

**RELATION ENTRE TAUX DE CHANGE, DEFICIT  
BUDGETAIRE, ET DEFICIT DU COMPTE COURANT :  
ANALYSE EMPIRIQUE POUR LE CAS DU MAROC**

**RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATE,  
BUDGETARY DEFICIT, AND CURRENT ACCOUNT DEFICIT:  
EMPIRICAL ANALYSIS FOR THE CASE OF MOROCCO**

**Aziz BENSBAHOU**

PHD- FSJES- Kenitra  
Université Ibn Tofail-Kenitra-Maroc  
**[Email : bensbahou.aziz@uit.ac.ma](mailto:bensbahou.aziz@uit.ac.ma)**

**Mohamed LAKHDAR**

Doctorant en sciences économiques. FSJES-Kenitra  
Université Ibn Tofail-Kenitra-Maroc  
**[Email:lakhdar.mohamed@uit.ac.m](mailto:lakhdar.mohamed@uit.ac.m)**

## **RESUME**

Cette étude a examiné la relation entre le taux de change, le déficit du compte courant, et le déficit budgétaire pour le Maroc en utilisant les données annuelles de la période (1980- 2015). Pour analyser la nature de cette relation, on a estimé un modèle VAR et des fonctions de réponse impulsionnelle, et on a testé la causalité entre les variables. Le test de causalité a montré que la direction de la causalité va du compte courant au solde budgétaire (déficits cousins). En outre, les résultats de ce document ont montré que le solde du compte courant réagit positivement au choc du taux de change, et le solde budgétaire réagit négativement mais l'effet dans ce sens est faible. Par contre l'effet du choc du déficit budgétaire sur le taux de change est positif, ce qui explique que l'augmentation du déficit budgétaire est accompagnée par une appréciation du taux de change.

**MOTS CLÉS : TAUX DE CHANGE ; DÉFICIT BUDGÉTAIRE ;  
DÉFICIT DU COMPTE COURANT ; DÉFICITS COUSINS**

## **ABSTRACT**

This study examined the relationship between the exchange rate, the current account deficit, and the fiscal deficit for Morocco using annual data for the period (1980-2015). To analyze this relationship, we estimated the VAR model and the impulse response functions, and the causality between the variables. The causality test showed that the direction of causality goes from the current account to the budget balance (cousin deficits). Moreover, the results of this paper have shown that the current account balance reacts positively to the exchange rate shock, and the fiscal balance reacts negatively, but the effect in this direction is weak. On the other hand, the effect of the fiscal deficit shock on the exchange rate is positive, which explains why the increase in the fiscal deficit is accompanied by an appreciation of the exchange rate.

**KEY WORDS: EXCHANGE RATE; BUDGET DEFICIT;  
CURRENT ACCOUNT DEFICIT; COUSINS DEFICITS**

## INTRODUCTION

La relation entre le déficit budgétaire et celui du déficit du compte courant est connue sous le nom de “déficits jumeaux”. On parle de déficits jumeaux quand une hausse du déficit budgétaire provoque une augmentation du déficit du compte courant. L'étude des déficits jumeaux a fait l'objet de nombreux travaux théoriques et empiriques et a connu un regain d'intérêt dans les années quatre-vingt suite à la hausse simultanée de ces deux déficits aux États-Unis, et leur effet sur les autres économies mondiales.

L'objectif de cette étude est d'analyser théoriquement et dans un premier point la relation entre le taux de change, le déficit budgétaire et le déficit du compte courant et la nature de cette relation. Autrement dit ; est ce que c'est le déficit budgétaire qui impacte le compte courant ou l'inverse ?

Ce travail se compose de trois points majeurs : elles concernent une présentation des approches théoriques et des vérifications empiriques de l'hypothèse des déficits jumeaux, une analyse des indicateurs des secteurs interne et externe du Maroc, et enfin l'étude empirique de la relation entre le taux de change, le déficit budgétaire, et celui du compte courant.

### 1. SURVOL DE LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE :

#### 1.1 Approches par les comptes nationaux :

Pour exprimer la relation entre le déficit budgétaire et celui du compte courant dans une économie ouverte, nous considérons l'identité de la comptabilité nationale dans une situation d'équilibre macroéconomique suivante :

$$Y = C+I+G+X-M \quad 1.1$$

$$\text{Et } Y = C+S+T \quad 1.2$$

Où C est la consommation, I est l'investissement, G sont les dépenses publiques, X est l'exportation, M est l'importation, S est l'épargne et T sont les recettes publiques.

Après substitution, l'équation 1.2 devient :

$$CA =DB + SI \quad 1.3$$

Dans cette dernière équation, nous considérons que la balance courante des paiements (CA) est réduite et correspond à la balance commerciale (X-M), DB est le déficit budgétaire (T-G), et que SI est l'écart de entre l'épargne et l'investissement (S-I).

D'après l'équation 2.1, nous exprimons CA par :

$$CA = Y - (C + I + G) \quad 1.4$$

Où C+I+G représente l'absorption.

Dans une économie ouverte, nous pouvons écrire :

$$S = I + CA \quad \text{donc} \quad CA = S - I \quad 1.5$$

On considère que l'épargne S est égale à la somme de l'épargne privée  $S_p$  et l'épargne publique  $S_g$  et que l'investissement I est égal à la somme des investissements privés  $I_p$  et des investissements publics  $I_g$  (Fidrmuc. J., 2003).

$$CA = S_p + S_g - I_p - I_g \quad 1.6$$

D'après cette équation, la balance courante est déterminée par le niveau de l'épargne privée et l'investissement privé et elle est déterminée aussi par le niveau de l'épargne et l'investissement publics.

