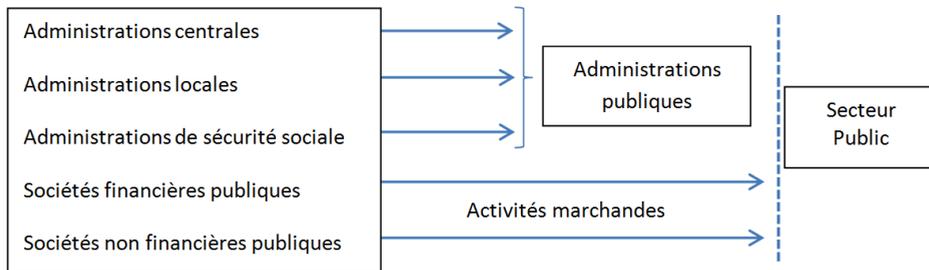


Secteur public : des choix à opérer

La théorie des déficits jumeaux repose en partie sur l'enchaînement comptable proposé - ou en ajustant l'équilibre ressources-emplois à travers l'ajout des dépenses (G) et des recettes publiques (T) – tout en intégrant une répartition de l'économie totale en ses composantes publique et privée. Cette tâche constitue en soi une difficulté de taille voire même une entrave pour la réussite, la comparabilité et l'exhaustivité des travaux empiriques. En effet, le champ de définition du secteur public s'avère complexe et déterminant. Il incorpore un amas de concepts partant du marchand au non marchand et s'avère sujet à des changements de structure importants, avec des entités entrantes (institutions nouvelles : CST, SEGMA,...) ou sortantes (privatisations, gestion déléguée...). L'ensemble de ces éléments tend à conférer à l'usage du terme « secteur public » un grain de simplicité souvent de trop.

Schéma 1 : Secteur public - une délimitation conceptuelle



Sources : *Système de la comptabilité nationale et schéma auteur*

Ainsi, le secteur public peut renvoyer aussi bien aux administrations centrales dont l'activité principale est de caractère non marchand ou encore à un groupement de cette première catégorie aux sociétés publiques à vocation marchande. Le choix opéré n'est pas anodin et ses implications en matière de recommandations, de conclusions et de résultats peuvent être très importants. A titre d'exemple, les dépenses d'investissement du « secteur public » au titre de 2013 peuvent varier de 48,2 milliards de dirhams à 126,2 milliards selon que l'on prenne compte ou pas de celles des entreprises publiques.

6.1.3. Revue de la littérature théorique

Sur le plan théorique, fondamentalement, deux thèses opposées essayent d'expliquer la relation existante entre solde budgétaire et celui du compte courant. La première affirme l'absence d'un lien de causalité alors que la deuxième prône l'existence d'une relation de cause à effet.

De fondement classique, la première thèse repose sur la neutralité de la politique budgétaire en stipulant que celle-ci reste sans effets sur les agrégats réels. Se basant sur l'hypothèse du comportement altruiste des agents économiques et sur « la neutralité et/ou l'inefficacité » de la politique budgétaire, pierre angulaire de l'équivalence Ricardienne, ce courant affirme l'absence d'une relation entre solde budgétaire et celui courant (Barro 1974).

L'approche conventionnelle qui affirme, pour sa part, l'existence des déficits jumeaux regroupe les écoles de pensées monétaristes, l'école de Cambridge, les keynésiens et la théorie néoclassique d'horizon fini. L'école de Chicago ou l'approche monétaire de la balance des paiements précise que le déficit extérieur provient d'un excès d'émission monétaire visant à financer le déficit budgétaire qui va servir à l'achat de biens et/ou actifs de l'extérieur. La théorie comportementale, dite « behavioriste », de l'École de Cambridge présentée par Godley et Cripps (1974), stipule, pour sa part, l'existence d'un lien parfait, total et unilatéral du déficit budgétaire à celui extérieur. Selon la théorie Keynésienne (Fleming, 1962 ; Mundell, 1963 ; Kearney et Monadjemi, 1990 et Haug, 1996), la relation de cause à effet du déficit budgétaire au déficit extérieur est expliquée par les canaux des taux d'intérêt et de change. Ainsi, suivant le modèle IS-LM-BP pour une petite économie ouverte, une aggravation du déficit budgétaire devrait générer une hausse des taux d'intérêt, induisant un afflux des capitaux étrangers et par la même une augmentation de l'absorption puis une appréciation de la monnaie ainsi qu'une détérioration du déficit du compte courant, conséquence de l'accroissement des importations et du ralentissement des exportations, qui pâtissent des effets de change. Par ailleurs, la théorie néoclassique d'horizon fini (Diamond, 1965 ; Blanchard, 1985 ; Frenkel et Razin, 1992) stipule qu'une réduction des taxes pour un niveau donné des dépenses publiques, génère une baisse de l'épargne publique parallèlement à un accroissement moins proportionnel de l'épargne privée. Ceci induit un repli de l'épargne nationale et en conséquence soit un ajustement (parfait) de l'investissement (à travers les taux d'intérêts et l'effet d'éviction) soit un creusement des déficits du compte courant. Constituant un prolongement des explications behavioristes et keynésiennes, Bispham (1975) indique aussi un sens opposé et positif de causalité, en arguant qu'une amélioration des exportations, provenant d'une demande mondiale plus importante, serait à l'origine d'une atténuation du déficit courant parallèlement à une progression des recettes fiscales et par la même un allègement du déficit budgétaire.

En somme, même les approches validant l'hypothèse des déficits jumeaux ne semblent pas être unanimes sur le sens de causalité, laissant ainsi un grand champ d'investigation aux travaux empiriques qui tendent à présenter bien souvent des résultats divergents, selon les pays étudiés, le choix des périodes, des méthodes et des variables.

6.2. Evolutions historiques : des points d'ancrage

L'avènement de la crise financière internationale qui s'est développée en crise économique a été à l'origine du renouveau des discussions portant sur les déficits jumeaux, en remettant en avant l'intérêt des différents programmes économiques préconisés pour répondre aux répercussions économiques de cette crise. Dans ce sens, les évolutions les plus récentes sont très informatives, permettant de stresser certains éléments des différentes pensées présentées précédemment. En effet, clarifier l'origine des sources de pressions sur les deux déficits permet entre autres d'adopter des mesures économiques à même d'y répondre d'une manière « efficace », « efficiente » et moins « douloureuse ».

Tableau 1 : Solde budgétaire et du compte courant en pourcentage du PIB

	Solde budgétaire			Solde courant		
	2000-2006	2007-2014	2015-2020	2000-2006	2007-2014	2015-2020
<i>Algeria</i>	7.5	-0.3	-7.0	15.5	7.8	-10.8
<i>Brazil</i>	-3.7	-3.1	-3.9	-0.6	-2.1	-3.4
<i>Chile</i>	1.6	1.0	-1.2	0.6	-0.6	-2.1
<i>Czech Republic</i>	-4.2	-2.8	-1.2	-3.9	-2.0	0.2
<i>France</i>	-2.7	-4.7	-2.3	0.6	-1.1	-0.3
<i>Germany</i>	-2.6	-0.9	0.5	2.3	6.4	7.5
<i>Italy</i>	-3.2	-3.3	-0.9	-0.6	-1.3	1.7
<i>Russia</i>	4.3	0.1	-1.5	10.9	4.2	5.3
<i>Senegal</i>	-2.1	-5.1	-3.7	-7.1	-9.6	-6.9
<i>South Africa</i>	-0.9	-3.1	-3.2	-1.4	-4.2	-4.5
<i>Spain</i>	0.1	-6.9	-2.4	-5.5	-3.6	0.6
<i>Switzerland</i>	0.1	0.5	-0.1	11.9	8.5	5.4
<i>Tunisia</i>	-2.6	-2.9	-2.7	-2.8	-5.8	-4.3
<i>Turkey</i>	-6.2	-2.4	-1.1	-2.7	-6.1	-4.9
<i>United States</i>	-3.4	-8.1	-3.7	-4.7	-3.2	-2.5

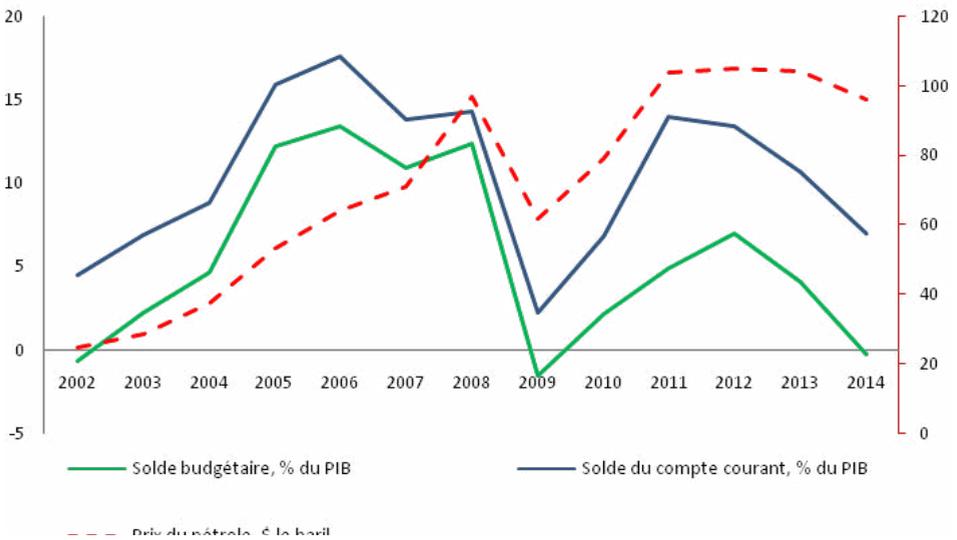
Sources : FMI et calculs auteur

Sur la base des données publiées par le FMI dans la mise à jour d'avril 2015 du « World Economic Outlook », cette section propose une lecture des évolutions des deux déficits avant et après crise. Au regard des diversités spatiales, structurelles, historiques et conjoncturelles, il serait bien prétentieux de présenter des conclusions

