



HAL
open science

Quel impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie? Les enseignements d'un modèle ARDL

Mohamed Ilyes Gritli, Serge Rey

► To cite this version:

Mohamed Ilyes Gritli, Serge Rey. Quel impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie? Les enseignements d'un modèle ARDL. 2017. hal-01880318

HAL Id: hal-01880318

<https://univ-pau.hal.science/hal-01880318>

Preprint submitted on 24 Sep 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**Centre d'Analyse Théorique et de
Traitement des données économiques**

**CATT WP No. 1
September 2017**

**QUEL IMPACT
DE LA LIBERALISATION
DU COMPTE CAPITAL SUR
LE DEVELOPPEMENT FINANCIER
EN TUNISIE ?
LES ENSEIGNEMENTS
D'UN MODELE ARDL**

**Ilyes GRITLI
Serge REY**

CATT-UPPA
UFR Droit, Economie et Gestion
Avenue du Doyen Poplawski - BP 1633
64016 PAU Cedex
Tél. (33) 5 59 40 80 61/62
Internet : <http://catt.univ-pau.fr/live/>



Quel impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie ? Les enseignements d'un modèle ARDL

Ilyes GRITLI

UNIV PAU & PAYS ADOUR
CATT, EA 753
64000, PAU, France
Université de Tunis El Manar
LIEI, 2092 Tunis, Tunisie

Serge REY

UNIV PAU & PAYS ADOUR
CATT, EA 753
64000, PAU, France

Septembre 2017

Résumé : On s'intéresse dans cet article à l'impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie, sur la période 1986-2014. En s'appuyant sur un modèle ARDL on estime les effets de court terme et de long terme des principaux déterminants du développement financier. Les résultats confirment en particulier l'existence d'une relation de cointégration/long terme qui lie positivement le développement financier au PIB par tête, à l'ouverture commerciale et à l'ouverture du compte capital, et négativement au taux d'inflation et à la mauvaise gouvernance/corruption

Ces conclusions sont largement confirmées par des tests de robustesse qui reposent en premier lieu sur des méthodes d'estimation différentes (DOLS et FMOLS), et en second lieu sur une mesure alternative de l'ouverture du compte capital/financière (mesure de jure de Chinn et Ito, 2008).

Mots clés : ouverture du compte capital, développement financier, ARDL, Tunisie.

Abstract: This paper addresses the empirical question of whether capital account openness/financial liberalization can help explain financial development in Tunisia over the 1986-2014 period. Various estimates were made by the autoregressive distributed lag (ARDL) model. Estimates show that the positive effect of capital account opening on financial development is much more important in the long term than in the short term, and these positive effects surpass those obtained for trade openness. Moreover, the results confirm the negative impact of corruption on the Tunisian financial system. Complementarily, robustness tests are realized. They confirm our previous results, on one side with DOLS and FMOLS alternative methods and on other side with an alternative measure of capital account openness proposed by Chinn and Ito (2008).

Key words: capital account openness, financial development, ARDL, Tunisia.

JEL Classifications: C32, F36, G14, O55

1. Introduction

Il est généralement admis que le développement financier favorise la croissance économique, notamment en permettant une augmentation du volume d'épargne investie et en améliorant la productivité du capital. Dans des pays en développement dont le financement de l'économie repose essentiellement sur l'intermédiation financière, les marchés de capitaux n'apparaissant qu'à partir d'un certain niveau de développement, le développement financier peut aussi permettre aux petits entrepreneurs de s'autofinancer (Guillaumont-Jeanneney et Kpodar, 2006 p.92). Il n'est donc pas surprenant que la plupart des pays en développement qui manifestent un retard évident dans ce domaine aient engagé ces dernières décennies des réformes importantes pour favoriser ce processus.

Parmi les mesures adoptées, la libéralisation du compte capital/l'ouverture financière qui couvre à la fois les investissements directs étrangers (IDE), les investissements de portefeuille et les emprunts bancaires a constitué un levier essentiel pour les pays en développement (Kose et Prasad, 2017). Mais, l'effet net de l'ouverture financière sur le développement financier est ambigu. D'un côté, certains travaux concluent à des effets positifs importants de la libéralisation des flux de capitaux sur le développement du système financier national. L'ouverture financière externe peut améliorer la qualité et la disponibilité des services financiers sur le marché intérieur en augmentant le degré de la concurrence bancaire et en employant des techniques bancaires plus sophistiquées et plus innovantes, ce qui peut accroître l'efficacité en diminuant le coût d'acquisition et de traitement de l'information sur les clients potentiels (Caprio et Honohan, 1999). De l'autre, la libéralisation financière externe est susceptible de réduire l'accès des entreprises locales au crédit. Dans ce cadre, Gormley (2014) souligne que les investisseurs étrangers peuvent entraîner une segmentation du marché du crédit intérieur, en particulier dans les pays ayant des coûts relativement élevés d'acquisition d'information.

Par ailleurs, on peut avancer l'idée selon laquelle les systèmes financiers ne peuvent bénéficier de l'ouverture financière que s'ils ont une bonne infrastructure institutionnelle et juridique. Ainsi, le développement du marché financier sera limité dans les pays ayant des systèmes juridiques qui ne parviennent pas à garantir le respect des contrats et les droits de propriété (Levine et al. 2000). Par ailleurs, les marchés boursiers des pays en voie de développement, qui se caractérisent en général par un petit nombre de sociétés cotées, présentent généralement un obstacle pour les droits des actionnaires (Claessens et al. 2002). En outre, McKinnon et Pill (1997) soulignent que la libéralisation du compte capital permet, à court terme, d'exploiter les fonds étrangers. Cela va engendrer un boom des investissements et, par conséquent, une

croissance temporairement plus élevée. Cependant, lorsque ce boom devient insoutenable, le pays peut connaître une récession économique ou une crise financière. Ainsi, ces auteurs suggèrent que le gain de la libéralisation financière n'est avéré qu'à court terme. A contrario, Kaminsky et Schmukler (2008) constatent que la libéralisation financière dans les marchés émergents génère des tensions à court terme, mais joue un rôle de stabilisation du marché à long terme.

Le débat autour de l'impact de la libéralisation financière sur le développement financier n'est donc pas clos, d'autant que très peu de travaux ont été réalisés sur ce sujet (Chinn et Ito, 2002). C'est dans ce cadre que s'inscrit cet article qui aura pour but d'étudier la relation libéralisation du compte capital – développement financier en Tunisie. Ce pays présente en effet toutes les caractéristiques d'un pays en développement qui a souhaité s'ouvrir aux capitaux étrangers afin d'améliorer le financement de son économie et *in fine* sa croissance économique. Le système bancaire tunisien est largement dominé par des banques à capitaux privés. En 2014, la structure de l'actionnariat des banques résidentes est répartie entre l'Etat (24,4%), les actionnaires privés tunisiens (33%) et les actionnaires étrangers (42,6%)¹. Les actifs des banques (autres que la banque centrale) par rapport au PIB sont de 76,7% en 2014, ce qui prouve l'importance du secteur bancaire. Toutefois, le secteur des institutions financières non-bancaires reste limité. En effet, les actifs de ces établissements en pourcentage du PIB ne sont que de 3,7% en 2014. Par ailleurs, malgré les réformes du marché boursier réalisées au cours des dernières décennies, ce marché n'a pu contribuer de manière significative au financement du secteur privé (une part de 6,3% en 2012 et uniquement 59 sociétés cotées).

La suite de l'article sera organisée comme suit. La section 2 exposera une brève revue de littérature sur la relation entre la libéralisation du compte capital et le développement financier. La méthodologie retenue sera présentée dans la section 3 et les résultats du travail empirique seront exposés et commentés dans la section 4. La section 5 conclura ce travail.

2. Brève revue de la littérature empirique

De Gregorio (1999) a examiné la question connexe de savoir si l'intégration croissante des économies reflétait un niveau de développement plus important. En utilisant la technique de coupes transversales pour un échantillon incluant des pays en développement et industrialisés, l'auteur montre que les variables mesurant le développement du marché boursier sont en général corrélées positivement avec les indices d'intégration financière. Parallèlement, ces

¹ Rapport Sur la Supervision Bancaire 2015, banque centrale de Tunisie.

derniers sont fortement associés à des marchés boursiers moins volatils. De plus, la libéralisation financière stimule positivement le développement du marché bancaire. De leur côté, Klein et Olivei (2008) trouvent que la libéralisation du compte capital favorise le développement financier. Toutefois, la corrélation identifiée est valable uniquement pour les pays développés de l'échantillon. Par ailleurs, Hausmann et Fernandez-Arias (2000) ont étudié la relation entre le développement financier (mesuré par l'encours de crédits accordés au secteur privé) et le volume des flux de capitaux entrants. Pour ce faire, ils retiennent un échantillon englobant la quasi-totalité des pays sur la période 1996-1998. En utilisant les coupes transversales et les moindres carrés ordinaires, les auteurs trouvent deux résultats importants. Le premier est que le volume total de capitaux entrants est lié positivement au degré de développement financier, alors que le second souligne l'existence d'une relation négative entre la part des IDE dans les flux entrants et le développement financier. Autrement dit, les investissements directs étrangers se dirigent vers les pays, dont les marchés de capitaux sont souvent les moins développés.