Egalement, on peut conclure que la balance courante est reliée à la balance budgétaire, ce qui est expliqué par la composition de l'épargne totale, car l'épargne privée est la différence entre le revenu disponible et la consommation finale  $S_p = Y - T - C$ . Pour l'épargne publique, elle est écrite comme suit :  $S_g = T - G$ , c'est la différence entre les recettes publiques et les dépenses publiques. Le solde de l'épargne publique représente le déficit budgétaire si  $T < G$ .

Dans l'équation 1.5, nous pouvons remplacer l'épargne totale S par la somme de l'épargne privée  $S_p$  et l'épargne publique  $S_g$ .

L'équation 1.5 devient :

$$S_p + T - G = I + CA \quad 1.7$$

La relation entre la balance courante et la balance budgétaire devient :

$$CA = (S_p - I) + (T - G) \quad 1.8$$

L'équation 1.8 montre que la balance courante ou le solde financier externe est déterminée

par la somme du solde financier privé ( $S_p - I$ ) et le solde financier public ( $T - G$ ).

Il en résulte que la hausse du déficit budgétaire s'accompagne par la hausse du déficit de la balance courante. Si la balance ( $S_p - I$ ) reste stable durant tout le temps, le changement au niveau de solde budgétaire peut changer le solde de la balance courante d'un montant quasi-identique, ce qui signifie qu'il existe une relation causale entre le secteur public interne et le secteur externe, mais ceci n'est valable que sous l'hypothèse de rationalité du secteur privé, selon laquelle le solde financier ( $S_p - I$ ) est généralement stable et tend vers une valeur constante à long terme (Mansouri. B., 2003).

Il en résulte que l'approche comptable de la balance des paiements a des limites parce que même s'il y a une relation comptable entre les trois soldes, cela ne renseigne plus la direction exacte de causalité entre le solde budgétaire et le solde externe. Par exemple, une réduction du déficit budgétaire ne provoque pas toujours une amélioration du solde de la balance courante (Sobrinho. C.R., 2013). Il convient d'ajouter aussi que cette approche n'intègre pas dans son analyse les effets de la mobilité de capitaux étrangers, et elle ne prend pas en considération les régimes de change adoptés par les gouvernements.

## **1.2 Approches théoriques**

Plusieurs approches ont expliqué la relation entre les deux déficits. Selon Le modèle du Mundell-Fleming (1963 ; 1962), une augmentation du déficit budgétaire dû à une augmentation des dépenses publiques ou une réduction des impôts entraîne la hausse du revenu et du taux d'intérêt, et par conséquent les importations et l'entrée des capitaux augmentent. Mais l'entrée des capitaux entraîne, à son tour, une demande excédentaire de la monnaie nationale qui cause l'appréciation du taux de change.

Du fait de l'augmentation du revenu national, les importations augmentent aussi et cela entraîne la détérioration de la balance courante. Mais compte tenu que cette augmentation engendre également une hausse de l'épargne privée, la réaction du déficit du compte courant au changement du solde budgétaire sera partielle, et le déficit budgétaire sera financé à la fois par l'épargne étrangère et par l'épargne privée.

La théorie de l'équivalence ricardienne explique que la relation entre le déficit budgétaire et celui du compte courant n'est pas fortement confirmée. Cette théorie est développée par

Barro (1974). Pour lui, sous certaines conditions, les changements au niveau du déficit budgétaire n'a pas d'effet réel sur l'économie. Pour Barro(1989), la politique budgétaire expansionniste, qui s'accompagne par la hausse du déficit budgétaire, n'affecte pas la demande intérieure, tandis que les dépenses publiques augmentent, les consommateurs intègrent la hausse de la dette publique dans leur calcul et anticipent<sup>1</sup> la hausse prévue des impôts. Donc ils épargnent.

Selon l'hypothèse des anticipations rationnelles, Barro (1989) a expliqué la relation entre l'épargne publique et celle privée. Pour lui, la baisse de l'épargne publique est entièrement compensée par la hausse de l'épargne privée, ce qui provoque une épargne en prévision de la future hausse des impôts. Même en cas du déficit budgétaire, l'épargne privée excède les investissements. Par conséquent, le déficit budgétaire n'a pas d'impact sur le compte courant, parce que la hausse du déficit budgétaire est entièrement compensée par l'amélioration du solde ( $S_p - I_p$ ). Ainsi, la politique budgétaire expansionniste n'influence pas le compte courant, parce que la hausse de l'épargne privée ne nécessite pas d'emprunter à l'étranger.

### **1.3 Investigations empiriques sur les déficits jumeaux ou cousins :**

Les études empiriques sur les déficits jumeaux ont été effectuées à l'aide de diverses méthodes économétriques pour plusieurs pays, et on peut classer ces études selon les résultats obtenus. Une première catégorie des études indique l'existence d'une relation qui va du déficit budgétaire vers le déficit du compte courant. On peut citer les études de : Piersanti(2000), Chinn et Prasad (2003), Altintas et Taban(2011), Kalou et Paleologou(2012), Saeed et Khan (2012). Cependant, Kim et Roubini (2008) ont étudié les effets de la politique budgétaire (représentée par les chocs budgétaires) sur le compte courant et le taux de change réel aux États-Unis pendant la période du régime de change flexible. Contrairement aux prédictions de la plupart des modèles théoriques, leurs résultats suggèrent qu'un choc expansionniste de la politique budgétaire, ou un choc du déficit budgétaire, améliore le compte courant et déprécie le taux de change réel. Aussi, Ratha (2011) a conclu à l'existence des déficits jumeaux à court terme et l'absence de lien entre les deux déficits à long terme.