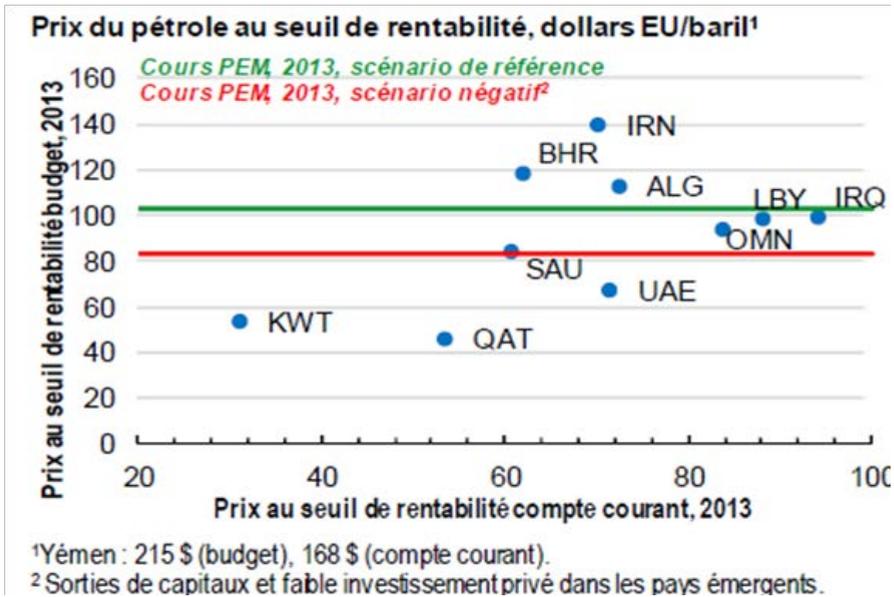
consensuelles. A titre d'exemple, les conséquences de la crise sur les situations budgétaire et courante pour les pays importateurs de pétrole ont été bien différentes de celles ayant régi les économies exportatrices.

Ainsi, dans les pays exportateurs de pétrole, la symétrie et le parallélisme entre les évolutions du compte courant et de la situation budgétaire aurait pour origine notamment, un facteur clé, à savoir le cours international de pétrole. En effet, le degré élevé de concentration des économies exportatrices de pétrole constitue une source de pression considérable pour ces pays. Ceci est illustré notamment à travers la faiblesse des prix de pétrole permettant d'équilibrer aussi bien le compte courant que la situation budgétaire.

Graphique1 : Equilibres macroéconomiques au Moyen Orient et prix du pétrole entre 2002 et 2014



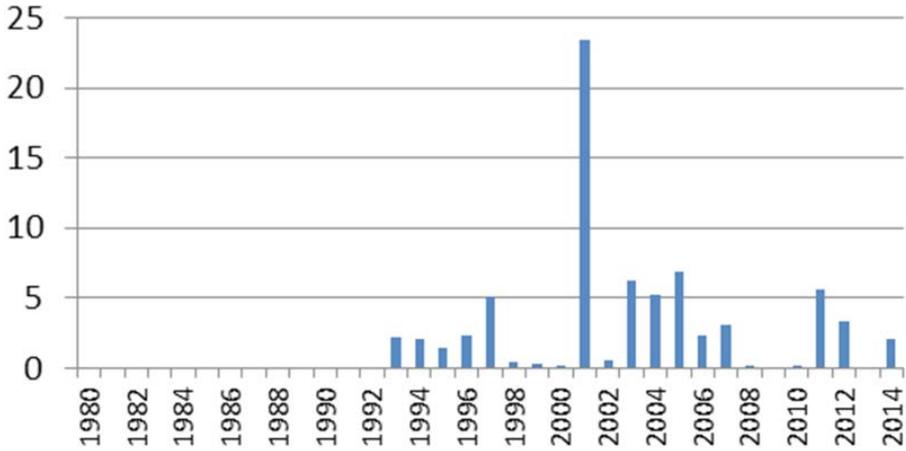
Sources : FMI et calculs auteur

Graphique 2 : Prix du pétrole au seuil de rentabilité, dollars EU/baril¹

Source : FMI, MAJ Mai 2013 du REO Moyen Orient et Asie Centrale

Dans ce cas, les déficits jumeaux ont pour origine notamment une certaine concentration de la structure économique autour des produits énergétiques en plus d'un éventuel effet de causalité bidirectionnel entre ces deux composantes. L'amélioration du compte courant qui traduit un afflux important des ressources liées à l'exportation de pétrole se traduit par des rentrées fiscales considérables qui permettent à ces pays de mener un certain train de vie. Avec le repli des prix de pétrole, observée à partir de juin 2014, et tenant compte des projections de prix de la Banque mondiale et du FMI, qui établissent un nouveau palier d'équilibre à moyen terme, ces pays sont amenés à faire face à des défis conséquents en matière de redressement des comptes budgétaire et courant. Toutefois, avec un degré de concentration et des stocks en ressources (devises et richesses naturelles) bien différenciés, les marges de manœuvres de ces pays s'avèrent très disparates.

Graphique 3 : Recettes liées aux privatisations en milliards de dirhams



Source : Ministère de l'économie et des finances

Pour le cas du Maroc, il reste difficile d'étudier la période s'étalant de 1980 à 2014 sans prendre compte d'un ensemble de changements opérés en relation, entre autres, avec le programme d'ajustement structurel, tels que la refonte du système fiscal marocain, le processus de privatisation, l'ouverture de l'économie marocaine, ... En effet, le système fiscal marocain a été marqué notamment par l'introduction de la taxe sur la valeur ajoutée en 1986, l'impôt sur les sociétés en 1988 et l'impôt général sur les revenus –dit aujourd'hui impôt sur le revenu- en 1990. L'impact de ces changements est alimenté aussi par l'importance des dépenses fiscales qui totalisent plus de 34,6⁶⁴ milliards ou 3,9% du PIB en 2014 et 15⁶⁵ milliards de dirhams ou 3% du PIB en 2004. Ne pouvant s'attarder sur l'ensemble des particularités de la gestion budgétaire, il est procédé à une lecture plutôt générale qui essaie cependant de prendre compte de certaines particularités jugées importantes.

(64). Sur un inventaire de 402 mesures fiscales dérogatoires recensées, l'évaluation a porté sur 300 mesures :2014.

(65). Sur un inventaire de 337 mesures fiscales dérogatoires recensées, l'évaluation a porté sur 102 mesures :2004.

Tableau 2 : Corrélations dynamiques entre le solde budgétaire et celui du compte courant exprimés en milliards de dirhams

Sample: 1980 2014

Included observations: 35

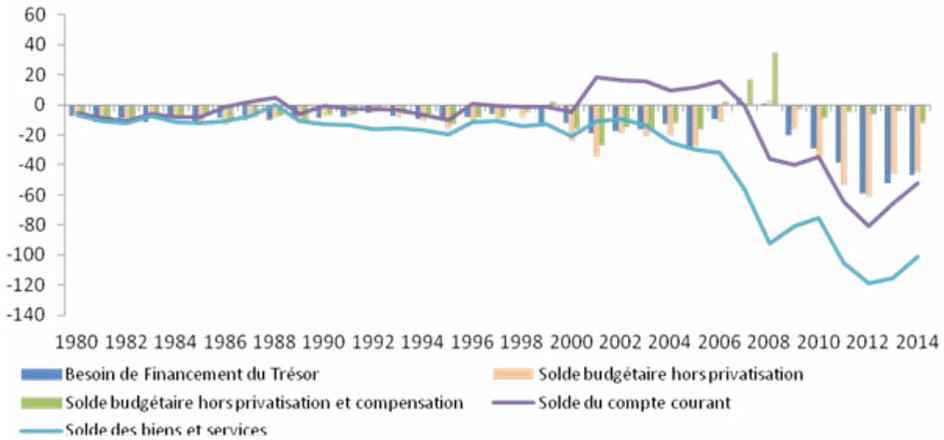
Correlations are asymptotically consistent approximations

BF_BOP,BUDG_HPRIV(-i)	BF_BOP,BUDG_HPRIV(+i)	i	lag	lead
		0	0.6544	0.6544
		1	0.4820	0.6835
		2	0.3470	0.5937
		3	0.1579	0.4368
		4	-0.0226	0.2382
		5	-0.0928	0.1099
		6	0.0014	-0.0220
		7	0.1848	-0.1690
		8	0.2711	-0.2501
		9	0.2382	-0.2649
		10	0.2102	-0.2428
		11	0.2237	-0.2015
		12	0.1518	-0.1588
		13	0.0808	-0.1579
		14	-0.0060	-0.1157
		15	-0.0554	-0.1049
		16	-0.0248	-0.0687

Source : Calculs auteur

L'interrelation entre le solde budgétaire hors privatisation et le solde du compte courant, exprimés en milliards de dirhams ou en pourcentage du PIB, paraît être bien importante. En effet, entre 1980 et 2014, le coefficient de corrélation s'établi à 65,4% entre ces deux agrégats évalués en milliards de dirhams et à 49,3% exprimées en pourcentage du PIB. De plus, le coefficient de corrélation entre le besoin de financement du Trésor et le solde du compte courant ressort à 73,3% en niveau et à 56,5% en ratio du PIB, soit à des niveaux supérieurs.