Ben Naceur et al (2008), quant à eux, ont étudié les conséquences de la libéralisation des flux de capitaux sur le développement du système financier. A partir d'un échantillon de 11 pays de la région MENA sur la période qui s'étale de 1979 à 2005, ils montrent que la libéralisation du marché boursier semble avoir un impact négatif immédiat sur le développement du marché boursier, mais cet impact devient positif et significatif sur le long terme. Baltagi, Demetriades et Hook Law (2009) ont exploité la mesure « *de facto* » de Lane et Milesi-Ferretti (2007) et la mesure « *de jure* » de Chinn et Ito (2002) pour mesurer le degré d'ouverture du compte capital. En employant la Méthode des Moments Généralisés « GMM » en panel dynamique, les auteurs trouvent que le commerce et l'ouverture financière ont des effets positifs sur le développement financier (défini en termes de crédit bancaire et de capitalisation boursière). En outre, ils ne corroborent que partiellement l'hypothèse de Rajan et Zingales (2003)², puisqu'ils observent que l'ouverture commerciale ou financière, sans qu'elle soit simultanée, pourrait encore stimuler le développement financier.

² Rajan et Zingales (2003) défendent l'idée de la nécessité d'opérer une ouverture simultanée commerciale et financière afin de réaliser le développement financier.

3. Le modèle

Sur la base des travaux empiriques du domaine il apparaît que dans le cas de la Tunisie un modèle correctement spécifié de la relation développement financier-ouverture du compte capital devra aussi prendre en compte le taux d'inflation, le PIB réel par habitant, la qualité de la gouvernance et l'ouverture commerciale. Toutefois l'économie tunisienne a été marquée par des chocs exogènes importants. En particulier « la révolution de 2011 » est de nature à avoir impacter significativement le processus de libéralisation. Pour en tenir compte, on introduira ainsi une variable muette qui prendra la valeur 0 avant 2011 et 1 à partir de 2011.

On retiendra donc l'équation suivante :

$$DF_t = \alpha + \beta_1.PIBT_t + \beta_2.OC_t + \beta_3.Inf_t + \beta_4.Corr_t + \beta_5.OF_t + \beta_6.(OCxOF)_t + \gamma.D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Une augmentation du PIB par tête ($PIBT$), de l'ouverture commerciale (OC) ou une plus grande libéralisation des flux de capitaux/ouverture financière (OF) devraient avoir un impact positif sur le développement financier (DF). On anticipe donc $\beta_1 > 0, \beta_2 > 0$ et $\beta_5 > 0$. L'effet total de l'ouverture commerciale et de l'ouverture du compte capital seront donnés respectivement par $\frac{\partial DF_t}{\partial OC_t} = \beta_2 + \beta_6.OF_t$ et $\frac{\partial DF_t}{\partial OF_t} = \beta_5 + \beta_6.OC_t$. L'effet du terme d'interaction (coefficient β_6) peut être ambiguë. Dans une économie qui s'ouvre au commerce alors que les flux de capitaux sont contrôlés, le pays peut adopter des mesures de répression financière (Rajan et Zingales, 2003) afin de protéger son industrie. Dans ce cas on aura un effet négatif. De même, l'ouverture financière pourra avoir un effet négatif si le pays n'est pas ouvert au commerce (Baltagi et al., 2009). A l'inverse une ouverture simultanée au commerce international et aux flux de capitaux étrangers aura un impact positif sur le développement financier. D'un autre côté, une plus forte inflation (Inf) comme une mauvaise gouvernance ou plus grande corruption ($Corr$) devraient avoir un effet négatif sur le développement financier, soient $\beta_3 < 0$ et $\beta_4 < 0$. D'un côté l'inflation peut être un frein à l'épargne, de l'autre la corruption peut s'accompagner de situations de rente incompatibles avec une libéralisation de l'économie. Enfin on attend un coefficient positif ($\gamma > 0$) pour la variable muette dans la mesure où « la révolution tunisienne » a contribué à la libéralisation de l'économie.

On précisera la définition de ces variables et on analysera leurs propriétés statistiques, préalable à l'estimation du modèle économétrique. Ce modèle sera estimé en données annuelles sur la période de 1986-2014³, soit un échantillon de 29 observations.

³ Les représentations graphiques des séries sont présentées dans l'annexe A.

3.1. Les variables

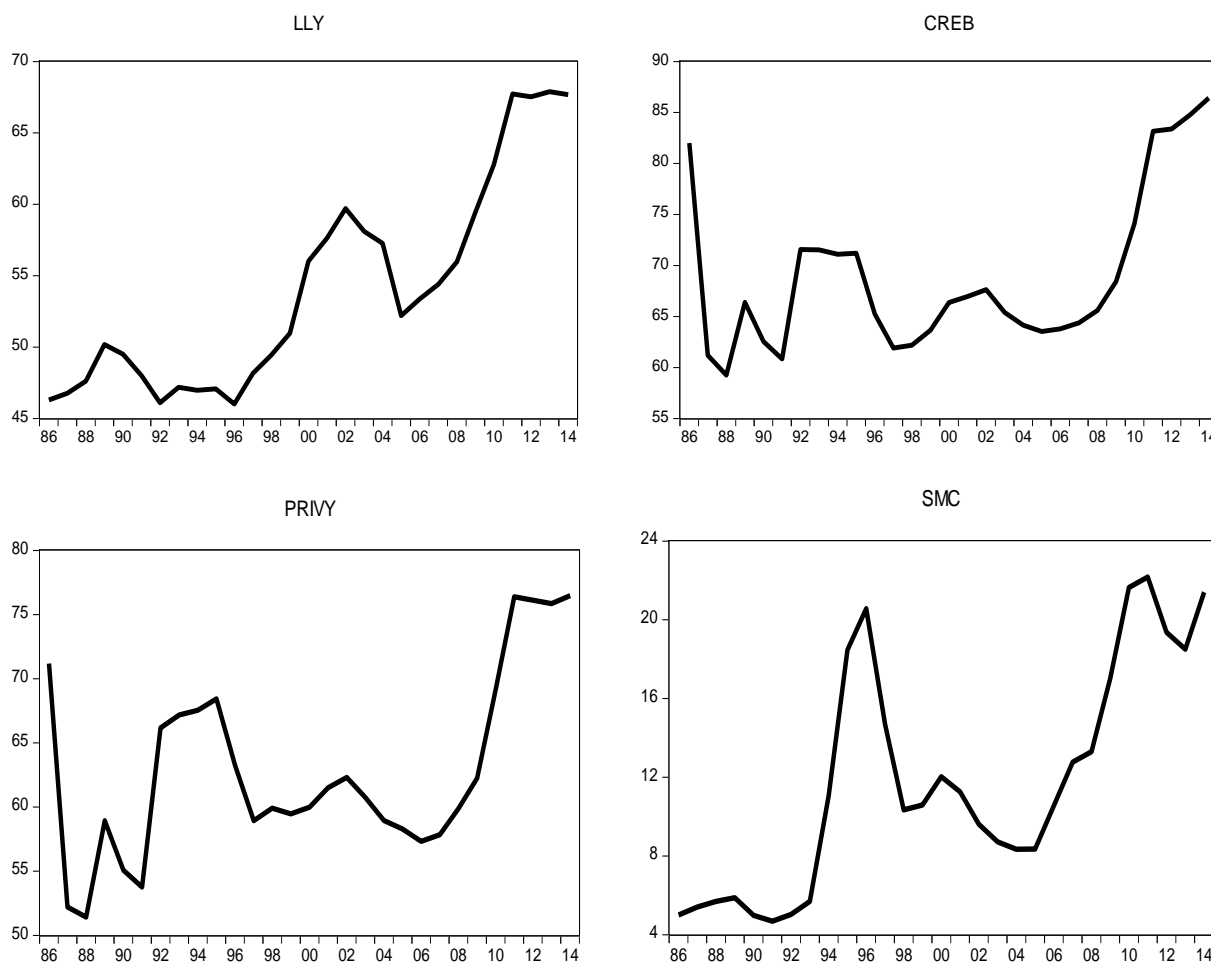
Si la plupart des variables sont définies et mesurées de manière relativement simple, la variable développement financier appelle certaines précisions.

Le développement financier est la variable endogène de notre étude économétrique. Cette variable n'est pas observée directement mais construite comme une combinaison de plusieurs variables sensées rendre compte des modalités de financement de l'économie. Dans ce cadre, Creane et al (2003) ont proposé un indice composite afin d'avoir une description plus complète du développement financier. Ils utilisent trois variables, à savoir les passifs liquides, le ratio des crédits au secteur privé par rapport au PIB, et la part des actifs des banques commerciales dans le total des actifs des institutions financières, banque centrale comprise. Parallèlement, Ang et McKibbin 2007 ont utilisé les mêmes indicateurs pour mesurer le degré du développement financier en Malaisie.