Une deuxième catégorie des études indique une relation inverse qui va du déficit de compte courant vers le déficit budgétaire, on peut citer par exemple : Makin et Narayan (2012)

qui ont confirmé cette relation à travers des taux d'intérêt et du taux de change, Sobrino (2013), Khlili et al (2013), Marinheiro (2008).

La troisième catégorie des études montre qu'il n'existe aucune relation significative entre les deux déficits. Par exemple, Dewald et Ulam(1990), et Kaufmann et al (2002).

Pour le cas particulier du Maroc, les études effectuées sont différentes. Par exemple, Mansouri(2013) a analysé la relation entre le solde budgétaire et le taux de change réel en se basant sur le modèle à équations simultanées. Les résultats montrent qu'une détérioration du solde budgétaire entraîne une appréciation du taux de change réel.

Mansouri (2013) a montré aussi, dans une équation structurelle du taux de change réel, que ce dernier dépend des termes de l'échange et du solde courant de la balance des paiements. L'impact anticipé des termes de l'échange sur le taux de change réel est positif du fait qu'une augmentation des termes de l'échange augmente les revenus du secteur exportateur ainsi que la demande globale domestique, entraînant dès lors une hausse des prix intérieurs et donc une appréciation du taux de change réel.

Mansouri(2013) a posé, dans l'estimation de son modèle, comme principale hypothèse, que les déficits budgétaires accrus apprécient indirectement le taux de change réel. La raison renvoie au fait qu'un déficit courant de la balance des paiements, lui-même largement dû à l'accumulation des déficits budgétaires, équivaut à un excès de la demande domestique agrégée qui exerce des pressions à la hausse sur les prix intérieurs, d'où une appréciation du taux de change réel.

Benlamine Mokhtar (2015) a vérifié l'hypothèse des déficits jumeaux à travers une exploration des données statistiques s'étalant de 1980 à 2014. Il a précisé l'existence d'une relation de cause à effet unilatérale et retardée au sens de Granger du besoin de financement du Trésor au solde du compte courant. Il a rejeté l'existence d'une causalité instantanée entre les deux déficits. Mossadak (2013) a aussi examiné la relation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant pour le cas du Maroc en utilisant des données annuelles du 1980 à 2012, il a trouvé une causalité de sens inverse, les deux derniers résultats trouvés pour le cas du Maroc sont expliqués par le choix des données et les techniques quantitatives utilisées.

## **2. INDICATEURS SUR LES SECTEURS EXTERNE ET INTERNE AU MAROC :**

L'économie marocaine se caractérise par une ouverture de plus en plus accrue vers le marché international. Cette ouverture a été accompagnée par des mutations structurelles des échanges extérieurs.

Au cours des dernières années, un certain dynamisme des exportations marocaines est perceptible, mais cette amélioration s'est faite à un rythme plus faible que celui des importations. Cette évolution a été amplifiée par l'avènement de la crise, notamment, dans la zone euro, et l'envolée des prix des matières premières qui ont vite révélé les grandes fragilités des comptes extérieurs, et aussi de la variation du prix à l'importation du pétrole.

**Tableau 1: Moyennes historiques des indicateurs du secteur externe :**

Indicateurs	2000 à 2006	2007 à 2013	2014 à 2016
Compte courant (en % du PIB)	-0,35	-6,26	-4,17
Balance commerciale en % du PIB	-4,58	-12,85	-10,22
Exportation des b et s en % du PIB	29,02	33,27	34,44
Importation en en % du PIB	33,60	46,13	44,66
Importation des carburants (en % de des marchandises importées)	17,47	23,72	21,12
Importation d'énergie, nettes (% de l'utilisation d'énergie)	87,68	90,25	91,21

**Source:** FMI, BM(IDM) et calculs d'auteur

Ainsi, le déficit de la balance commerciale s'est aggravé durant la période 2007-2013 pour atteindre 12,85 % du PIB contre 4,58% durant la période 2000-2006. Les importations globales ont, quant à elles, enregistré en moyenne 46,13 % du PIB durant la période 2007-2013, contre 33,60% durant 2000-2006 ce qui influe sur le taux de couverture qui a atteint 54,8% en 2016.



En ce qui concerne Le déficit de la balance courante, il est passé de 0,35 en % PIB durant 2000-2006 à 6,26 en % du PIB pendant 2007-2013 pour atteindre 4,17 en pourcentage du PIB durant la période 2014-2016. La situation du compte courant pour la dernière période est due principalement à l'atténuation du déficit commercial traduisant un net allègement de la facture énergétique et la poursuite de la dynamique à l'export du secteur de l'automobile. Ce dernier secteur représente le premier secteur exportateur depuis 2014 où les exportations enregistrent une hausse de 11,9% soit 5,8 milliards DH en 2016.