Sachant que l'analyse des soldes budgétaire et courant en milliards de dirhams ne permet pas de relativiser le poids des déficits ou excédents réalisés par rapport à la richesse créée par l'économie, et dans le cadre d'une lecture rétrospective du passé, les ratios au PIB ont été retenus afin de pouvoir comparer les différentes phases ayant marquées l'évolution de ces agrégats.

Graphique 4 : Soldes budgétaire et courant, en milliards de dirhams

Sources : HCP, Ministère de l'économie et des finances, Office de changes et calculs auteur

En effet, les soldes budgétaire et courant exprimés en milliards de dirhams ont tendance à accentuer la dégradation observée durant les cinq dernières années en comparaison avec les évolutions historiques. Toutefois, les ratios au PIB de ces indicateurs font ressortir des déficits bien plus importants au cours de cinq premières années de la décennie quatre-vingt.

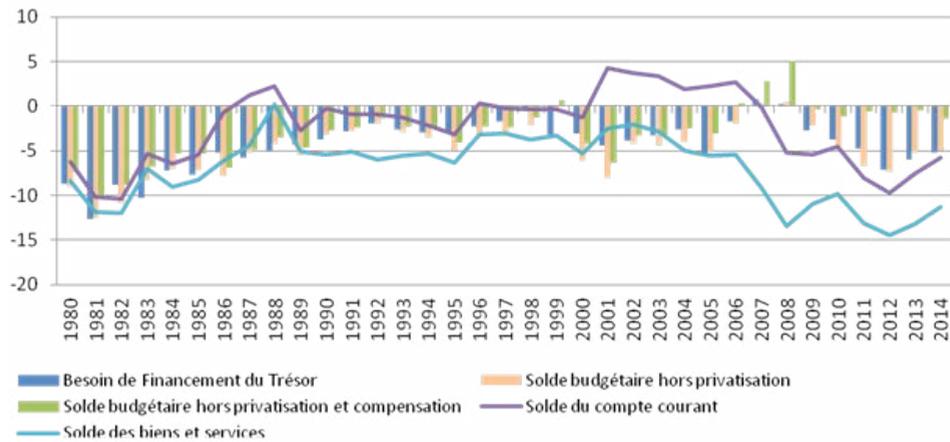
Tableau 3 : Moyennes historiques des équilibres budgétaires et courants, en pourcentage du PIB

Moyennes historiques, en % du PIB	1980 -1984	1985 -1989	1990 -1994	1995 -1999	2000 -2004	2005 -2009	2010 -2014
Besoin de financement du Trésor	-9.5	-5.6	-2.8	-2.0	-3.4	-1.8	-5.4
Solde budgétaire hors privatisation	-9.5	-5.9	-2.9	-2.8	-5.4	-1.8	-5.8
Solde budgétaire hors privatisation et compensation	-7.7	-5.0	-2.2	-1.9	-3.9	0.9	-0.9
Solde du compte courant	-7.7	-1.1	-1.1	-0.8	2.4	-1.2	-7.1
Solde des biens et services	-9.6	-4.8	-5.5	-3.9	-3.6	-8.9	-12.4

Sources : HCP, Ministère de l'économie et des finances, Office de changes et calculs auteur

Sur les trente-cinq dernières années, le déficit budgétaire a atteint son maximum en 1981, soit 12,1% du PIB, niveau largement supérieur à celui de 7,4% enregistré en 2012 (maximum atteint depuis le début de la crise), alors que celui du compte courant s'élève à 10,1% et 10,4% en 1981 et 1982 respectivement, soit des niveaux proches voire supérieurs à celui de 2012, soit 9,7%. En outre, la situation du compte courant semble se caractériser notamment par des soldes de biens et services de plus en plus importants alors que la situation budgétaire reste pénalisée durant ces dernières années par le poids de la charge de compensation. Ces éléments incitent à garnir cette analyse par l'utilisation des cours de pétrole ainsi que des subventions unitaires accordées en la matière.

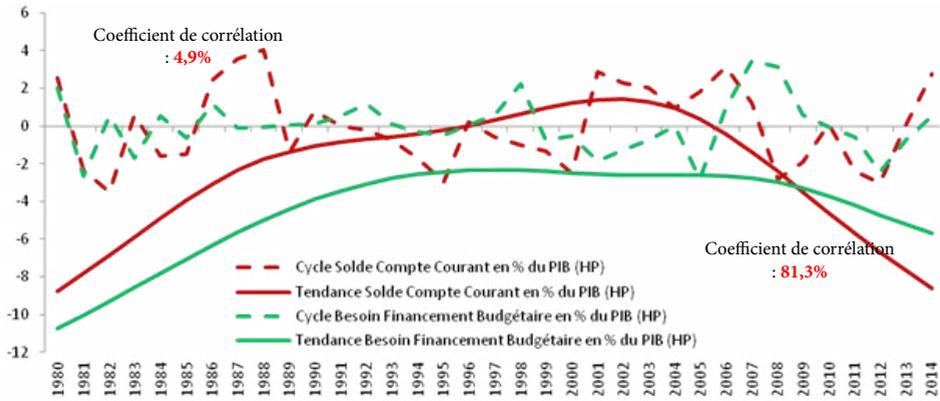
Graphique 5 : Soldes budgétaire et courant, en % du PIB



Sources : HCP, Ministère de l'économie et des finances, Office de changes et calculs auteur

En utilisant le filtre Hodrick-Prescott (HP) sur le besoin de financement du Trésor et sur le solde du compte courant exprimés en pourcentage du PIB, il est constaté une forte corrélation de 81,3% entre les tendances statistiques de ces deux agrégats, qui constituent des approximations – largement utilisées en littérature économique- du « besoin de financement structurel du Trésor » et du « solde structurel du compte courant ». Ceci indique ainsi une certaine synchronisation entre les tendances des deux agrégats.

Graphique 6 : Cycles et Tendances du besoin de financement du Trésor et du solde du compte courant en % du PIB



Sources : HCP, Ministère de l'économie et des finances, Office de changes et calculs auteur

6.3. Déficits jumeaux : investigation économétrique

Dans ce qui suit, une exploration des relations économétriques régissant principalement les agrégats du besoin de financement du Trésor et du compte courant est proposée. Pour se faire, il est recouru aux différents tests de causalité, la section suivante propose un bref rappel des différents types de causalités traités en théorie.

6.3.1. Analyse de la causalité

L'analyse traditionnelle de la causalité repose sur les travaux de Clive Granger (1969) qui suppose que la cause précède toujours l'effet. Ainsi, en exploitant des tests de nullité de coefficients, la **causalité au sens de Granger** teste si le passé de variables, dites causales, et le passé de la variable 'réponse' influencent les valeurs présentes de la variable réponse. Ce test s'effectue à travers les modèles à Vecteurs AutoRégessifs (VAR) utilisés sur des données stationnaires. Il repose notamment sur les tests d'exogénéité des variables explicatives proposés par Wald, qui permettent entre autres de tester si les coefficients des variables explicatives sont conjointement nuls ou pas. L'analyse de la causalité au sens de Granger suppose la stationnarité des séries étudiées, une hypothèse qui tend à être difficilement vérifiable pour les échantillons à petite taille temporelle et à changements de régime. Les tests de causalité au sens de Granger étant fortement sensibles à la stationnarité des variables étudiées et aux spécifications retenues pour les modèles VAR (Sims), il s'avère difficile de conclure définitivement de la robustesse des résultats obtenus.

La littérature propose également des tests de **causalité instantanée** qui reposent, pour leur part, sur l'existence d'une certaine corrélation entre les résidus des différents modèles estimés à travers l'approche VAR. Alors que la causalité au sens de Granger est évaluée unilatéralement, celle instantanée est bilatérale par définition puisqu'elle repose sur l'existence d'une corrélation contemporaine entre les résidus des régressions. Cette causalité stipule que la prise en compte des observations à l'instant 't' des variables causales permettent d'augmenter la précision de la prédiction de la variable réponse à l'instant 't'.

En particulier et lorsque les variables sont intégrées d'ordre 1 et cointégrées (Engle-Granger 1987, Granger 1988, Johanson 1988) il faut recourir aux modèles à correction d'erreurs (VECM) permettant de tester la **causalité au sens de Toda et Phillips (1991)** sur les modèles à court et long terme. Celle de court terme étant obtenue à partir des coefficients associés aux variables explicatives différenciées tandis que la causalité de long terme provient des variables utilisées dans le vecteur de cointégration. Cependant, au regard des limites et de la faiblesse des tests de racine unitaire pour les échantillons de petite taille, les tests de cointégration de Johanson ont tendance à rejeter l'hypothèse d'absence de cointégration (Toda et Yamamoto, 1995) en relation notamment avec une éventuelle sous-paramétrisation des modèles VAR liée elle-même aux pertes de degré de liberté occasionnées par l'ajout des retards. Ainsi, le test de **causalité au sens de Granger, Toda et Yamamoto (1995)** utilise un test de Wald modifié pour tester la nullité des coefficients des variables visées dans un modèle VAR d'ordre k. La procédure consiste à déterminer dans une première étape l'ordre d'intégration des séries 'd' et dans une deuxième étape à réestimer un modèle VAR d'ordre 'k+d' et à tester la causalité au sens de Granger, Toda et Yamamoto à travers le test de Wald de nullité des k premiers coefficients.

6.3.1.1. Stationnarité des variables

Outre les besoins⁶⁶ de financement budgétaire et du compte courant, plusieurs variables jugées pertinentes pour l'explication des deux phénomènes sont retenues, tels que le PIB non agricole à prix constants, celui de l'Union européenne, l'indice des prix à la consommation, la privatisation, le prix de pétrole et le rapport entre les dépenses de compensation et le prix de pétrole afin d'approcher le poids de la subvention unitaire.