Notre approche s'inspire de ces travaux. Pour cela on retiendra quatre variables/indicateurs afin de construire mesure synthétique du développement financier. Le premier est le ratio des passifs liquides (M3) par rapport au PIB nominal noté (LLY), qui renseigne sur la taille du secteur financier. Dans ce contexte, Jalil et alii (2010) préconisent l'utilisation de ce ratio plutôt que le ratio de la masse monétaire (M2) en pourcentage du PIB. En effet, le ratio M2/PIB est généralement associée à un niveau de développement financier plus élevé, à travers l'élargissement des mécanismes de l'épargne, l'accroissement de la taille du secteur bancaire, l'amélioration de la fourniture de services financiers, et l'augmentation de la liquidité dans l'économie. Toutefois, ce ratio pourrait diminuer plutôt que croître à mesure que le système financier se développe (si les agents manifestent une préférence aux placements de long terme plutôt qu'aux placements liquides de court terme). Le deuxième indicateur est le ratio des crédits domestiques distribués par le secteur bancaire en % du PIB (noté CREB). Le secteur bancaire englobe les autorités monétaires telles que la banque centrale, les banques de dépôt (banques commerciales) et autres institutions financières. Toutefois, la simple mesure de CREB ne permet pas d'avoir une indication complète sur le développement du secteur financier. En effet, cette mesure ne distingue pas entre les crédits accordés au secteur privé et les prêts octroyés au secteur public, sachant que le secteur privé peut utiliser de manière plus efficace et plus rentable les crédits disponibles. Pour cette raison, nous retenons un troisième indicateur qui est le montant des crédits domestiques accordés au secteur privé exprimés en pourcentage

du PIB (noté PRIVY)⁴. Enfin on peut s'attendre à ce que la taille des marchés boursiers ait un impact significatif. Ainsi, le quatrième indicateur sera le ratio entre la capitalisation boursière et le PIB, noté (SMC). Le graphique 1 présente les évolutions des quatre variables utilisées pour la construction de l'indice synthétique. Les écarts observés entre les deux séries CREB et PRIVY reflètent les prêts accordés au gouvernement central.

Graphique 1. Les composantes du développement financier



L'indice synthétique de développement financier va alors être construit comme une moyenne pondérée de ces variables. Les poids de chacune d'elles seront déterminés à partir d'une analyse en composantes principales qui va rendre compte des corrélations entre les 4 variables indicatrices. On s'intéresse alors aux valeurs propres de la matrice des corrélations. Les résultats présentés dans le tableau 1 montrent que seul le premier facteur (première composante, CP1) a

⁴ Les deux indicateurs CREB et PRIVY sont utilisés par Uddin et al (2013) pour construire la variable du développement financier au Kenya.

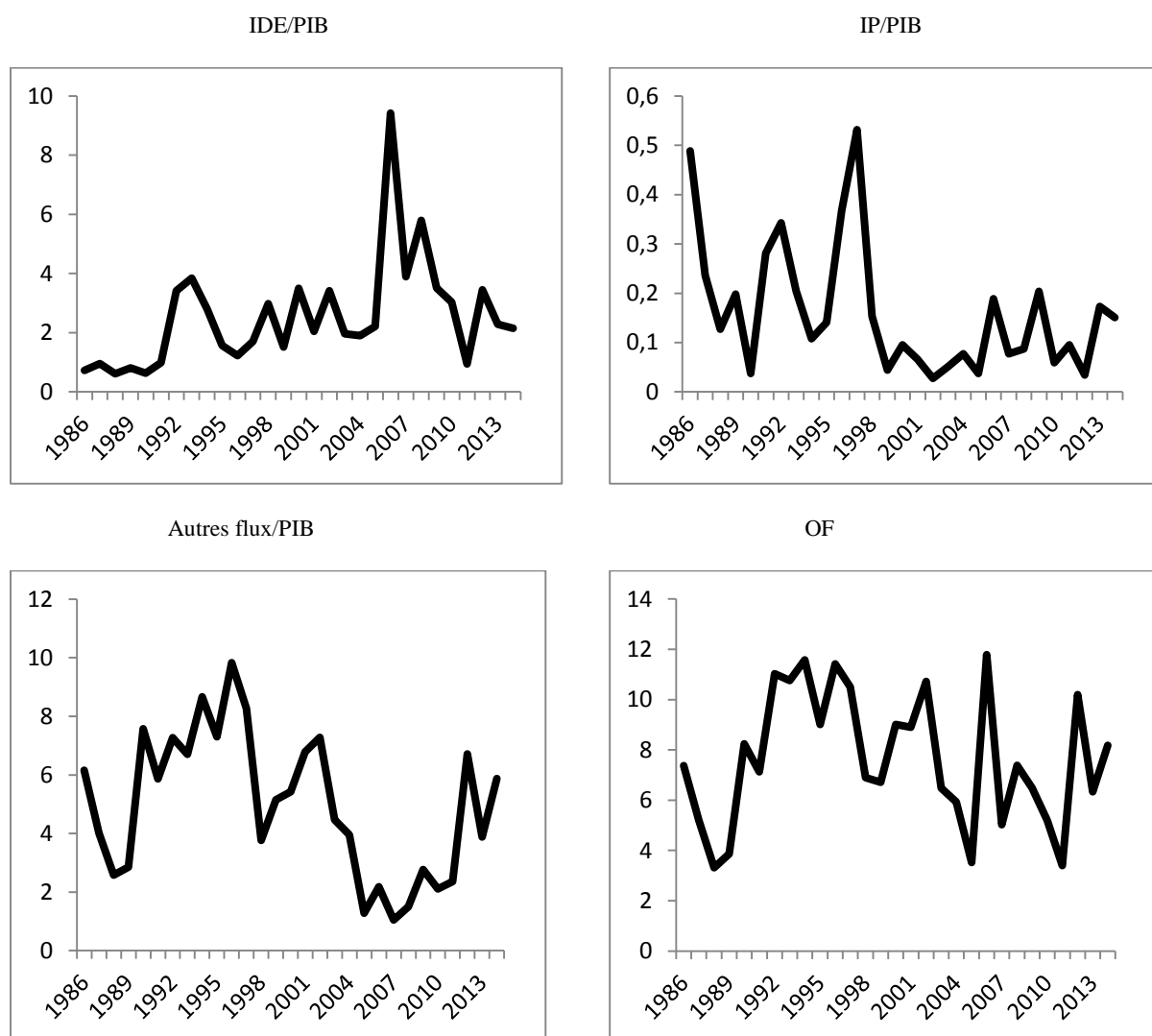
une valeur propre associée supérieur à 1 (3.0138). Ce facteur représente environ 75% de la variance totale. Par conséquent, les informations relatives à cette composante sont utilisées pour la construction de l'indice du développement financier. Les coefficients de pondération (factor scores) suggèrent que les contributions individuelles de LLY, PRIVY, CREB, et SMC à la variance de la première composante principale sont respectivement de 23,37%, 26,85%, 26,42%, et 23,36%.

Tableau 1 : Analyse en composantes principales du développement financier

	CP1	CP2	CP3	CP4
Valeurs propres	3.0138	0.5936	0.3683	0.0240
% de la variance totale	0.7535	0.1484	0.0921	0.0060
Cumul % var.	0.7535	0.9019	0.9940	1.0000
Variables	Vecteur1	Vecteur2	Vecteur3	Vecteur4
LLY	0.4664	0.5212	0.7046	-0.1202
PRIVY	0.5359	-0.4386	-0.1506	-0.7055
CREB	0.5273	-0.4934	0.1318	0.6791
SMC	0.4662	0.5409	-0.6808	0.1632

L'autre variable d'intérêt est l'ouverture du compte capital ou ouverture financière (noté *OF*). Elle est mesurée par la somme des valeurs absolues des capitaux entrants et sortants, à savoir les investissements directs étrangers (IDE), les investissements de portefeuille (IP) et les autres flux (crédits internationaux, titres de créances, etc.), divisée par le produit intérieur brut suivant Kraay (1998) et Salins (2007). Le graphique 2 montre que l'indicateur a enregistré un pic en 2006. Cela s'explique par la forte augmentation des IDE entrants en Tunisie suite à la cession de 35% du capital social de la société Tunisie Télécom. Toutefois, la moyenne reste modeste sur la totalité de la période en raison des restrictions imposées sur les flux financiers de court terme.

Graphique 2 : L'ouverture du compte capital en Tunisie



Source : IMF- The Balance of Payments

En outre, pour rendre compte de la qualité de la gouvernance nous allons retenir une variable qui mesure la corruption comme « proxy » du développement institutionnel. Cette mesure est tirée de la base de données de l'International Country Risk Guide (ICRG). La corruption (*Corr*) se manifeste par des gratifications spéciales et des versements illégaux aux agents de l'État sous la forme de « pots-de-vin ». Cette mesure s'établit sur une échelle de 0 à 6 : plus la note est basse, plus la corruption est élevée. Dans notre travail économétrique, nous avons inversé l'échelle de l'indice de corruption en soustrayant la valeur 6 à l'ICRG, de sorte que les valeurs élevées indiquent un niveau de corruption élevé. Comme le rappelle Kunieda et al (2014), cela permet une interprétation plus aisée des résultats empiriques.

On complètera le modèle en prenant en compte le taux d'inflation mesuré par le taux annuel de croissance du déflateur implicite du PIB (noté *Inf*), le PIB réel par habitant (noté *PIBT*), proxy de la croissance économique, et l'ouverture commerciale, définie comme la somme des exportations et des importations rapportées au PIB (noté *OC*).