Pour le cas du secteur interne, les réformes fiscales et budgétaires engagées par le Maroc, se rapportant aussi bien aux recettes qu'aux dépenses de l'Etat et des collectivités locales. Ces réformes ont permis de réduire le déficit budgétaire et son corollaire : le taux d'endettement, notamment extérieur et se sont traduites par des changements importants au niveau des modalités de financement de l'Etat.

**Tableau 2 : Moyennes historiques des indicateurs du secteur interne**

Indicateurs	2000 à 2006	2007 à 2013	2014 à 2016
Recette totale en % du PIB	23,20	28,3	27,25
Dépenses totales en % du PIB	23,6	31,82	31,94
Déficit budgétaire en % du PIB	0,4	3,52	4 ,69
Epargne nationale brute % du PIB	25,90	29,12	27.44

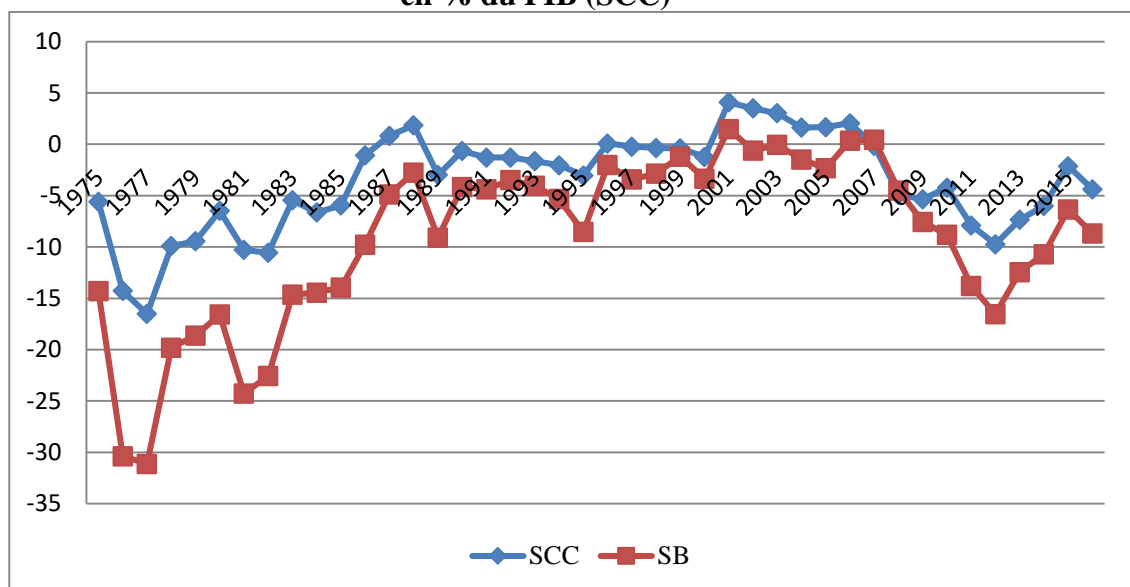
**Source:** FMI, BM(IDM) et calculs d'auteur

La situation budgétaire du Maroc s'est détériorée durant les trois périodes comme indiqué sur le tableau ci-dessus. Le déficit est passé de 0,4% du PIB durant la période 2000-2006 à 3,52% du PIB durant 2007-2013 pour atteindre 4,70% du PIB durant 2014-2016.

La présentation des indicateurs externes et internes nous a permis un peu de connaître la tendance du solde budgétaire et du solde du compte courant au Maroc.

Le graphique ci-dessous montre une évolution parallèle des deux soldes durant la période 1975-2016.

**Graphique 1 : Solde budgétaire en % du PIB (SB) et solde du compte courant  
en % du PIB (SCC)**



Source: MEF, BM(IDM)

### 3. ETUDE EMPIRIQUE

La théorie économique fournit de nombreuses explications sur les interrelations possibles entre le déficit de compte courant, le solde budgétaire, et le taux de change. Cependant, leur validité semble être une question empirique.

Nous étudions la nature des relations entre ces variables en employant un certain nombre de techniques économétriques. Tout d'abord, après la présentation des variables de cette étude et leurs propriétés statistiques, nous testons l'état stationnaire des variables en utilisant le test Augmented Dickey Fuller (ADF). Deuxièmement, nous testons la cointégration des variables en utilisant la méthode de Johansen. Ensuite, nous procédons avec la méthode Vector Autoregression (VAR) pour estimer la relation entre les variables d'intérêt. Ce modèle traite toutes les variables sur un pied d'égalité, et il n'y a pas de distinction entre les variables endogènes et exogènes. A partir du modèle VAR, nous dériverons la fonction de réponse impulsionnelle (IRF). Enfin, nous déterminerons les directions de Granger-causalité.

#### 3.1 Description des variables et sources des données :

Les sources des variables utilisées dans cette étude sont présentées comme suit :

Variables ou indicateurs	abréviation	Sources des données
Solde du compte courant	SCC	IMF, World Economic Outlook Database
Solde budgétaire	SB	Ministère d'économie et des finances.
Indice du taux de change effectif réel	ITCER	Rapport de BANK AL-MAGHRIB et Indicateurs de la banque mondiale.
Balance commerciale.	BC	Indicateurs de la banque mondiale

## 3.2 Analyse des propriétés statistiques des séries

### 3.2.1 Analyse de corrélation

L'analyse de la corrélation entre les différentes variables indique l'existence d'une relation positive entre le solde du compte courant et le solde budgétaire (0,62), et aussi le taux de change et le solde du compte courant(0,41), de même entre la balance commerciale et le solde budgétaire (0,62) (**voir A1**).