Les tests de stationnarité n'étant pas toujours décisifs, il est retenu dans cette étude principalement deux tests, à savoir le test de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et celui de Phillips et Perron (PP).

Le tableau ci-après présente les niveaux de significativités (p-value) des tests ADF et PP :

(66). Il s'agit aussi bien des besoins (-) que des capacités (+) de financement.

Tableau 4 : Stationnarité des variables étudiées

Variable	Modèle	En niveau		1 ^{ère} différence		Conclusion
		ADF	PP	ADF	PP	
Solde budgétaire hors privatisation	Constante	0.1980	0.5114	0.0015	0.0006	
	Cst et trend	0.0736	0.5279	0.0079	0.0000	I(1)
	Sans	0.5348	0.6284	0.0001	0.0000	
Solde de financement du Trésor	Constante	0.7503	0.6826	0.0002	0.0002	
	Cst et trend	0.6946	0.6149	0.0056	0.0001	I(1)
	Sans	0.6561	0.6512	0.0000	0.0000	
PIB non agricole Maroc	Constante	1.0000	1.0000	0.0127	0.0127	Non concluant Recours au test KPSS I(1)
	Cst et trend	0.9883	0.9903	0.0004	0.0004	
	Sans	1.0000	1.0000	0.8166	0.1149	
IPC Maroc	Constante	0.0049	0.0199	0.0194	0.0206	I(1) Seuil 10%
	Cst et trend	0.9310	0.9320	0.0082	0.0111	
	Sans	0.9641	0.9997	0.1505	0.0582	
PIB de l'Union Européenne	Constante	0.8778	0.8778	0.0013	0.0016	I(1)
	Cst et trend	0.8036	0.6750	0.0071	0.0092	
	Sans	1.0000	1.0000	0.0108	0.0119	
Recettes des privatisations	Constante	0.0000	0.0000	-	-	I(0)
	Cst et trend	0.0001	0.0001	-	-	
	Sans	0.0000	0.0000	-	-	
Prix du pétrole	Constante	0.9345	0.9530	0.0000	0.0000	I(1)
	Cst et trend	0.6680	0.7129	0.0000	0.0000	
	Sans	0.8557	0.8557	0.0000	0.0000	
Charge de compensation sur prix du pétrole	Constante	0.4648	0.5457	0.0000	0.0000	I(1)
	Cst et trend	0.0458	0.0456	0.0000	0.0000	
	Sans	0.5895	0.7490	0.0000	0.0000	

Source : Calculs auteur

6.3.1.2. Spécification du modèle et résultats

Le modèle retenu suppose quatre variables endogènes en première différence, à savoir :

- Le solde de financement du Trésor ;
- Le solde du compte courant ;
- Le PIB non agricole à prix constants ;

- L'IPC.
- Le modèle proposé intègre aussi, en plus d'une constante, les variables exogènes suivantes :
- Le PIB de l'Union européenne, en première différence ;
- Le prix du pétrole, en première différence ;
- Le ratio des dépenses de compensation sur le prix du pétrole, en première différence ;
- Les recettes des privatisations, en niveau.

En se basant sur les tests de retards optimaux et en recourant aux modèles VAR, plusieurs versions sont testées et seules celles qui répondent aux différents tests de spécification et de robustesse sont retenues. Ainsi, le nombre de retards retenus qui permet de satisfaire aux différents tests est unitaire. De plus, l'existence d'éventuelles relations de cointégration entre le solde de financement du Trésor et celui du compte courant est testée et les résultats obtenus ne semblent pas concluants. Ainsi et en absence de relation de cointégration entre les variables étudiées, il est impossible de distinguer selon la procédure de Toda et Phillips (1991) ou encore celle de Toda et Yamamoto (1995) les causalités de court et long terme.

Tableau 5 : Cointégration entre les variables

Selected (0.05 level*) number of cointegrating relations by model					
DATA TREND:	NONE	NONE	LINEAR	LINEAR	QUADRATIC
TEST TYPE	No intercept No trend	Intercept No trend	Intercept No trend	Intercept No trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-eig	0	0	0	0	0
*critical values based on mackinnon-haug-michelis (1999)					

Source : Calculs auteur

6.3.1.3. Causalité au sens de Granger

Il ressort des éléments d'analyse (modèles en annexe) et en particulier des tests de Causalité au sens de Granger qu'il est possible de rejeter l'hypothèse nulle qui stipule que le solde de financement du Trésor ne cause pas au sens de Granger le solde du compte courant. Ainsi, il est relevé statistiquement que le solde budgétaire cause au sens de Granger le solde du compte courant. En outre, il ressort de ces mêmes résultats que le compte courant est causé aussi par la croissance du PIB non agricole.

En parallèle, les tests de causalité au sens de Granger permettent de préciser que le compte courant ne cause pas, pour sa part, le solde de financement du Trésor. Ces différents éléments permettent ainsi de préciser l'existence d'une relation de

causalité au sens de Granger et unidirectionnelle entre le solde de financement du Trésor et celui du compte courant.

Tableau 6 : Test de causalité au sens de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/03/15 Time: 02:37

Sample: 1980 2014

Included observations: 33

Dependent variable: D(BF_BOP)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(BF_BUD)	6.904123	1	0.0086
D(IPC)	0.187453	1	0.6650
D(GDPRNA)	8.917729	1	0.0028
All	23.68273	3	0.0000
Dependent variable: D(BF_BUD)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BF_BOP)	1.769907	1	0.1834
D(IPC)	1.960965	1	0.1614
D(GDPRNA)	2.833722	1	0.0923
All	4.479087	3	0.2142

Source : Calculs auteur

Sur la base des tableaux de décomposition des variances, il s'avère que les fluctuations du solde de financement budgétaire sont essentiellement expliquées par les chocs sur cette même variable, 'soit la gestion même de la politique budgétaire'. Une proportion d'explication qui se réduit au bout de la deuxième année à 85,9% avant de se stabiliser autour de 84,2%. Il ressort aussi du premier tableau que la contribution à la volatilité de la série de la croissance non agricole est limitée à 7,4% et celle du solde du compte courant à 4,4%.

Tableau 7 : Décomposition de la variance

Variance Decomposition of D(BF_BUD):					
Period	S.E.	D(BF_BUD)	D(BF_BOP)	D(IPC)	D(GDPRNA)
1	6623.996	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	7167.429	85.94574	3.060484	3.595009	7.398769
3	7271.083	84.24561	4.419642	3.973122	7.361624
4	7280.388	84.27547	4.411690	3.965322	7.347523
5	7281.752	84.24405	4.417247	3.969946	7.368756
6	7281.972	84.24082	4.420642	3.970051	7.368483
7	7282.008	84.24065	4.420655	3.970133	7.368559
8	7282.014	84.24052	4.420673	3.970127	7.368683
9	7282.015	84.24051	4.420678	3.970130	7.368684
10	7282.015	84.24050	4.420678	3.970135	7.368687
Variance Decomposition of D(BF_BOP):					
Period	S.E.	D(BF_BUD)	D(BF_BOP)	D(IPC)	D(GDPRNA)
1	6750.286	5.125322	94.87468	0.000000	0.000000
2	8633.718	16.25323	63.15578	3.926512	16.66448
3	8842.947	16.00345	60.27730	3.999720	19.71953
4	8884.617	15.87901	59.74874	4.504864	19.86739
5	8912.620	15.79226	59.42641	4.735004	20.04632
6	8919.994	15.77262	59.33291	4.796833	20.09764
7	8922.366	15.76501	59.30206	4.825751	20.10719
8	8923.315	15.76170	59.29051	4.835999	20.11179
9	8923.616	15.76078	59.28674	4.839279	20.11320
10	8923.717	15.76046	59.28547	4.840476	20.11360
Variance Decomposition of D(IPC):					
Period	S.E.	D(BF_BUD)	D(BF_BOP)	D(IPC)	D(GDPRNA)
1	4.323891	17.85984	6.664164	75.47600	0.000000
2	4.702572	16.43111	6.543370	76.98447	0.041054
3	4.778069	16.08126	6.663507	77.03789	0.217340
4	4.794042	16.03510	6.656573	77.03039	0.277939
5	4.798163	16.01472	6.654058	77.02917	0.302050
6	4.799353	16.00820	6.653838	77.02475	0.313216
7	4.799694	16.00642	6.653512	77.02310	0.316967
8	4.799802	16.00580	6.653403	77.02252	0.318284
9	4.799837	16.00559	6.653370	77.02228	0.318760

10	4.799848	16.00553	6.653357	77.02220	0.318920
Variance Decomposition of D(GDPRNA):					
Period	S.E.	D(BF_BUD)	D(BF_BOP)	D(IPC)	D(GDPRNA)
1	5224.502	0.292010	5.415512	8.262582	86.02990
2	5723.602	0.975207	4.619657	12.86523	81.53991
3	5959.021	0.941047	4.515944	15.45720	79.08581
4	6040.134	0.936271	4.507645	16.18843	78.36765
5	6065.317	0.944366	4.484907	16.49925	78.07148
6	6074.756	0.942959	4.482495	16.61749	77.95706
7	6077.961	0.943353	4.481734	16.65634	77.91857
8	6079.024	0.943560	4.481257	16.67023	77.90495
9	6079.392	0.943584	4.481162	16.67504	77.90021
10	6079.516	0.943604	4.481129	16.67665	77.89862
Cholesky Ordering: D(BF_BUD) D(BF_BOP) D(IPC) D(GDPRNA)					

Source : Calculs auteur

6.3.1.4. Décomposition de la variance

En parallèle, la décomposition de la variance du solde de financement du compte courant est expliquée essentiellement par les chocs survenant sur son historique ainsi que ceux sur le PIB non agricole et le solde de financement budgétaire. Durant la première année, le déficit du compte courant contribue à hauteur de 94,9% dans l'explication de son évolution. Toutefois, celle-ci baisse d'une manière significative pour revenir à 63,2% durant la deuxième année, au profit du PIB non agricole pour 16,7% et le besoin de financement du Trésor pour 16,3%, et se stabilise graduellement autour de 59,3% à partir de quatrième année.