3.2 Propriétés statistiques

Le choix de la méthode d'estimation du modèle de développement financier suppose qu'on connaisse les propriétés statistiques des séries. On procède ainsi à des tests de racine unitaire. L'observation des graphiques des séries (cf. annexe 1) fait apparaître pour la plupart d'entre elles de ruptures de tendance, reflets de différents chocs ayant affecté l'économie tunisienne durant la période étudiée. Aussi nous procéderons à des tests de racine unitaire avec break. Dans un premier temps on retiendra le test de Zivot et Andrews (ZA, 1992). Il permet de prendre en compte une rupture structurelle introduite de façon endogène. L'hypothèse nulle suppose que la série présente une racine unitaire sans aucune rupture. L'hypothèse alternative, quant à elle, suppose que la série est stationnaire avec une seule rupture à date inconnue. Les résultats du tableau 3 montrent que les variables inflation (*Inf*) et ouverture du compte capital (*OC*). Les tests sur les variables en différence, non reportés ici, confirment que toutes les autres variables sont intégrées d'ordre 1.

Tableau 2: Tests de Zivot et Andrews (1992)

Modèle	Changement dans la constante				Changement dans la tendance				Changement dans la constante et la tendance			
	niveau		différence		niveau		différence		niveau		différence	
	TB	Min_T	TB	Min_T	TB	Min_T	TB	Min_T	TB	Min_T	TB	Min_T
<i>DF</i>	2010	-4.735	1996	-6.185*	2008	-4.189	2005	-5.680*	2005	-4.669	2009	-6.252*
<i>PIBT</i>	2004	-3.355	2009	-6.264*	1990	-2.523	2008	-5.789*	2006	-2.697	2009	-6.095*
<i>OC</i>	1996	-4.178	1991	-6.241*	2000	-3.551	1992	-6.423*	1996	-3.935	1993	-6.253*
<i>Inf</i>	1999	-7.207*	1998	-6.447*	2005	-5.984*	2000	-5.776*	1999	-6.944*	1998	-6.155*
<i>OF</i>	1990	-5.776*	1995	-5.747*	1994	-6.046*	1999	-5.653*	1992	-6.006*	1998	-5.550*
<i>Corr</i>	2002	-4.569	2004	-6.120*	2007	-2.660	2003	-5.878*	2002	-6.897*	2010	-6.892*
<i>OC x OF</i>	1990	-5.728*	1995	-5.541*	1993	-5.718*	1999	-5.637*	1997	-6.057*	2000	-5.586*

Notes: les valeurs critiques aux seuils de 5% sont respectivement de -4.8 pour le modèle où le changement structurel est dans la constante, de -4.42 pour le modèle où le changement structurel est dans la tendance, et de -5.08 pour le modèle où le changement structurel est aussi bien dans la constante que dans la tendance. ** signifie que l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 5%.

Néanmoins la présence de plusieurs breaks peut avoir des conséquences sur les conclusions des tests précédents. Aussi on complètera l'analyse en prenant en compte les tests de Lumsdaine et

Papell (LP, 1997) qui admettent deux breaks sous l'hypothèse alternative à la racine unitaire, et le test LM de Lee-Strazicich (2003) qui admet deux breaks endogènes à la fois sous l'hypothèse nulle de racine unitaire et sous l'hypothèse alternative.

Le test LP considère une version modifiée du test augmenté de Dickey-Fuller avec deux breaks endogènes. Pour une variable X le modèle estimé s'écrit :

$$\Delta X_t = \mu + \beta.t + \theta.D_{1t} + \omega.D_{2t} + \alpha.X_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i.\Delta X_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

où D_1 and D_2 sont des variables muettes qui prennent en compte les changements structurels survenus aux dates TB_1 et TB_2 . Le retard optimal (k) est déterminé sur la base d'une approche du général au spécifique (t-test). Compte tenu du nombre limité d'observations on retiendra au maximum 2 retards ($k_{\max} = 2$). Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire, il vient $\alpha = 0$.

Le test LM est généré à partir de l'équation suivante :

$$\Delta X_t = \delta'.\Delta Z_t + \phi.\tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (3)$$

où Z est un vecteur de variables exogènes, *i.e.* $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]$ avec D_{1t} et D_{2t} des variables muettes (modèle de « krach »). \tilde{S} indique les variables « détrendées »: $\tilde{S}_t = X_t - \tilde{\psi}_x - Z_t.\tilde{\delta}$; $\tilde{\delta}$ représente les coefficients de la régression de ΔX_t sur ΔZ_t et $\tilde{\psi}_x$ est donné par $X_1 - Z_1.\tilde{\delta}$ (cf. Lee and Strazicich, 2003 p. 1083). La statistique de test LM est un *t-ratio* qui permet de tester l'hypothèse nulle : $\phi = 0$.

Le tableau 3 donne les résultats de ces tests. Lorsqu'on retient le test LP, on est amené à rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour 4 variables, le seuil de significativité dépendant du nombre de breaks ; le taux d'inflation (seuils 10% et 5%), l'ouverture du compte capital (seuils 1% et 5%), le développement financier (seuils 10% et 5%), la variable d'interaction (seuils 1% et 5%) et la variable corruption (seuils 10% et 1%).

A l'inverse si on prend en considération la présence d'un break sous l'hypothèse nulle, les résultats du test LM sont plus tranchés puisque pour les deux modèles on rejette uniquement l'hypothèse nulle au seuil 1% pour les variables taux d'inflation et ouverture du compte capital.

Au total pour les variables taux d'inflation et ouverture du compte capital, l'hypothèse alternative de stationnarité avec breaks peut être acceptée. Si on privilégie le test LM de Lee et Strazicich, les autres variables doivent être considérées comme non stationnaires.

Tableau 3: Tests de racine unitaire avec deux breaks endogènes

	Test de Lumsdaine-Papell ^ψ			Test LM de Lee-Strazicich		
	Modèle à un break					
	<i>k</i>	<i>TB</i>	<i>Statistic</i>	<i>k</i>	<i>TB</i>	<i>Statistic</i>
<i>DF</i>	0	2009	-4.7352*	0	2010	-1.6284
<i>PIBT</i>	0	2003	-3.3553	0	2006	-1.2506
<i>OC</i>	0	1995	-4.1783	1	2009	-2.8681
<i>Inf</i>	0	1998	-7.2071***	0	2001	-4.8184***
<i>Corr</i>	0	2001	-4.5687	0	2001	-2.3976
<i>OF</i>	0	1989	-5.7756***	0	1991	-5.2045***
<i>OC x OF</i>	0	1989	-5.7279***	0	1997	-4.7337**
Modèle à deux breaks						
<i>DF</i>	0	1991 2009	-6.2530**	0	2008 2010	-2.1640
<i>PIBT</i>	0	1998 2005	-3.6752	1	2009 2011	-1.9398
<i>OC</i>	0	1995 2006	-4.7832	1	1995 2009	-3.3737
<i>Inf</i>	0	1995 1998	-7.4128***	0	1999 2001	-4.9418***
<i>Corr</i>	0	2001 2009	-23.2913***	0	2001 2011	-2.6441
<i>OF</i>	0	1991 2011	-6.5273**	0	1991 1997	-5.7162***
<i>OC x OF</i>	0	1989 1997	-6.672**	0	1997 2002	-5.7994***

Notes : ^ψ indique que nous admettons un break uniquement dans le terme constant. Les tests avec un break dans la constant et un break dans le trend

Tests with breaks in intercept and trend change in some cases the time break but not the conclusion from the statistics. See Lumsdaine and Papell (1997) for the calculations of critical values for LP tests. Critical values for LM tests are extracted from Lee and Strazicich (2003, 2013).

4. Estimation de l'équation de développement financier

4.1 Le modèle ARDL

Dans la mesure où certaines variables sont stationnaires et d'autres comportent une racine unitaire on retient un modèle ARDL pour estimer l'équation dynamique du développement financier. Le modèle ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés) proposé par Pesaran et Shin (1998) et Pesaran et al (2001) permet, d'une part, de tester les relations de long terme en utilisant le test des limites « bounds test » sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre et,

d'autre part, d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petite taille (Narayan, 2005). Ainsi, l'ARDL donne la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. C'est dans ce contexte que nous appliquons cette approche afin d'étudier l'impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie.

Le modèle $ARDL(p,q)$ peut s'écrire comme,

$$\phi(L)y_t = \alpha_0 + \beta'(L) x_t + \gamma D_{2011,t} + \mu_t \quad , \quad (4)$$

où $\phi(L)y_t = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j$, $\beta(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j L^j$, β un vecteur de paramètres inconnus et μ est un terme d'erreur $iid(0, \sigma_\mu^2)$. y représente la variable dépendante, ici le développement financier (DF) et x le vecteur des variables explicatives, soit sous sa forme la plus complète, $x = x(PIBT, OC, Inf, Corr, OF, (OCxOF))'$.

On retiendra deux spécifications du modèle, selon que l'on prend en compte ou non les variables « dummy » et d'interaction. Dans le cas d'un $ARDL(1,1)$ le modèle le plus complet s'écrira,

$$\begin{aligned} \Delta DF_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta DF_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \beta_{2i} \Delta PIBT_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{3i} \Delta OC_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{4i} \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{5i} \Delta Corr_{t-i} + \dots \\ & \dots \sum_{i=0}^1 \beta_{6i} \Delta OF_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \beta_{7i} \Delta (OCxOF)_{t-i} + \gamma_0 \cdot \Delta D_{2011,t} + \theta_1 \cdot DF_{t-1} + \theta_2 \cdot PIBT_{t-1} + \theta_3 \cdot OC_{t-1} + \theta_4 \cdot Inf_{t-1} + \dots \\ & \dots \theta_5 \cdot Corr_{t-1} + \theta_6 \cdot OF_{t-1} + \theta_7 \cdot (OCxOF)_{t-1} + \gamma_1 \cdot D_{2011,t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (5)$$

Les coefficients β_i reflètent la dynamique de court terme. Pour tester la présence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables, on effectue un F -test de l'hypothèse

$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = \theta_7 = 0$. Un rejet de l'hypothèse nulle implique qu'il y a une relation de long terme.