### 3.2.2 Tests de stationnarité (**voir A2**)

La stationnarité des variables : solde budgétaire (SB), solde du compte courant (SCC) , balance commerciale et l'indice du taux de change (ITCER) a été testée à l'aide du test Augmented Dickey-Fuller (ADF). Le tableau suivant rapporte les résultats qui suggèrent le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire de stationnarité pour toutes les variables au niveau. Cependant, toutes les variables étaient stationnaires à leurs premières différences.

**Tableau 3: Les résultats de test ADF en différence première**

Variable différenciées	Retard	Tendance+c C ou Non	Probabilité	Conclusion: stationnaire
<b>DSCC</b>	0	constante	0,0047	I(1)
<b>DSB</b>	0	constante	0,0000	I(1)
<b>DLTCER</b>	0	constante	0,0020	I(1)
<b>DBC</b>	0	Tendance+c	0,0002	I(1)

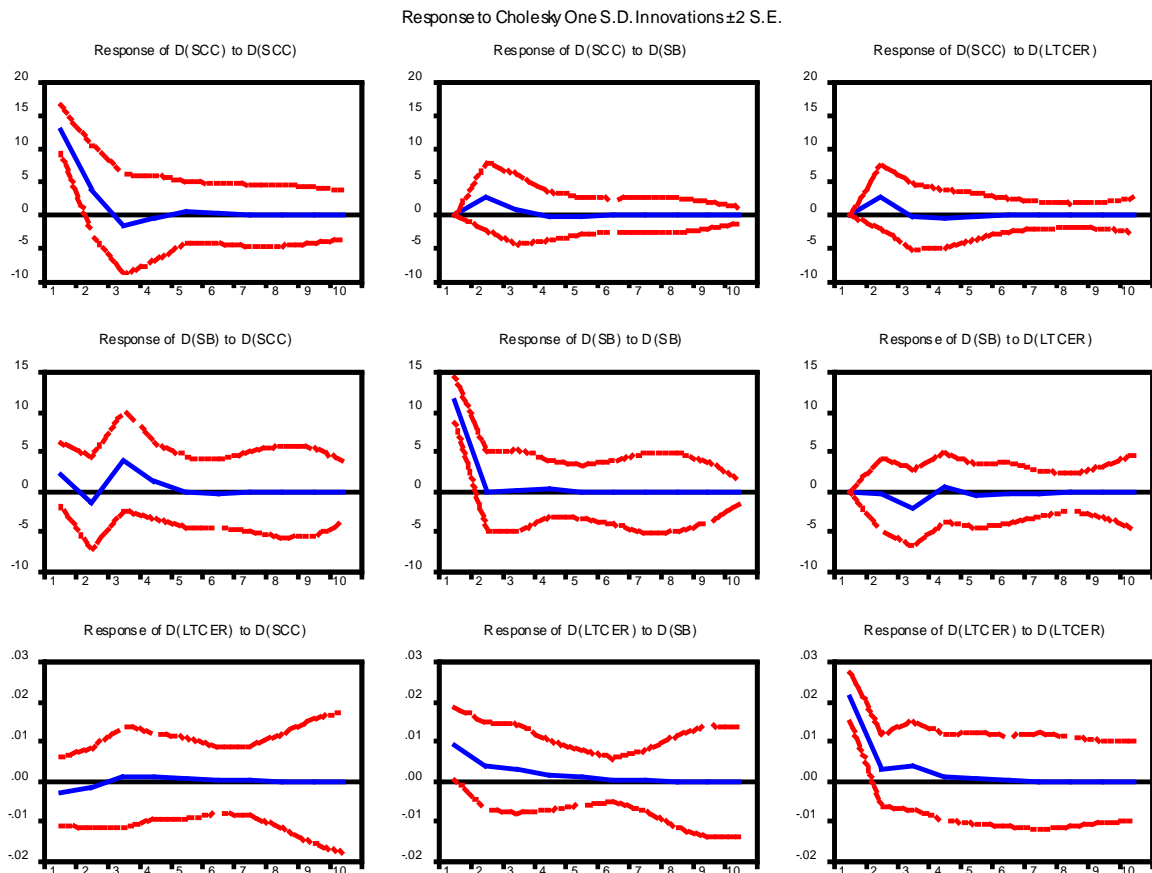
### **3.3 Test de cointégration**

Les résultats des tests de trace sont rapportés dans ce qui suit. Ils suggèrent l'acceptation de l'hypothèse nulle de non cointégration au niveau de 5%. Cela signifie que pour le premier modèle, le solde budgétaire, le compte courant et le taux de change ne sont pas cointégrés et qu'il n'existe pas de combinaison linéaire stationnaire entre les variables. Cependant, nous estimons un modèle VAR et nous analysons la dynamique de chaque variable après un choc de l'autre. (**Voir A3**).

### **3.4 Estimation du modèle VAR et réponses impulsionnelles**

La fonction des réponses impulsionnelles FRI (Impulse responses function) est une autre façon de vérifier la relation entre les variables étudiées, car elle explique en particulier comment un choc dans l'une de ces variables affecterait la valeur de l'autre variable. Tout d'abord, on estime le modèle VAR qui comprend toutes les variables en première différence, qui aident à estimer les chocs à chaque variable (**voir annexes A4, A5 et A6**). Sur cette base, la FRI peut être construite. La fonction de réponses impulsionnelles trace l'effet d'un choc unique sur l'une des innovations sur les valeurs actuelles et futures des variables endogènes. La figure suivante montre les réponses de chaque variable aux chocs dans les autres variables incluses dans le modèle.