En somme, le solde de financement du Trésor s'avère une source importante d'explication pour son propre compte mais aussi relativement importante pour le solde du compte courant alors que ce dernier ne constitue pas une source importante d'explication pour le besoin de financement du Trésor.

6.3.1.5. Causalité instantanée

Sur la base des éléments discutés précédemment, une analyse des coefficients de corrélation entre les résidus des deux premiers vecteurs du modèle VAR estimé précédemment est effectuée.

Il en ressort un coefficient de corrélation contemporain de 0,23 mais dont la significativité est rejetée à hauteur de 21%. Ainsi, il est conclu l'absence de causalité

instantanée entre le besoin de financement du Trésor et le solde du compte courant.

Tableau 8 : Causalité instantanée : corrélation des résidus

Covariance Analysis: Ordinary
 Date: 08/08/15 Time: 12:39
 Sample (adjusted): 1982 2014
 Included observations: 33 after adjustments
 Balanced sample (listwise missing value deletion)

Correlation

Probability

Cases	RESID29	RESID30
RESID29	1.000000 ----- 33	
RESID30	0.226392 0.2052 33	1.000000 ----- 33

Source : Calculs auteur

Tableau 9 : Corrélations dynamiques des résidus

Date: 08/08/15 Time: 12:45
 Sample: 1980 2014
 Included observations: 33
 Correlations are asymptotically consistent approximations

RESID29,RESID30(-i)	RESID29,RESID30(+i)	i	lag	lead
		0	0.2264	0.226
		1	-0.0028	0.098
		2	-0.0139	-0.041
		3	-0.0174	-0.092
		4	-0.1672	-0.067
		5	0.2807	-0.269
		6	-0.1644	0.162
		7	-0.0366	0.127
		8	0.1664	-0.001
		9	-0.2246	0.014
		10	0.1679	0.143
		11	-0.0296	-0.072
		12	-0.0479	0.203
		13	-0.0459	-0.154
		14	-0.1106	-0.077
		15	0.2699	-0.140
		16	-0.0665	0.100

Source : Calculs auteur

6.4. Besoin/capacité de financement du « secteur privé »

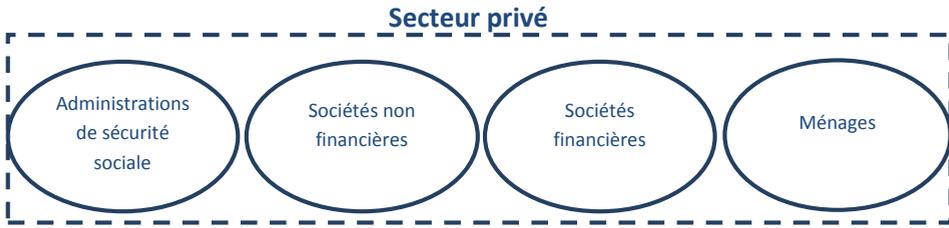
Sur la base des développements présentés précédemment, il est possible de réécrire :

$$(S_{privé} - I_{privé}) = CAB - (S_{public} - I_{public})$$

Ainsi, le solde de financement du « secteur privé » n'est autre que la différence entre le solde du compte courant et le besoin de financement du Trésor. Ce secteur englobe notamment les ménages, les sociétés financières, celles non financières ainsi que les collectivités locales ou encore les administrations de sécurité sociale.

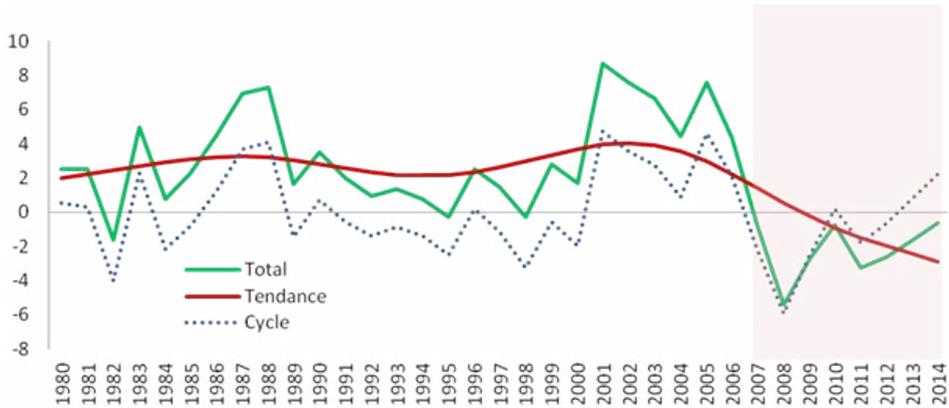
L'adoption de cette définition bien qu'incorporant plusieurs constituants séparates permet de ressortir certaines conclusions dont la portée peut s'avérer intéressante.

Schéma 2 : Secteur privé par secteur institutionnel



Sources : Système de la comptabilité nationale et schéma auteur

Graphique 7 : Besoin de financement du secteur privé, % du PIB



Source : Calculs auteur

Ce graphique indique globalement l'ampleur des effets de la crise sur le « secteur privé », dont le besoin de financement a atteint des proportions importantes et a perduré sur l'ensemble de la période post-crise économique internationale. Ainsi, alors que sur l'ensemble de la période 1980-2007, le besoin de financement du secteur ne revêtait qu'un caractère conjoncturel, il est important de signaler un renversement de tendance de taille, qui renvoie éventuellement sur une phase de besoin de financement structurel du secteur. Ces éléments devraient être pris en compte par les décideurs publics afin d'asseoir des politiques de relances parallèlement à une certaine vigueur en matière de gestion budgétaire.

Une décomposition en tendance et cycle à travers le filtre HP indique globalement l'ampleur des effets de la crise sur le « secteur privé », dont le besoin de financement a atteint des proportions importantes et a perduré sur l'ensemble de la période post-crise économique internationale. Ainsi, alors que sur l'ensemble de la période

1980-2007, le secteur privé dégageait globalement un excédent de financement et que le besoin ou déficit de financement du secteur ne revêtait qu'un caractère conjoncturel, il est important de signaler un renversement de taille de cette tendance, avec une phase de déficit longévité de huit années successives dont six années au niveau du solde structurel. Ceci peut être interprété comme une phase **de besoin de financement structurel** du secteur privé.

Tableau 10 : Besoin de financement du secteur privé, en % du PIB

	Total	Tendance	Cycle
1980-1984	1.9	2.4	-0.6
1985-1989	4.5	3.2	1.4
1990-1994	1.7	2.4	-0.7
1995-1999	1.2	2.7	-1.5
2000-2005	6.1	3.7	2.4
2006	4.4	2.2	2.1
2007	-0.9	1.4	-2.3
2008-2014	-2.4	-1.3	-1.1

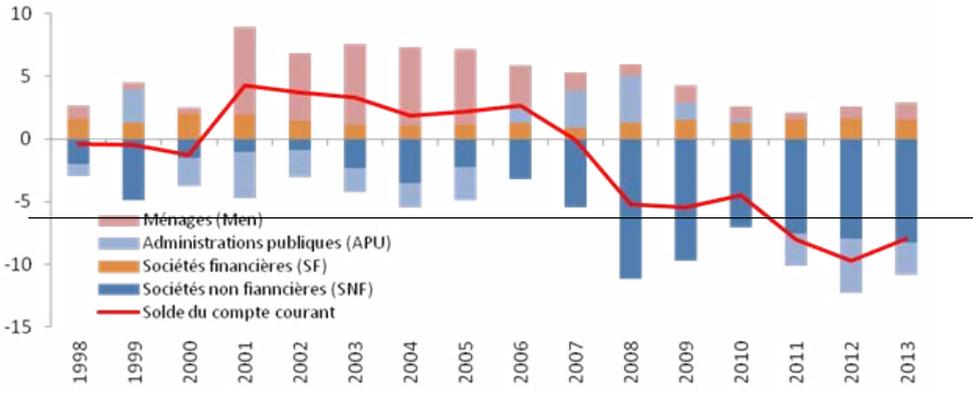
Source : *Calculs auteur*

6.5. Vers une redécouverte des déficits jumeaux

Dans ce qui suit, il est question d'examiner l'hypothèse des déficits jumeaux à travers l'exploitation des données de la comptabilité nationale établies par secteurs institutionnels. Ce découpage s'intéresse en particulier au regroupement des unités institutionnelles en secteurs institutionnels à objet économique globalement proche. Ainsi, il est distingué le secteur des administrations publiques, celui des ménages (y compris les ISBLM), les sociétés financières et celles non financières.

Les données existantes à l'échelle nationale couvrent la période 1998-2013 en fréquence annuelle, ce qui limite considérablement la robustesse des résultats statistiques obtenus. Toutefois, cette approche permet de donner un regard croisé à cette problématique à travers notamment un champ de couverture différent du secteur public et une répartition du « secteur privé » en ménages, sociétés financières et non financières.