Deux valeurs critiques sont fournies par Pesaran et al. (2001, pp. 303-304). Les valeurs critiques de la borne inférieure (« lower bound critical value ») correspondent au cas où toutes les variables sont intégrées d'ordre $I(0)$, c'est-à-dire qu'il n'y a pas de relation de cointégration, tandis que les valeurs critiques de la borne supérieure (« upper bound critical value »)

correspondent au cas d'une relation de cointégration. Si la statistique F est supérieure à la borne supérieure, H_0 est rejetée et si la valeur du F est inférieure à la borne inférieure, H_0 n'est pas rejetée. Quand le F est entre les deux bornes, on ne peut pas conclure.

4.2. Tests de diagnostic et de cointégration

Le modèle ARDL estime $(p + 1)^k$ régressions, avec p est le nombre de retard optimal et k est le nombre des variables dans l'équation. Pour le nombre de retard optimal, nous allons choisir une durée maximale d'une période. On procède à l'estimation de deux modèles, le modèle 1 prend en compte comme variables explicatives du développement financier, le PIB par tête, l'ouverture commerciale, l'ouverture du compte capital, les variables inflation et corruption. Le modèle 2 intègre en supplément la variable d'interaction et la variable muette pour la « révolution tunisienne ». Cependant dans la mesure où il existe un risque de colinéarité entre le terme constant, la variable « muette » et l'ouverture financière, on procèdera à deux estimations, avec et sans terme constant.

Le tableau 4 montre que les deux modèles sont globalement satisfaisants puisque la probabilité associée au F-stat est inférieure à 5%. Les statistique R^2 ajusté sont comprises entre 0.92 et 0.95. Les résultats des tests de validation des modèles ; à savoir le test de corrélation sérielle de Breusch–Godfrey (LM) d'ordre de 1, le test ARCH d'hétéroscédasticité d'ordre de 1, le test de Jarque-Bera (JB) pour la normalité des résidus, et le test de la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET) d'ordre de 1 confirment l'absence de corrélation sérielle, l'absence d'hétéroscédasticité, et la normalité des résidus. Par ailleurs, les tests de CUSUM et du carré du CUSUM montrent que les paramètres estimés sont stables sur la période d'étude (cf. Annexe B).

Tableau 4. Tests de diagnostic

	Modèle 1	Modèle 2 (avec constante)	Modèle 2 (sans constante)
R^2	0.9287	0.9491	0.9490
R^2 ajusté	0.9037	0.9191	0.9235
F-stat	37.2227 (0.000)	31.6978 (0.0000)	59.6200 (0.0000)
LM (1)	0.4350 (0.5174)	0.7130 (0.4109)	0.5064 (0.4863)
ARCH (1)	0.0053 (0.9425)	0.2260 (0.6386)	0.22909 (0.6424)
JB	2.5670 (0.2770)	0.9853 (0.6109)	0.9669 (0.6166)
RESET (1)	3.4439 (0.0791)	0.2358 (0.6338)	0.0076 (0.9316)

Notes: Notes: LM Test = le test du Multiplicateur de Lagrange (corrélation sérielle de Breusch–Godfrey). ARCH = le test d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive. JB= le test de Jarque Bera. RESET = Ramsey Regression Equation Specification Error Test. Les valeurs entre (.) sont les p-values.

Le tableau 5 donne les résultats des tests de cointégration. La statistique F est supérieure au seuil 5% à la valeur critique de la borne supérieure ce qui confirme l'existence de relations de cointégration dans les deux modèles.

Tableau 5. Test de cointégration « bounds test »

	Modèle 1 k=5	Modèle 2 (avec constant) k=6	Modèle 2 (sans constante) k=6
F-statistic	4.5052**	4.6389**	4.0967*

Notes : ** indique le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 5%. Pour k=5 et k=6 les valeurs critiques sont respectivement de 5.761, 4.193, 3.517 et 5.691, 4.148, 3.515 aux seuils 1%, 5% et 10%. Pour plus de détails voir Narayan 2004, Appendix A1, A2 et A3.

4.3. Estimation des relations de long terme

L'existence d'une relation de cointégration ayant été établie pour les deux versions du modèle de développement financier, les relations de long terme sont estimées à partir des équations (6.1) et (6.2),

$$DF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} DF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \theta_{2i} PIBT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \theta_{3i} OC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \theta_{4i} Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \theta_{5i} Corr_{t-i} + \sum_{i=0}^{q6} \theta_{6i} OF_{t-i} + \mu_t \quad (6.1)$$

et

$$DF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} DF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \theta_{2i} PIBT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \theta_{3i} OC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \theta_{4i} Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \theta_{5i} Corr_{t-i} + \sum_{i=0}^{q6} \theta_{6i} OF_{t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q7} \theta_{7i} (OCxOF)_{t-i} + \gamma \cdot D_{2011t} + \mu_t \quad (6.2)$$

Les valeurs des différents retards sont choisies à partir des critères d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SBC) qui donnent les mêmes résultats. Le modèle (6.1) sera estimé comme un ARDL(1,1,0,0,0) et le modèle (6.2) comme un ARDL(1,1,0,0,1,0,0).

Tableau 6. Relations de long terme pour le développement financier, 1986-2014

	Equation (6.1)	Equation (6.2) (avec constante)	Equation (6.2) (sans constante)
<i>PIBT</i>	0.0099*** (0.0000)	0.0050** (0.0427)	0.0051** (0.0222)
<i>OC</i>	0.1706 (0.1301)	0.5053* (0.0639)	0.4672*** (0.0000)
<i>Inf</i>	-0.3750 (0.2663)	-0.4499* (0.1002)	-0.4420* (0.0845)
<i>Corr</i>	-7.3064*** (0.0032)	-2.3016 (0.4265)	-2.4653 (0.3411)
<i>OF</i>	0.5902** (0.0429)	5.9111* (0.0582)	5.4731*** (0.0000)
<i>OC x OF</i>		-0.0580* (0.0824)	-0.0533*** (0.0000)
<i>D₂₀₁₁</i>		8.0096** (0.0211)	7.9027** (0.0152)
<i>Constante</i>	31.7877*** (0.0036)	-3.6859 (0.8766)	

Notes : P-values entre parenthèses. ***, ** et * indiquent que les coefficients sont significatifs au seuils de 1%, 5% et 10%, respectivement.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 6. Tous les coefficients des variables ont les signes attendus et à une exception près, tous ces coefficients sont statistiquement significatifs aux seuils 5% ou 10%.

Le développement économique impacte positivement le développement financier des lors que l'accroissement du revenu favorise l'épargne et par conséquent l'acquisition d'actifs financier. Autrement dit, l'expansion du secteur réel s'accompagne d'une demande grandissante en

produits et services financiers, ce qui engendre des retombées bénéfiques pour le secteur bancaire et le marché boursier. Deuxièmement, ces estimations l'impact positif de l'ouverture commerciale sur le développement financier. Ceci est en accord avec les conclusions d'Almarzoqi et al (2015) qui trouvent une relation positive entre l'ouverture commerciale et le développement de secteur bancaire pour un échantillon de 115 pays. De même, Demetriades et Law (2006) démontrent que l'ouverture commerciale favorise le développement du marché boursier, en particulier pour les pays à revenu intermédiaire. Troisièmement, le coefficient de la variable inflation est négatif et significatif au seuil 8% pour le modèle avec variable d'interaction et sans constante. Cela reflète les difficultés du secteur financier à allouer efficacement les ressources dans un environnement inflationniste caractérisé par à une volatilité accrue du rendement des actifs financiers.

De plus, on s'attend à ce que le développement financier soit plus important lorsque le système financier est intégré dans un cadre institutionnel sain et solide (Yartey, 2010). Dans ce cadre, nos résultats montrent un impact négatif et statistiquement significatif de la corruption pour le modèle 1, mais non significatif bien que le coefficient soit toujours négatif pour le modèle 2. Autrement dit, le contrôle de la corruption est l'un des défis majeurs pour le développement financier en Tunisie. Les résultats montrent aussi que l'ouverture du compte capital devrait renforcer l'intégration des marchés de capitaux à l'échelle internationale, ce qui implique l'augmentation des pressions en faveur d'une amélioration de l'infrastructure institutionnelle des secteurs financiers nationaux (Cherif, 2011). Ainsi, l'hypothèse selon laquelle l'ouverture financière favorise le développement du système bancaire et boursier est vérifiée pour le cas de la Tunisie. En revanche la variable d'interaction a un effet négatif sur le développement financier ce qui confirme le décalage dans le temps entre les processus d'ouverture commerciale et financière. Enfin l'impact positif de la variable muette confirme les effets positifs de la « révolution tunisienne » sur la libéralisation de l'économie ce qui ne peut qu'être favorable au développement financier.