## RELATION ENTRE TAUX DE CHANGE, DEFICIT BUDGETAIRE, ET DEFICIT DU COMPTE COURANT : ANALYSE EMPIRIQUE POUR LE CAS DU MAROC



Selon la figure ci-dessus, un choc négatif au compte courant génère un accroissement du déficit budgétaire. Ce résultat confirme une relation causale qui va du compte courant vers le solde budgétaire.

Concernant les réponses du compte courant et du solde budgétaire aux chocs du taux de change effectif réel, le solde du compte courant réagit positivement, et le solde budgétaire réagit négativement mais l'effet dans ce sens est faible. Par contre, l'effet du choc du déficit budgétaire sur le taux de change est positif, ce qui explique que l'augmentation du déficit budgétaire est accompagnée par une appréciation du taux de change.

### 3.5 Test de causalité :

Le compte courant cause le déficit budgétaire au seuil de 5 % (**voir A7**).

Le test de causalité Granger révèle que l'orientation de la causalité unidirectionnelle passe du compte courant au solde budgétaire et une relation bidirectionnelle entre la balance commerciale et le déficit budgétaire.

## CONCLUSION

Ce document a estimé le modèle VAR dans le cas du Maroc en utilisant des séries temporelles de la période 1980-2015. L'analyse statistique des indicateurs du secteur externe et l'étude de la causalité montre que la détérioration de la balance commerciale a un effet positif et direct sur le solde du compte courant.

Les résultats de l'étude empirique de la relation entre les déficits de la balance courante ou le solde du compte courant et les déficits budgétaires avec le taux de change effectif réel ont montré qu'il y a corrélation positive entre le solde du compte courant et le solde budgétaire, et que le premier cause le deuxième, ce qui est connu par déficits cousins.

Aussi, l'analyse des fonctions impulsionnelle a indiqué que le solde du compte courant réagit positivement au choc du taux de change, et le solde budgétaire réagit négativement mais l'effet dans ce sens est faible. Par contre l'effet du choc du déficit budgétaire sur le taux de change est positif, ce qui explique que l'augmentation du déficit budgétaire est accompagnée par une appréciation du taux de change.

**BIBLIOGRAPHIE**

- [1] **Afonso, A., and Rault, C. (2008).** « Budgetary and External Imbalances Relationship. » ECB Working paper no. 961
- [2] **Algieri, B. (2013).** «An empirical analysis of the nexus between external balance and government budget balance: The case of the GIIPS countries. » *Economic Systems*, 37 (2), pp 233-253.
- [3] **Altintas, H., & Taban, S. (2011).** «Twin Deficit Problem and Feldstein-Horioka Hypothesis in Turkey: ARDL Bound Testing Approach and Investigation of Causality. » *International Research Journal of Finance and Economics*, pp 30-45.
- [4] **Bank ALMAGHREB (2016), « Rapport annuel »** Exercice 2015.
- [5] **Barro, R.J. (1974).** « Are government bonds net wealth? » *Journal of Political Economy*, 82 (6), pp 1095-1117.
- [6] **Barro, R.J. (1989).** « The Ricardian approach to budget deficits. » *The Journal of Economic Perspectives*, 3 (2), pp 37-54.
- [7] **Beetsma, R. et al. (2008)** «The effects of public spending shocks on trade balances and budget deficits in the European Union.» *Journal of the European Economic Association*, 6 (2-3), pp 414-423.
- [8] **Benlamine Mokhtar (2015),** « Les déficits jumeaux au Maroc, du mythe aux réalités : quelques implications pour l'économie marocaine. »Travail présenté aux journées organisées à L' OCP Policy Center sous thème : Politique budgétaire et activité économique au Maroc : Une analyse quantitative.
- [9] **Chinn, M.D.,and Prasad, E.S. (2003).** « Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration. » *Journal of International Economics*, 59 (1), pp 47-76.
- [10] **Darrat, A.F. (1988).** «Have large budget deficits caused rising trade deficits? » *Southern Economic Journal*, 54 (4),

- [11] **Dévoluy, M.(1998)** « Théories macroéconomiques : fondements et controverses » collection U, Série d'économie ;Paris
- [12] **Dewald, W.G., & Ulan, M. (1990).** «The twin deficit illusion. » Cato Journal, 9 (3), pp 689-707.
- [13] **Enders, W., & Lee, B.S. (1990).** « Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins? » The Review of Economics and Statistics, 72 (3), pp 373-381
- [14] **Fidrmuc, J. (2003)** « The Feldstein-Horioka puzzle and twin deficits in selected countries » Economics of planning 36 (2) , pp 135-152
- [15] **Fleming, J.M. (1962).** « Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates. » International Monetary Fund Staff Papers, 9 (3), pp 369-379.
- [16] **Funke, K., and Nickel, C. (2006).** « Does fiscal policy matter for the trade account ? A panel cointegration study.» ECB Working paper no. 620
- [17] **Grier, K., and Ye, H. (2009).** «Twin sons of different mothers : the long and the short of the twin deficits debate. » Economic Inquiry, 47 (4), pp 625-638.
- [18] **Kalou, S., and Paleologou, S.M. (2012).** «The twin deficits hypothesis : Revisiting an EMU country.» Journal of Policy Modeling, 34 (2), pp 230-241.
- [19] **Kaufmann, S. et al. (2002).** «The Austrian current account deficit: Driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation ? » Empirical Economics, 27 (3), pp 529-542.
- [20] **Khalil Mudassar, and al (2013)** «of Twin Deficits Hypothesis: A Case Study of Pakistan »Universal Journal of Management.
- [21] **Kim, S. and Roubini, N. (2008)** «Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. » Journal of International Economics, 74, (2), pp. 362-383.
- [22] **Makin, A.J., and Narayan, P.K. (2012).** « Re-examining the "twin deficits" hypothesis : evidence from Australia. » Empirical Economics, 45 (2), pp 817-829.