Graphique 8 : Besoin/capacité de financement par secteurs institutionnels, en % du PIB



Sources : HCP, Ministère de l'économie et des finances et calculs auteur

La répartition par secteur institutionnel du besoin de financement de l'économie s'avère très révélatrice. Elle fait ressortir, en effet :

- Un déficit structurel au niveau des sociétés non financières, qui atteint un maximum de 11,2% du PIB en 2008 et 8,1% en moyenne depuis contre 2,7% du PIB entre 1998 et 2007 ;
- Un effondrement des capacités de financement des ménages depuis 2007 pour s'établir en moyenne à 1,1% du PIB (2007-2013), soit un niveau proche de celui de 0,7% enregistré entre 1998 et 2000, contre 5,7% du PIB sur la période 2001-2006 ;
- Un retour aux déficits de financement au niveau des administrations publiques, soit 3,1% du PIB entre 2011 et 2013 après un excédent de 1,9% entre 2006 et 2010 et un besoin de 1,6% sur la période s'étalant de 1998 et 2005 ;
- Un excédent de financement stable de l'ordre de 1,4% du PIB sur la période d'analyse.

Concernant en particulier le secteur public, il ressort des éléments discutés jusqu'ici que l'administration centrale enregistre entre 1998 et 2013 un déficit de financement bien plus important que celui des administrations publiques. En effet, le solde de financement de la première atteint 3,3% du PIB contre 0,8% pour les administrations publiques.

En absence d'un historique suffisant pour mener des analyses correctes de la Causalité au sens de Granger, il est proposé une lecture des coefficients de corrélation entre les capacités/besoins de financement de chaque secteur et le solde du compte courant. Il en ressort notamment que le coefficient de corrélation entre le solde de financement du compte courant et celui des sociétés non financières atteint 0,84, celui avec les

ménages 0,76 alors que la corrélation avec les administrations publiques est nulle. Ce résultat interpelle notamment sur les corrélations dynamiques qui corroborent globalement les éléments obtenus.

Tableau 10 : Matrice des coefficients de corrélation

	BOP	APU	SNF	SF	MEN
BOP	1.000000				
APU	0.001110	1.000000			
SNF	0.839959	-0.395286	1.000000		
SF	-0.210735	-0.442759	0.124995	1.000000	
MEN	0.755052	-0.403794	0.605761	-0.220025	1.000000

Source : Calculs auteur

En effet, le coefficient de corrélation dynamique atteint un maximum de 0,44 entre le solde du compte courant et celui des administrations publiques avec un retard de 4 périodes alors qu'il enregistre des valeurs de 0,84 en instantané avec le solde de financement des sociétés non financières, 0,76 avec celui des ménages en instantané et 0,67 avec celui des sociétés de financement au 6^{ème} retard. Ceci indique une certaine faiblesse dans l'interrelation existante entre la dynamique du solde du compte courant et celle du solde de financement des administrations publiques.

Tableau 11 : Corrélations dynamiques entre le solde du compte courant et le solde de financement du secteur institutionnel des APU

Date: 07/20/15 Time: 22:46

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

BOP,APU(-i)		BOP,APU(+i)		i	lag	lead
				0	0.0011	0.0011
				1	-0.2907	0.2117
				2	-0.3699	0.2422
				3	-0.4386	0.3116
				4	-0.4408	0.3460
				5	-0.3787	0.3208
				6	-0.0653	0.1895
				7	0.2445	0.0961
				8	0.3083	-0.0108
				9	0.1505	-0.0978
				10	0.1617	-0.1701
				11	0.1805	-0.1547
				12	0.0382	-0.0699

Source : Calculs auteur

Tableau 12 : Corrélations dynamiques entre le solde du compte courant et le solde de financement du secteur institutionnel des SNF

Date: 07/20/15 Time: 22:48

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

BOP,SNF(-i)		BOP,SNF(+i)		i	lag	lead
				0	0.8400	0.8400
				1	0.8074	0.5808
				2	0.6537	0.2755
				3	0.6690	0.0978
				4	0.5553	0.0073
				5	0.2606	-0.1993
				6	-0.1146	-0.3892
				7	-0.2706	-0.4433
				8	-0.3093	-0.3261
				9	-0.3319	-0.2662
				10	-0.4156	-0.2655
				11	-0.3968	-0.1915
				12	-0.2678	-0.1112

Source : Calculs auteur

Tableau 13 : Corrélations dynamiques entre le solde du compte courant et le solde de financement du secteur institutionnel des SF

Date: 07/20/15 Time: 22:49

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

BOP,SF(-i)		BOP,SF(+i)		i	lag	lead
				0	-0.2107	-0.2107
				1	0.1565	-0.4192
				2	0.2137	-0.3615
				3	0.3449	-0.3239
				4	0.4981	-0.3192
				5	0.6675	-0.2039
				6	0.5728	-0.1282
				7	0.2624	0.0197
				8	0.1440	0.0460
				9	0.0609	0.0300
				10	-0.1716	0.1029
				11	-0.4184	0.0850
				12	-0.3946	0.0307

Source : Calculs auteur

Tableau 14 : Corrélations dynamiques entre le solde du compte courant et le solde de financement du secteur institutionnel des Ménages

Date: 07/20/15 Time: 22:51

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

BOP,MEN(-i)		BOP,MEN(+i)		i	lag	lead
				0	0.7551	0.7551
				1	0.6698	0.5416
				2	0.4715	0.4296
				3	0.1987	0.2812
				4	0.0502	0.0807
				5	-0.1277	-0.1204
				6	-0.4080	-0.2297
				7	-0.6298	-0.2422
				8	-0.5693	-0.2322
				9	-0.3834	-0.2244
				10	-0.2894	-0.1917
				11	-0.1309	-0.1242
				12	0.0683	-0.0740

Source : Calculs auteur

Par ailleurs, il est important de signaler que les coefficients de corrélations entre la situation des administrations publiques et celles des ménages (-0,40), des sociétés financières (-0,44) et non financières (-0,395) ressort négative.

Tableau 15 : Corrélations dynamiques entre le solde de financement des secteurs institutionnels des APU et des SNF

Date: 07/20/15 Time: 23:01

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

APU,SNF(-i)		APU,SNF(+i)		i	lag	lead
				0	-0.3953	-0.3953
				1	-0.0439	-0.4205
				2	0.0849	-0.3869
				3	0.2614	-0.2076
				4	0.3806	-0.1767
				5	0.3211	-0.1544
				6	0.2675	0.0899
				7	0.1736	0.2876
				8	0.1628	0.2923
				9	0.0352	0.0109
				10	-0.0691	0.0185
				11	-0.1636	0.0836
				12	-0.1313	0.0374

Source : Calculs auteur

Tableau 16 : Corrélations dynamiques entre le solde de financement des secteurs institutionnels des APU et des SF

Date: 07/20/15 Time: 23:02

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

APU,SF(-i)	APU,SF(+i)	i	lag	lead
		0	-0.4428	-0.4428
		1	-0.4142	0.0922
		2	-0.3828	0.3985
		3	-0.4963	0.3035
		4	-0.3671	0.1956
		5	-0.0470	0.1799
		6	0.3468	0.1125
		7	0.4926	0.0304
		8	0.5451	-0.2085
		9	0.3413	-0.0581
		10	0.0895	-0.0157
		11	-0.2241	-0.1107
		12	-0.2426	-0.0184

Source : Calculs auteur

Tableau 17 : Corrélations dynamiques entre le solde de financement des secteurs institutionnels des APU et des Ménages

Date: 07/20/15 Time: 23:04

Sample: 1998 2014

Included observations: 16

Correlations are asymptotically consistent approximations

APU,MEN(-i)	APU,MEN(+i)	i	lag	lead
		0	-0.4038	-0.4038
		1	-0.0448	-0.5182
		2	0.2914	-0.2799
		3	0.4987	-0.3316
		4	0.5600	-0.2055
		5	0.6469	-0.0384
		6	0.3781	0.1639
		7	0.0068	0.1725
		8	-0.3672	0.1209
		9	-0.4409	0.0774
		10	-0.4114	0.0871
		11	-0.2353	0.0469
		12	0.0264	-0.0157

Source : Calculs auteur

Ce résultat semble globalement se confirmer à travers les coefficients de corrélations dynamiques qui corroborent l'existence de cette relation négative entre le solde de financement des administrations publiques et celui, notamment, des sociétés non

financières et des ménages. Relativement aux sociétés financières, le coefficient de corrélation semble changer de signe avec un retard unitaire. Toutefois ces résultats restent limités par une longévité réduite des données traitées.

Dans ce qui suit nous essayons d'expliquer la contribution des soldes de financement par secteurs institutionnels à l'inertie globale du solde du compte courant, exprimés en pourcentage du PIB. Ceci devrait être effectué à travers l'utilisation de la méthode ACP qui vise en général à réduire le nombre de dimensions des données, en recherchant celles suivant lesquelles les classes se séparent le mieux.

La décomposition en composantes principales laisse envisager deux axes d'analyses permettant d'expliquer 82,2% de l'inertie globale du solde du compte courant. Le premier axe ressort fortement et positivement corrélé avec le solde du compte courant, le solde de financement des ménages et celui des sociétés non financières alors que le deuxième axe est positivement corrélé avec le solde de financement des administrations publiques et négativement corrélé avec celui des sociétés financières.