4.4. Estimation des relations de court terme

Les relations dynamiques de court terme entre le développement financier et ses déterminants sont obtenues à partir d'une estimation des modèles exprimés sous forme de correction, soit :

$$\Delta DF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} \Delta DF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \theta_{2i} \Delta PIBT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \theta_{3i} \Delta OC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \theta_{4i} \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \theta_{5i} \Delta Corr_{t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q6} \theta_{6i} \Delta OF_{t-i} + \lambda \cdot EC1_{t-1} + \mu_t \quad (7.1)$$

et

$$\Delta DF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} \Delta DF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \theta_{2i} \Delta PIBT_{t-i} + \sum_{i=0}^{q3} \theta_{3i} \Delta OC_{t-i} + \sum_{i=0}^{q4} \theta_{4i} \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q5} \theta_{5i} \Delta Corr_{t-i} + \dots + \sum_{i=0}^{q6} \theta_{6i} \Delta OF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q7} \theta_{7i} \Delta (OCxOF)_{t-i} + \gamma \cdot D_{2011,t} + \lambda \cdot EC2_{t-1} + \mu_t \quad (7.2)$$

avec EC le terme d'erreur et λ le coefficient qui mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. On s'attend à ce que ce terme soit négatif et significatif s'il existe une relation de cointégration.

Tableau 7. Modèle de court terme à correction d'erreur du développement financier

	Equation (7.1)	Equation (7.2) (avec constante)	Equation (7.2) (sans constante)
$\Delta PIBT$	-0.0197*** (0.0082)	-0.0179** (0.0316)	-0.0179** (0.0271)
ΔOC	0.0946* (0.0975)	0.3410** (0.0257)	0.3211*** (0.0001)
ΔInf	-0.2078 (0.2578)	-0.3036* (0.0908)	-0.3038* (0.0816)
$\Delta Corr$	-4.0495*** (0.0061)	-4.5563** (0.0159)	-4.5908** (0.0120)
ΔOF	0.3271** (0.0503)	3.9885** (0.0309)	3.7622*** (0.0007)
$\Delta (OCxOF)$		-0.0394** (0.0489)	-0.0366*** (0.0014)
ΔD_{2011}		5.4044** (0.0518)	5.4323** (0.0518)
EC_{t-1}	-0.5542*** (0.0000)	-0.6747*** (0.0002)	-0.6873*** (0.0000)

Notes : P-values entre parenthèses. ***, ** et * indiquent que les coefficients sont significatifs au seuils de 1%, 5% et 10%, respectivement. Le critère d'information d'Akaike (AIC) et le critère Bayésien de Schwarz (SBC) sont choisis comme critères de sélection. Les résultats obtenus sont les mêmes quel que soit le critère utilisé.

Pour les deux modèles, les coefficients estimés des termes à correction d'erreur sont négatifs et significatifs au seuil de 1%. Il existe donc un mécanisme de convergence vers la cible de long terme. Ainsi, on obtient des demi-vies de 1.25⁵ année pour le premier modèle et 1.03 année pour le second, ce qui confirme un processus de convergence rapide pour que la moitié de

⁵ Demi-vie = Ln(2)/0.5546.

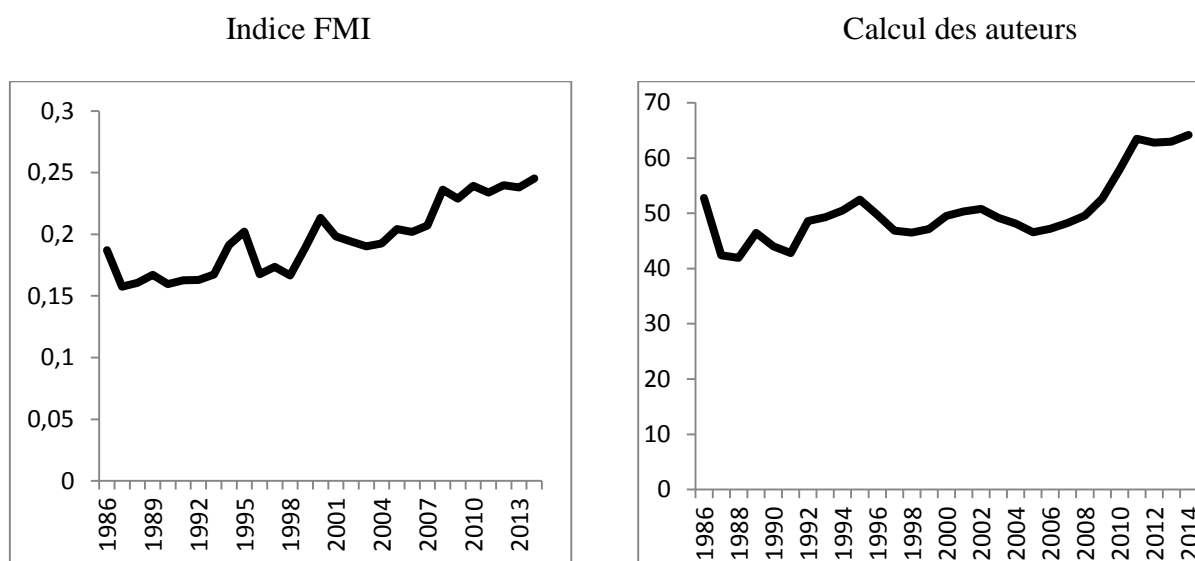
l'erreur (écart par rapport à l'équilibre de long terme) soit corrigée. En outre, les résultats indiquent que les retombées bénéfiques de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie restent importantes à court terme, alors que la variable corruption a un fort impact négatif.

5. Etude de robustesse

Nous procéderons à deux types de tests de robustesse. Les premiers feront appel à des méthodes alternatives d'estimation de la relation de long terme du développement financier, les méthodes DOLS et FMOLS. Les seconds consisteront à réestimer le modèle de développement financier en intégrant une nouvelle variable d'ouverture du compte capital, l'indicateur KAOPEN de Chinn et Ito (2008).

Le Fonds Monétaire International a mis en œuvre un indicateur qui prend en compte le développement des institutions financières et du marché financier. Cet indicateur est mesuré à partir de la profondeur du système financier (taille et liquidité), l'accès (la capacité des entreprises et des individus à accéder aux services financiers), et l'efficacité (la capacité des institutions à fournir des services financiers à faible coût et avec des revenus durables). Cette mesure varie entre 0 et 1, la valeur 0 signifie un niveau très faible de développement financier alors que la valeur 1 signifie un niveau très élevé de développement. La comparaison entre notre indicateur composite, qui reflète le développement financier en Tunisie, et l'indice du FMI montre une variation quasi identique des deux séries dans le temps (cf. graphique 3). De plus, il existe une forte corrélation entre les deux indicateurs (0,82).

Graphique 3 : Comparaison entre les deux mesures de développement financier



En outre, nous allons retenir un autre indicateur, l'indice noté *KAOPEN* de Chinn et Ito (2008), qui est une mesure *de jure*⁶, en le substituant à l'indicateur de l'ouverture du compte capital (*de facto*). Ainsi nous allons remplacer la variable *OC* par la variable *KAOPEN* dans les équations (1) et (2). En 1992, la Tunisie a assoupli les dispositions relatives au contrôle de changes sur les transactions courantes en instaurant la convertibilité courante du dinar. Alternativement, les flux entrants des investissements de portefeuille ont été partiellement libéralisés en 1995. Ainsi l'indicateur *KAOPEN* a enregistré un score de -0.126 entre 1992 et 1995, contre une valeur de -1.188 pour le reste de la période. Dans ce cadre, les résultats trouvés (cf. tableau 8) confirment que l'ouverture partielle du compte capital a stimulé positivement le développement financier en Tunisie.

⁶ L'indice *KAOPEN* varie entre -2 et +2.5, des valeurs plus élevées dénotent une plus grande ouverture.

Tableau 8. Estimation de l'équation de développement financier avec la variable KAOPEN

Relations de long terme (a)	
<i>PIBT</i>	0.0119*** (0.0000)
<i>OC</i>	0.1039 (0.3486)
<i>Inf</i>	-0.189122 (0.5747)
<i>Corr</i>	-7.5211*** (0.0023)
<i>KAOPEN</i>	6.1212** (0.0152)
<i>Constante</i>	42.1713*** (0.0002)
Modèle à correction d'erreur et effets de court terme	
$\Delta PIBT$	-0.0127** (0.0436)
ΔOC	0.0536 (0.3285)
ΔInf	-0.0976 (0.5730)
$\Delta Corr$	-3.8835*** (0.0049)
$\Delta KAOPEN$	3.16076*** (0.0093)
ecm_{t-1}	-0.5163*** (0.0000)

Notes : P-values entre parenthèses. ***, ** et * indiquent que les coefficients sont significatifs aux seuils de 1%, 5% et 10%, respectivement. (a) Pour le premier modèle : ARDL (1,1, 0, 0). Pour le deuxième modèle : ARDL (1, 1, 1, 0, 0, 0).