- [23] **Makin, A.J., and Narayan, P.K. (2012).** «Re-examining the twin deficits hypothesis : evidence from Australia. » *Empirical Economics*, 45 (2), pp 817-829.
- [24] **Mansouri Brahim (2013)** « Fiscal plicy, Trade Surpluses and Exchange Rates in a Situation of Trade Liberalisation and Crisis : The case of Morocco », papier présenté à la 19 ème conference d'Economic Research Forum, Koweit.
- [25] **Mansouri, B. (2003)** « Soutenabilité, déterminants et implications macroéconomique des Déficits publics dans les pays en développant : cas du Maroc. Thèse de doctorat d'Etat, Université Hassan II Ain Chock.
- [26] **Marinheiro, C.F. (2008).** « Ricardian equivalence, twin deficits, and the Feldstein-Horioka puzzle in Egypt. » *Journal of Policy Modeling*, 30 (6), pp 1041-1056.
- [27] **Mossadak A., (2013),** «Twin deficits in Morocco: An empirical investigation», *International Journal of Business and Social Research*;
- [28] **Mundell, R.A. (1963).** « Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. » *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29 (4), pp 475-485.
- [29] **Nickel, C., and Tudyka, A. (2014).** «Fiscal Stimulus in Times of High Debt : Reconsidering Multipliers and Twin Deficits.» *Journal of Money, Credit and Banking*, 46 (7), pp 1313-1344.
- [30] **Nickel, C., and Vansteenkiste, I. (2008).** «Fiscal policies, the current account and Ricardian equivalence. » *ECB Working Paper no. 935*. p :22
- [31] **Piersanti, G. (2000).** «Current account dynamics and expected future budget deficits: some international evidence. » *Journal of International Money and Finance*, 19 (2), pp 255-271 *Policy Modeling*, 30 (6), pp 1041-1056. pp 879-887.
- [32] **Ratha, Artatrana (2011)** «Twin deficits or distant cousins? Evidence from India. The Repository at St.» *Cloud State University, Economics Faculty Working papers, Paper 5*

- [33] **Saeed, S. and Khan, A.(2012).** «Twin Deficit Hypothesis: The Case of Pakistan 1972-2008. » Natural and Applied Sciences, 3(2), 155-162.
- [34] **Sobrinho, C.R. (2013).** «The twin deficits hypothesis and reverse causality: A short-run analysis of Peru. » Journal of Economics Finance and Administrative Science, 18 (34)

## ANNEXES

### A1. Analyse de corrélation :

Sample: 1980 2015

Included observations: 36

Correlation	SCC	SB	LTCER	BC
SCC	1.000000			
SB	0.622472	1.000000		
LTCER	0.411788	0.409771	1.000000	
BC	0.833198	0.626057	0.476790	1.000000

### A2. Test de stationnarité :

Null Hypothesis: D(SCC) has a unit root  
Null Hypothesis: D(LTCER) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.254189	0.0020
Test critical values:		
1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LTCER,2)  
Method: Least Squares  
Date: 03/19/17 Time: 21:54  
Sample (adjusted): 1982 2015  
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCER(-1))	-0.707876	0.166395	-4.254189	0.0002
C	-0.003181	0.004019	-0.791335	0.4346

R-squared	0.361254	Mean dependent var	0.000972
Adjusted R-squared	0.341293	S.D. dependent var	0.028013
S.E. of regression	0.022736	Akaike info criterion	-4.672733
Sum squared resid	0.016541	Schwarz criterion	-4.582947
Log likelihood	81.43647	Hannan-Quinn criter.	-4.642114
F-statistic	18.09813	Durbin-Watson stat	2.112552
Prob(F-statistic)	0.000171		

Null Hypothesis: D(SB) has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.850359	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(SB,2)  
Method: Least Squares  
Date: 03/19/17 Time: 21:51  
Sample (adjusted): 1982 2015  
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SB(-1))	-1.032892	0.176552	-5.850359	0.0000
C	-0.895376	1.956599	-0.457619	0.6503

R-squared	0.516811	Mean dependent var	0.157782
Adjusted R-squared	0.501712	S.D. dependent var	16.09386
S.E. of regression	11.38044	Akaike info criterion	7.755175
Sum squared resid	4129.910	Schwarz criterion	7.844961
Log likelihood	-129.8380	Hannan-Quinn criter.	7.785794
F-statistic	34.22670	Durbin-Watson stat	1.994443
Prob(F-statistic)	0.000002		