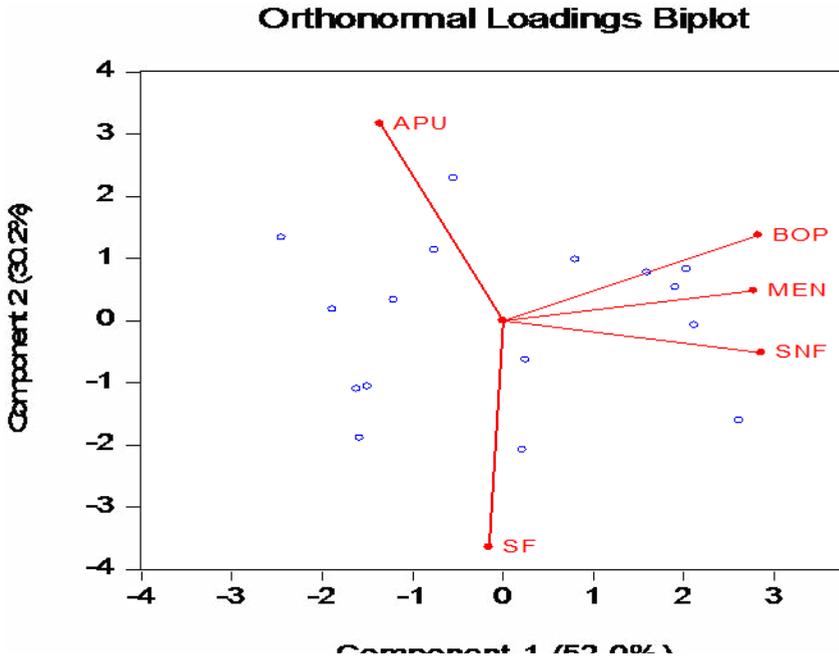
Ainsi, le solde du compte courant semble être plus lié à la situation des ménages et celle des sociétés non financières qu'à celle des administrations publiques. Ne disposant pas d'une longévité suffisante pour traiter aussi bien la stationnarité que la causalité au sens de Granger, cet exercice permet de relativiser les résultats obtenus dans les sections précédentes et indique ainsi le caractère systémique du choix des variables pour pouvoir conclure sur la nature et le sens des relations de causalités au sens de Granger.

Tableau 17 : Analyse en composantes principales

Eigenvalues: (Sum = 5, Average = 1)					
Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	2.601630	1.089892	0.5203	2.601630	0.5203
2	1.511738	0.861242	0.3023	4.113368	0.8227
3	0.650496	0.414386	0.1301	4.763864	0.9528
4	0.236110	0.236084	0.0472	4.999974	1.0000
5	2.62E-05	---	0.0000	5.000000	1.0000
Variable	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5
BOP	0.557179	0.270933	0.343572	0.138991	-0.691944
MEN	0.547420	0.095029	-0.433963	0.597220	0.382499
APU	-0.268178	0.625479	0.552150	0.313085	0.366011
SNF	0.563061	-0.101415	0.371955	-0.543068	0.489289
SF	-0.030435	-0.718370	0.500414	0.480692	0.039240

Source : Calculs auteur

Schéma 3 : Résultats ACP



Source : Calculs auteur

Conclusion

L'objet de cet article a été de vérifier l'hypothèse des déficits jumeaux au Maroc à travers une exploration des données statistiques s'étalant de 1980 à 2014. Ce travail a permis de préciser 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 permis aussi de 'rejeter' l'existence d'une causalité instantanée entre ces deux déficits. Aussi l'analyse de la cointégration ne semble-t-elle pas concluante ce qui exclut l'analyse de la causalité au sens de Toda et Phillips ou encore celle au sens de Toda et Yamamoto.

Toutefois, cette première conclusion a été légèrement relativisée dans la dernière section du papier qui démontre que les résultats obtenus restent largement tributaire de la définition même du « secteur public », du choix des données et que les évolutions constatées au sein du « secteur privé » peuvent contenir des tendances bien disparates. En effet, il est observé notamment un déficit de financement persistant au niveau des sociétés non financières, qui atteint un maximum de 11,2% du PIB en 2008 et 8,1% en moyenne depuis le début de la crise économique internationale contre 2,7% du PIB entre 1998 et 2007. En outre, la capacité de financement des ménages est revenue de 5,7% du PIB entre 2001 et 2006 à seulement 1,1% du PIB entre 2007 et 2013.

En parallèle, il a été observé une certaine corrélation négative entre le solde de financement des administrations publiques et celui des autres secteurs institutionnels, ce qui interpelle sur la nature des relations économiques régissant notamment l'investissement public avec celui des sociétés non financières et l'épargne des ménages.

Ainsi, au-delà des limites purement statistiques liées en partie à la longévité de l'échantillon traité, l'existence ou pas des déficits jumeaux au Maroc nécessite davantage d'investigation à travers des traitements plus détaillés par composante des deux soldes mais aussi une lecture plus rétrospective qui s'intéresserait à une longévité plus importante des données. Ceci s'avère d'une grande importance pour les décideurs politiques. En effet, l'une des conclusions à tirer de ce travail consiste à l'intérêt de repenser la nature de la relation régissant ces deux agrégats et à relativiser l'ampleur des pressions émanant de la politique budgétaire sur le compte courant afin de pouvoir asseoir des politiques de relance à même de garantir aussi bien la viabilité des équilibres macroéconomiques qu'une pérennisation de la croissance économique. Cette dernière, et plus particulièrement sa composante non agricole, a enregistré durant les dernières années un net essoufflement de son dynamisme dont la croissance est revenue de 4,4% en moyenne entre 2003 et 2012 à 1,9% entre 2013 et 2014, avec notamment des secteurs économiques stratégiques laissés à l'abandon. Enfin, il est important de prendre compte des canaux directs et indirects régissant la relation entre 'secteur public' dans ses différentes dimensions et les autres secteurs économiques.

Bibliographie

- DIARRA M. (2014). «L'hypothèse des déficits jumeaux : une évaluation empirique appliquée aux pays de l'UEMOA», *Revue Economique et Monétaire*, N°15 ;
- Mossadak A., (2013), «Twin deficits in Morocco: An empirical investigation», *International Journal of Business and Social Research*;
- Artatrana R. (2011). «Twin Deficits or Distant Cousins? Evidence from India», *Economics Faculty Working Papers*;
- Bluedorn J. C., and Leigh D. (2011). «Revisiting the twin deficits hypothesis: the effect of fiscal consolidation on the current account». *IMF Economic Review*, 59 (4), 582-602;
- Abbas S.M., Bouhga-Hagb A., Fatás J., Mauro P. and Velloso R.C. (2010), «Fiscal Policy and the Current Account», *CEPR Discussion Paper 7859*;
- Kumhof M. and Laxton D., (2009), «Fiscal Deficits and Current Account Deficits,» *IMF Working Paper WP/09/237*.
- Acaravci A. and Ozturk I. (2008). «Twin Deficits Phenomenon: Empirical Evidence from the ARDL Bound Test Approach for Turkey», *Bulletin of Statistics and Economics*, 2.
- Lettre Trésor Eco, France, N°20 (2007). «Faut-il s'inquiéter des déséquilibres de balances courantes en union monétaire ? «
- Jobert T. and Zeyneloglu I. (2006) «Peut-on parler de déficits jumeaux pour la Turquie ? Une étude empirique sur la période 1988-2000», *Economie Internationale*.
- Bartolini L. and Labiri A. (2006). «Twin deficits, twenty years latter». *Current Issues in Economics and Finance*, 12 (7), pp. 1-7.
- Chinn, Menzie D. (2005). «Getting Serious about the Twin Deficits.» *Council on Foreign Relations, Council Special Report no. 10, September*.
- Kim, Soyoung, and Nouriel Roubini. (2004). «Twin Deficits or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account and Real Exchange Rate in the U.S.» *Mimeo, Korea University and New York University*.
- Toda H.Y. and Yamamoto T. (1995). «Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes» *Journal of Econometrics*.
- Dufour J.M., Renault E. (1992) : «Causalités à court et à long terme dans les modèles VAR et ARIMA multivariés», *Document de travail CRDE - Université de Montréal*.
- Toda, H.Y. and P.C.B. Phillips (1991): «Vector Auto regression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study», *Cowles Foundation Discussion Paper n°. 1001, Yale University*.
- Abell, J. D. (1990). : «Twin deficits during the 1980s: an empirical investigation» *Journal of Macroeconomics* , 12 (1), 81-96.

Annexes

Causalité au sens de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 05/03/15 Time: 02:37			
Sample: 1980 2014			
Included observations: 33			
Dependent variable: D(BF_BUD)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(BF_BOP)	1.769907	1	0.1834
D(IPC)	1.960965	1	0.1614
D(GDPRNA)	2.833722	1	0.0923
All	4.479087	3	0.2142
Dependent variable: D(BF_BOP)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BF_BUD)	6.904123	1	0.0086
D(IPC)	0.187453	1	0.6650
D(GDPRNA)	8.917729	1	0.0028
All	23.68273	3	0.0000
Dependent variable: D(IPC)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BF_BUD)	0.150193	1	0.6984
D(BF_BOP)	0.012485	1	0.9110
D(GDPRNA)	0.015885	1	0.8997
All	0.231639	3	0.9723
Dependent variable: D(GDPRNA)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BF_BUD)	0.000625	1	0.9800
D(BF_BOP)	1.237121	1	0.2660
D(IPC)	0.580937	1	0.4459
All	2.157779	3	0.5403