Le second ensemble de tests de robustesse consiste en l'estimation de l'équation de développement financier à l'aide de deux méthodes alternatives, la méthode DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) de Stock et Watson et la méthode FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) de Phillips et Hansen. La première méthode repose sur une procédure paramétrique proposée par Saikkonen (1991) et Stock et Watson (1993) dans le cas des séries temporelles. Elle consiste à inclure des valeurs avancées et retardées des variables explicatives dans la relation de cointégration, afin d'éliminer les nuisances liées à l'endogénéité et à la corrélation sérielle des résidus. La deuxième technique est une procédure semi-paramétrique, proposée initialement par Phillips et Hansen (1990) et développée par Phillips (1995). Elle consiste à appliquer les MCO sur un modèle transformé afin d'orthogonaliser le résidu de la relation de cointégration par rapport aux innovations des variables non stationnaires⁷. Le

⁷ A l'aide de simulations de Monte Carlo, Montalvo (1995) et Kao et Chiang (2000) mettent en évidence la supériorité de la méthode DOLS dans le cas de petits échantillons.

tableau 9 montre que les résultats des estimations DOLS et FMOLS confirment les résultats obtenus par l'approche ARDL. Les coefficients sont très proches et dans le cas de l'estimation FMOLS on obtient un coefficient significatif pour la variable corruption. De plus la mesure de l'effet total de l'ouverture confirme un plus fort impact de l'ouverture financière comparée à l'ouverture commerciale, même si pour les estimations DOLS et FMOLS les coefficients sont plus faibles que pour l'estimation ARDL.

Tableau 9 : Estimations DOLS et FMOLS de la relation de développement financier

Régresseurs	Estimation Stock-Watson DOLS		Estimation Phillips-Hansen FMOLS		Comparaison avec le modèle ARDL
	Coefficients	P-values	Coefficients	P-values	Coefficients
<i>PIBT</i>	0.0054***	0.0062	0.0032***	0.0055	0.0051**
<i>OC</i>	0.5098***	0.0014	0.5139***	0.0000	0.4672***
<i>Inf</i>	-0.7328*	0.0694	-0.3757**	0.0293	-0.4420*
<i>Corr</i>	-2.8567	0.1570	-2.4489**	0.0391	-2.4653
<i>OF</i>	6.2988***	0.002	6.4244***	0.0000	5.4731***
<i>OC x OF</i>	-0.0629***	0.0007	-0.0663***	0.0000	-0.0533***
<i>D₂₀₁₁</i>	8.4701***	0.0029	11.2798***	0.0000	7.9027**
<i>R² ajusté</i>	0.984		0.892		
<i>J-B_{norm}</i>	0.2679 [0.8746]		0.7890 [0.6740]		
Effet total de l'ouverture commerciale et financière (a)					
	DOLS		FMOLS		ARDL
<i>Ouverture commerciale</i>	0.0291		0.0072		0.0598
<i>Ouverture financière</i>	0.5944		0.4117		0.9393

Note : ***, ** et * indiquent que les coefficients sont significatifs au seuils de 1%, 5% et 10%, respectivement.

(a) L'effet total de l'ouverture commerciale (resp. financière) est obtenu en retenant les valeurs des coefficients estimés et la valeur moyenne de l'ouverture financière (resp. commerciale) sur l'ensemble de la période.

6. Conclusion

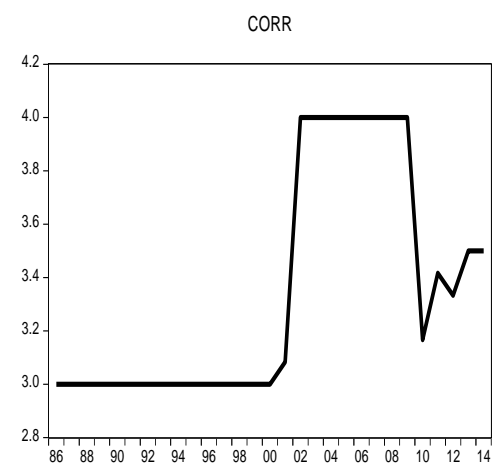
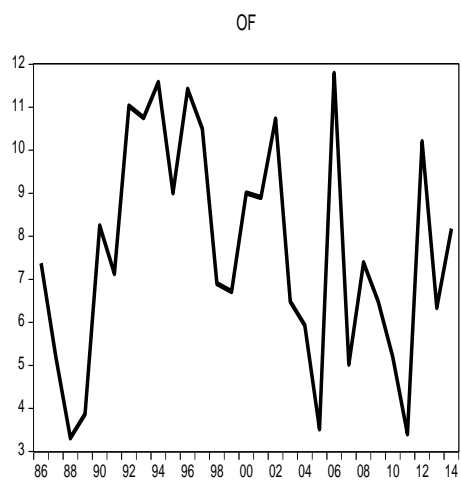
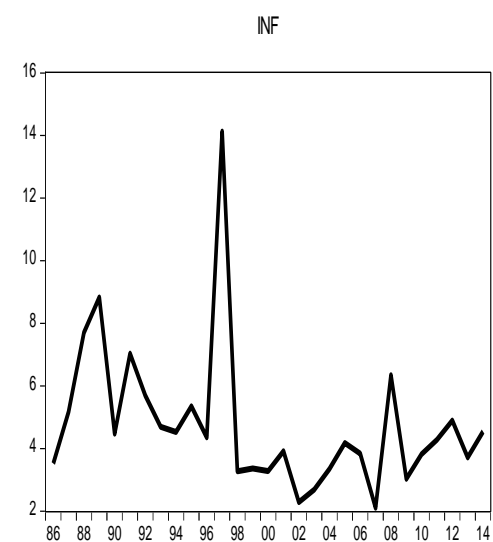
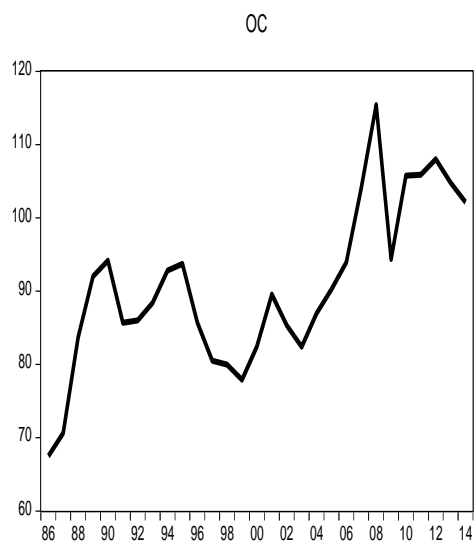
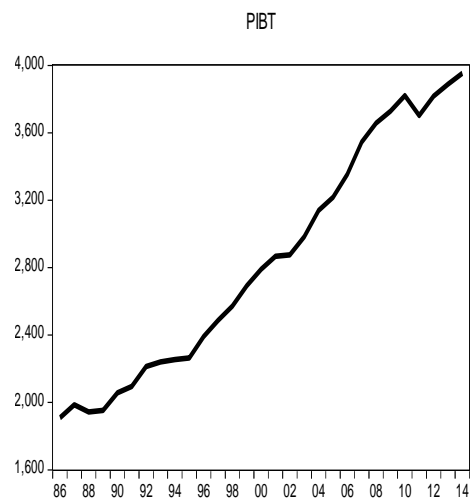
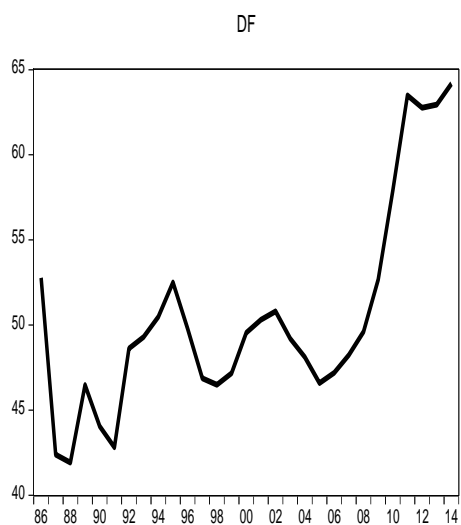
On s'intéresse dans cet article à l'impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie. Le modèle de développement financier faisant apparaître à la fois des variables stationnaires et non stationnaires on a fait le choix d'estimer un ARDL sur la période 1986-2014. A partir de ce modèle on estime les effets de court terme et de long

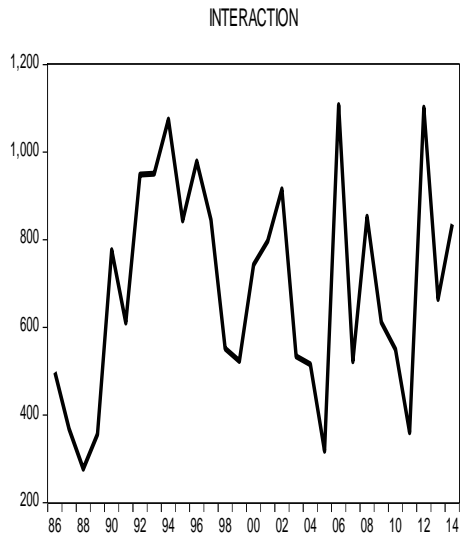
terme des principaux déterminants du développement financier. Les résultats confirment en particulier l'existence d'une relation de cointégration/long terme qui lie positivement le développement financier au PIB par tête, à l'ouverture commerciale et à l'ouverture du compte capital, et négativement au taux d'inflation et à la mauvaise gouvernance/corruption.

