèles d'évaluation pour les pays à faible revenu », DIAL, DT n° 98/01.