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/03/15 Time: 02:11

Sample (adjusted): 1982 2014

Included observations: 33 after adjustments

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

	D(BF_BUD)	D(BF_BOP)	D(IPC)	D(GDPRNA)
D(BF_BUD(-1))	-0.129487 (0.17000) [-0.76169]	-0.455203 (0.17324) [-2.62757]	-4.30E-05 (0.00011) [-0.38755]	0.003353 (0.13408) [0.02501]
D(BF_BOP(-1))	0.205032 (0.15412) [1.33038]	-0.135827 (0.15705) [-0.86484]	1.12E-05 (0.00010) [0.11174]	-0.135200 (0.12155) [-1.11226]
D(IPC(-1))	522.6125 (373.203) [1.40034]	164.6618 (380.318) [0.43296]	0.446526 (0.24361) [1.83294]	-224.3543 (294.354) [-0.76219]
D(GDPRNA(-1))	0.402322 (0.23900) [1.68337]	-0.727318 (0.24355) [-2.98626]	-1.97E-05 (0.00016) [-0.12604]	0.370875 (0.18850) [1.96747]
C	-15774.71 (6817.55) [-2.31384]	739.9033 (6947.53) [0.10650]	4.812115 (4.45024) [1.08132]	6928.820 (5377.16) [1.28856]
D(GDPUE)	2566.371 (849.668) [3.02044]	1689.720 (865.868) [1.95148]	0.102059 (0.55463) [0.18401]	847.5838 (670.153) [1.26476]
D(PETROLE)	-310.5176 (172.303) [-1.80216]	-355.3630 (175.588) [-2.02385]	0.016114 (0.11247) [0.14327]	80.15683 (135.899) [0.58982]
D(COMP/PETROLE)	3.498816 (21.7320) [0.16100]	-73.28980 (22.1463) [-3.30934]	0.008358 (0.01419) [0.58921]	30.06751 (17.1406) [1.75417]
PRIVAT	-0.448178 (0.28355) [-1.58057]	0.969911 (0.28896) [3.35655]	-0.000357 (0.00019) [-1.92638]	0.290134 (0.22365) [1.29729]
R-squared	0.517917	0.731265	0.338561	0.606067
Adj. R-squared	0.357223	0.641686	0.118082	0.474757

Sum sq. resids	1.05E+09	1.09E+09	448.7049	6.55E+08
S.E. equation	6623.996	6750.286	4.323891	5224.502
F-statistic	3.222995	8.163400	1.535567	4.615516
Log likelihood	-331.9195	-332.5427	-89.88762	-324.0873
Akaike AIC	20.66179	20.69956	5.993189	20.18711
Schwarz SC	21.06992	21.10770	6.401328	20.59525
Mean dependent	-1075.227	-1313.370	7.815723	13559.79
S.D. dependent	8262.087	11276.92	4.604268	7208.827
Determinant resid covariance (dof adj.)			6.29E+23	
			6.29E+23	
Determinant resid covariance			1.76E+23	
			1.76E+23	
Log likelihood			-1070.444	
			-1070.444	
Akaike information criterion			67.05720	
			67.05720	
Schwarz criterion			68.68975	
			68.68975	

Tests de spécification et de validation**VAR Residual Serial Correlation LM Tests**

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 05/03/15 Time: 02:19

Sample: 1980 2014

Included observations: 33

Lags	LM-Stat	Prob
1	15.48952	0.4891
2	12.03036	0.7419
3	11.77034	0.7596
4	21.35517	0.1653
5	15.03066	0.5224
6	12.96387	0.6754
7	14.23589	0.5811
8	11.24539	0.7941

Probs from chi-square with 16 df.

Date: 05/03/15 Time: 02:26

Sample: 1980 2014

Included observations: 33

Series: BF_BOP BF_BUD

Lagsinterval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

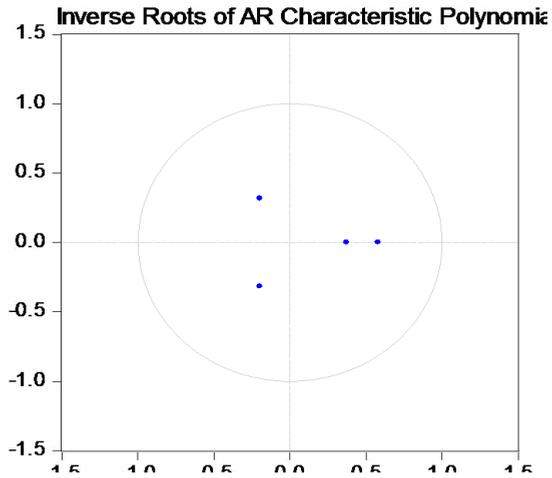
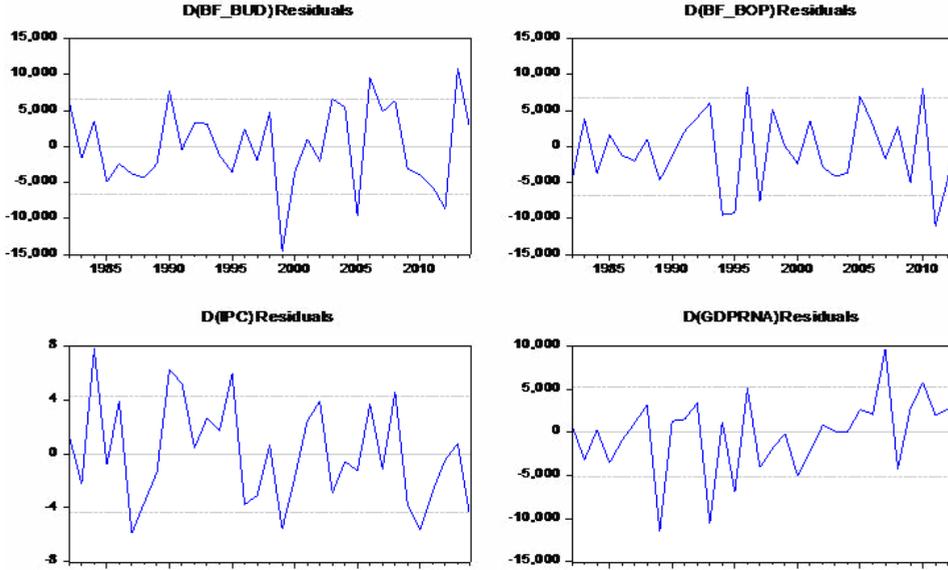
VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 05/03/15 Time: 02:31
 Sample: 1980 2014
 Included observations: 33

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	8.097822	NA*	8.350879	NA*	NA*
2	19.48654	0.8825	20.47435	0.8466	28
3	31.30834	0.9247	33.47834	0.8756	44
4	49.49308	0.8314	54.17131	0.6876	60
5	59.87715	0.9129	66.40968	0.7759	76
6	69.96380	0.9578	78.73780	0.8363	92
7	80.59292	0.9775	92.22861	0.8609	108
8	89.23394	0.9921	103.6348	0.9080	124
9	101.7200	0.9937	120.8031	0.8778	140
10	113.9728	0.9953	138.3832	0.8412	156
11	127.3288	0.9956	158.4172	0.7631	172
12	143.7418	0.9930	184.2090	0.5645	188

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables



PARTIE II :
La problématique de
soutenabilité de la dette publique
au Maroc

7

EVALUATION PROBABILISTE DE LA SOUTENABILITÉ DE LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE AU MAROC

Ragbi Aziz, Enseignant-chercheur en économie Université Mohammed V
Rabat - Agdal

et

Tounsi Said, Enseignant-chercheur en économie Université Mohammed V
Rabat - Agdal

Résumé :

Cet article propose une évaluation de la soutenabilité du solde budgétaire primaire à moyen terme à travers une méthode stochastique. Il conclut que la probabilité de soutenabilité de la politique budgétaire augmente si les autorités publiques fixent de manière significative un objectif de déficit budgétaire et de dette publique. A contrario, la probabilité de soutenabilité baisserait si les autorités budgétaires tablent uniquement sur une amélioration de la conjoncture économique qui entraînerait une augmentation des recettes fiscales. En somme, pour assurer la soutenabilité budgétaire, le présent travail préconise que les marges de manœuvre doivent être reconstituées davantage du côté des dépenses que du côté des recettes dont l'évolution future de ses déterminants est sujette à de nombreuses incertitudes.

JEL classification : E62 ; H62 ; C32

Mots clés : Soutenabilité budgétaire, fonction de réaction budgétaire, données de panel, Fan Chart.

Introduction

L'accélération de la croissance économique au Maroc observée depuis le début des années 2000 est attribuable, notamment, au dynamisme de la demande interne laquelle a été tirée principalement par les dépenses de consommation des ménages et par l'investissement public. Le rôle de la politique budgétaire dans cette période est prépondérant à travers le financement du développement économique et social. Elle a permis de soutenir le pouvoir d'achat des ménages, d'une part, à travers le système de compensation des prix des produits énergétiques et alimentaires, en atténuant la diffusion des hausses des prix des produits alimentaires et énergétiques au niveau international vers les prix domestiques et, d'autre part, à travers la réduction de la fiscalité sur le revenu et le maintien de l'effort d'investissement public. De plus, la politique financière publique s'est engagée dans plusieurs réformes sociales et sectorielles.

Depuis 2009, les finances publiques évoluent dans un environnement macroéconomique marqué par une conjoncture mondiale difficile, imprégnée par des difficultés financières et l'instabilité des marchés de la dette souveraine, la perturbation des prix des produits de base et l'adoption de politiques d'austérité par nos principaux partenaires. Sur le plan national, les finances publiques ont été affectées par la baisse des recettes fiscales sous l'effet de la conjoncture économique défavorable, la revalorisation des salaires en lien avec les tensions sociales, la hausse du prix du pétrole et le maintien de l'effort de l'investissement public qui a eu un effet d'entraînement significatif sur l'investissement privé.

Dans ce contexte de chocs internes et externes coûteux, le choix d'une politique budgétaire expansionniste au service de la demande interne via l'investissement et le soutien au pouvoir d'achat des ménages, a permis, certes, de maintenir le rythme de croissance économique. Toutefois, il s'est traduit par une dégradation du solde budgétaire qui est passé d'un excédent de 0,4% du PIB en 2008 à des déficits de 6% en 2011 et de 7% en 2012 avant de revenir à 5,2% en 2013 et 4,9% en 2014 (figure 1).