Ainsi, le premier constat suggère que la mauvaise gouvernance en Tunisie est souvent liée à la notion de « corruption ». Cette dernière ne permet pas de créer un environnement des affaires favorable aux investisseurs, aussi bien locaux qu'étrangers. Cela implique une baisse des investissements privés et par conséquent, une diminution de produits dérivés sur les marchés financiers. En deuxième lieu, on peut noter qu'à long terme un niveau du produit par tête élevé permet de surmonter les coûts importants imposés à la société afin de soutenir davantage la recherche et le développement, et donc l'innovation et le progrès des marchés financiers (Greenwood et Jovanovic, 1989). Troisièmement, les effets positifs de l'ouverture et l'impact négatif de la variable d'interaction ouverture commerciale-ouverture du compte capital confirment la nécessité de procéder à une ouverture totale à la fois pour les flux commerciaux et les flux financiers. Du côté du commerce de produits, l'Etat tunisien doit s'appuyer davantage sur des accords de commerce multilatéraux. Pour accompagner ce mouvement les entreprises tunisiennes doivent surmonter les réglementations sur les normes techniques et sanitaires imposées par les pays industrialisés en améliorant la qualité des marchandises exportées. Mais c'est du côté des flux financiers que les effets de la libéralisation sont les plus importants. Pour accompagner ce mouvement le marché des capitaux aura vocation à se développer et jouer un rôle plus important dans le financement de l'économie.

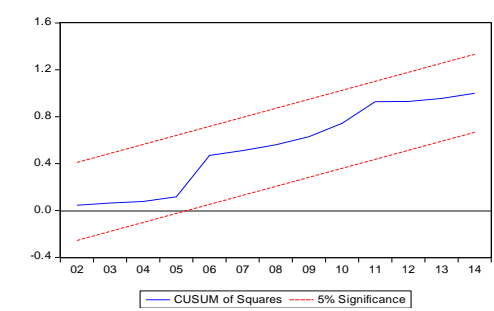
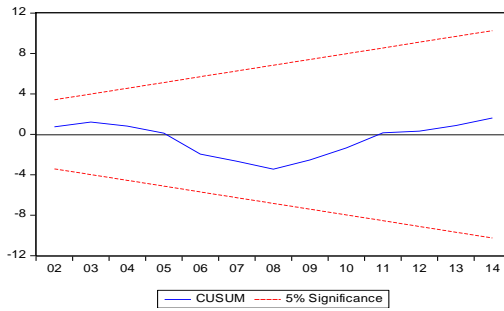
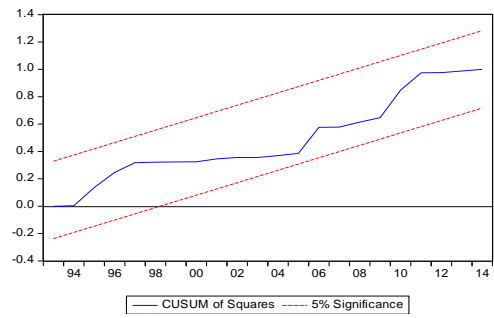
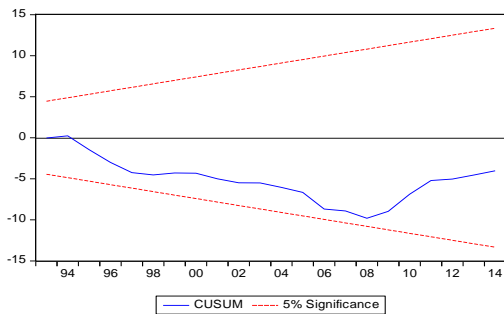
Ces conclusions sont largement confirmées par des tests de robustesse, qui reposent en premier lieu sur des méthodes d'estimation différentes (DOLS et FMOLS), et en second lieu sur une mesure alternative de l'ouverture du compte capital/financière. La prise en compte de la variable *de jure* de Chinn et Ito (2008) pour l'ouverture du compte capital permet de confirmer les résultats obtenus avec la variable *de facto*.

Annexe 1 : Représentation graphique des séries (en log sauf le taux d'inflation)





Annexe 2 : Tests de CUSUM et du carré du CUSUM



A droite : les tests de CUSUM pour les modèles 1 et 2, respectivement.

A Gauche : les tests du carré du CUSUM pour les modèles 1 et 2, respectivement.

Références

- Almarzoqi, R., Naceur, M. S. B., & Kotak, A. (2015). What matters for financial development and stability? (No. 15-173). International Monetary Fund.
- Ang, J. B., & McKibbin, W. J. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth: evidence from Malaysia. *Journal of development economics*, 84(1), 215-233.
- Baltagi, B. H., Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of development economics*, 89(2), 285-296.
- Caprio, G., & Honohan, P. (1999). Restoring banking stability: Beyond supervised capital requirements. *The Journal of Economic Perspectives*, 13(4), 43-64.
- Cherif, M. (2011). Does capital account liberalization spur economic and financial performance? New investigation for Mena countries. Femise Research Programme n°FEM33-06.
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2002). Capital account liberalization, institutions and financial development: cross country evidence (No. w8967). National Bureau of Economic Research.
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2008). A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309–322.
- Čihák, M., Demirgüç-Kunt, A., Feyen, E., & Levine, R. (2012). Benchmarking financial systems around the world.
- Claessens, S., Djankov, S., Fan, J. P., & Lang, L. H. (2002). Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *The journal of finance*, 57(6), 2741-2771.
- Creane, S., Goya, I. R., Mobarak, M., & Sab, R. (2003). Financial development and economic growth in the Middle East and North Africa *Finance and Development*.4 No.1. A quarterly magazine of the IMF.
- De Gregorio Rebeco, J. (1999). Financial integration, financial development and economic growth. *Estudios de Economía*, 26(2), 137-161.
- Demetriades, P. O., & Law, S. H. (2006). Openness, institutions and financial development. *wef Working Papers 12*, Birkbeck, University of London.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Gormley, T. A. (2014). Costly information, entry, and credit access. *Journal of Economic Theory*, 154, 633-667.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1989). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98 (5), 1076-1107.
- Guillaumont-Jeanneney, S. and K. Kpodar (2006). Développement financier, instabilité financière et croissance économique, *Economie et prévision*, n° 174, 87-111.
- Hausmann, R., & Fernandez-Arias, E. (2000). Foreign direct investment: good cholesterol? Inter-American Development Bank, Working Paper 417.

- Jalil, A., Feridun, M., & Ma, Y. (2010). Finance-growth nexus in China revisited: New evidence from principal components and ARDL bounds tests. *International Review of Economics & Finance*, 19(2), 189-195.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Jouini, J. (2015). Economic growth and remittances in Tunisia: Bi-directional causal links. *Journal of Policy Modeling*, 37(2), 355-373.
- Kaminsky, G. L., & Schmukler, S. L. (2008). Short-run pain, long-run gain: Financial liberalization and stock market cycles. *Review of Finance*, 12(2), 253-292.
- Kao, C., & Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, 2000, vol. 20, p. 179-222.
- Klein, M. W., & Olivei, G. P. (2008). Capital account liberalization, financial depth, and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 27(6), 861-875.
- Kraay, A. (1998). In search of the macroeconomic effects of capital account liberalization, Working Paper, Banque mondiale.
- Kunieda, T., Okada, K., & Shibata, A. (2014). Corruption, capital account liberalization, and economic growth: Theory and evidence. *International Economics*, 139, 80-108.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970–2004. *Journal of international Economics*, 73(2), 223-250.
- Lee, J. & M.C. Strazicich (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root with Two Structural Breaks”, *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J. & M.C. Strazicich (2013), “Minimum LM Unit Root with One Structural Break”, *Economics Bulletin*, 33(4), 2483-2492.
- Lumsdaine, R.L. and D.H. Papell (1997) “Multiple trend breaks and the unit root hypothesis” *Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- Levine, R., Loayza, N., & Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of monetary Economics*, 46(1), 31-77.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of applied econometrics*, 601-618.
- McKinnon, R. I., & Pill, H. (1997). Credible economic liberalizations and overborrowing. *The American Economic Review*, 87(2), 189-193.
- Montalvo, J. G. (1995). Comparing cointegrating regression estimators: Some additional Monte Carlo results. *Economics letters*, 48(3), 229-234.
- Naceur, S. B., Ghazouani, S., & Omran, M. (2008). Does stock market liberalization spur financial and economic development in the MENA region? *Journal of Comparative Economics*, 36(4), 673-693.

- Narayan, P. K. (2004). Reformulating Critical Values for the Bounds F- statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. Discussion papers n°02/04, Monash University.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied economics*, 37(17), 1979-1990.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1023-1078.
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of financial economics*, 69(1), 5-50.
- Kose, M.A. & E. Prasad, (2017). Capital Accounts: Liberalize or Not?, *Finance & Development*, July, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/basics/capital.htm>.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric theory*, 7(1), 1-21.
- Salins, V. (2007). Impact de l'ouverture financière sur les inégalités internes dans les pays émergents. *Economie internationale*, (2), 137-169.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Uddin, G. S., Sjö, B., & Shahbaz, M. (2013). The causal nexus between financial development and economic growth in Kenya. *Economic Modelling*, 35, 701-707.
- Yartey, C. A. (2010). The institutional and macroeconomic determinants of stock market development in emerging economies. *Applied Financial Economics*, 20(21), 1615-1625.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), 251-270.