Null Hypothesis: D(BC) has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.836241	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(BC,2)  
Method: Least Squares  
Date: 03/19/17 Time: 21:56  
Sample (adjusted): 1982 2015  
Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BC(-1))	-1.089099	0.186610	-5.836241	0.0000
C	3.757135	4.332079	0.867282	0.3925
@TREND("1980")	-0.427804	0.212318	-2.014924	0.0527

R-squared	0.526530	Mean dependent var	-0.740660
Adjusted R-squared	0.495984	S.D. dependent var	16.61495
S.E. of regression	11.79564	Akaike info criterion	7.857434
Sum squared resid	4313.251	Schwarz criterion	7.992113
Log likelihood	-130.5764	Hannan-Quinn criter.	7.903364
F-statistic	17.23702	Durbin-Watson stat	2.030461
Prob(F-statistic)	0.000009		

### A3. Test de cointégration :

## RELATION ENTRE TAUX DE CHANGE, DEFICIT BUDGETAIRE, ET DEFICIT DU COMPTE COURANT : ANALYSE EMPIRIQUE POUR LE CAS DU MAROC

Sample (adjusted): 1985 2015

Included observations: 31 after adjustments

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.344730	23.48605	24.27596	0.0627
At most 1	0.279798	10.38209	12.32090	0.1034
At most 2	0.006660	0.207152	4.129906	0.7052

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Sample (adjusted): 1983 2015

Included observations: 33 after adjustments

Series: SB LTCER BC

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.492955	24.24644	24.27596	0.0504
At most 1	0.037425	1.834278	12.32090	0.9623
At most 2	0.017290	0.575549	4.129906	0.5099

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### A4. Tests de portmanteau

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 03/13/17 Time: 00:01

Sample: 1980 2015

Included observations: 33

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.354634	NA*	0.365716	NA*	NA*
2	0.972550	NA*	1.023498	NA*	NA*
3	12.23621	0.2003	13.41353	0.1448	9
4	18.07983	0.4504	20.06316	0.3293	18
5	23.63639	0.6504	26.61197	0.4849	27
6	30.15165	0.7424	34.57506	0.5364	36
7	38.50575	0.7419	45.17834	0.4645	45
8	44.16937	0.8277	52.65431	0.5264	54
9	47.63279	0.9249	57.41652	0.6747	63
10	51.12781	0.9704	62.43111	0.7822	72
11	55.19965	0.9875	68.53888	0.8367	81
12	61.60759	0.9904	78.60849	0.7989	90

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

#### A5. Choix de nombre de retard

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: SCC SB LTCER

Exogenous variables: C

Date: 03/12/17 Time: 23:26

Sample: 1980 2015

Included observations: 31

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-207.8598	NA	162.4381	13.60386	13.74263	13.64910
1	-156.3588	89.71157*	10.51249	10.86186	11.41695*	11.04280*
2	-145.7083	16.49110	9.635927*	10.75537*	11.72678	11.07203
3	-139.2503	8.749426	11.91039	10.91938	12.30711	11.37174
4	-130.4697	10.19685	13.26626	10.93353	12.73758	11.52161
5	-125.7896	4.529155	20.65834	11.21223	13.43260	11.93602

\* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

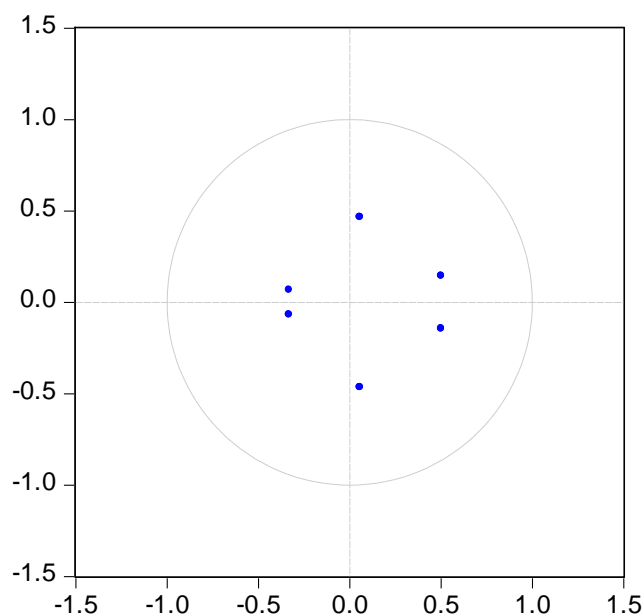
AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

#### A6. Test de stabilité de VAR

##### Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



##### Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: D(LTCER) D(SCC) D(SB)

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 2

Date: 03/19/17 Time: 00:09

Root	Modulus
0.502499 - 0.144486i	0.522858
0.502499 + 0.144486i	0.522858
0.056676 - 0.465185i	0.468625
0.056676 + 0.465185i	0.468625
-0.331013 - 0.067925i	0.337910

$$-0.331013 + 0.067925i \qquad 0.337910$$

No root lies outside the unit circle.  
VAR satisfies the stability condition.

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
D(SCC) does not Granger Cause D(SB)	3.27971	0.0298
D(SB) does not Granger Cause D(SCC)	1.01297	0.4222
D(BC) does not Granger Cause D(SB)	4.46321	0.0086
D(SB) does not Granger Cause D(BC)	5.79405	0.0024
D(BC) does not Granger Cause D(SCC)	3.11454	0.0358
D(SCC) does not Granger Cause D(BC)	0.46206	0.7628