

LIBERALISATION FINANCIERE ET CROISSANCE ECONOMIQUE EN TUNISIE : ESSAI D'EVALUATION EMPIRIQUE

Par

Bouزيد AMAIRA

**Professeur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Tunis,
Université El Manar de Tunis.**

Résumé : La relation entre le développement financier et la croissance économique a suscité une attention particulière dans la littérature économique durant ces dernières décennies. Notre étude tente d'apprécier les effets du processus de libéralisation du système financier en Tunisie sur la croissance économique. L'objectif de ce papier est de construire un indice de libéralisation financière pour la Tunisie en utilisant la méthode d'Analyse en Composantes Principales sur une période de 36 ans allant de 1980 à 2015. Les résultats obtenus en termes de cointégration et de causalité montrent la nécessité de mettre en place des mécanismes permettant d'optimiser les répercussions de la libéralisation financière sur l'économie réelle tunisienne. En développant une analyse économétrique, nous sommes parvenus à établir une relation négative entre la libéralisation financière et la croissance économique en Tunisie et l'existence d'une relation unidirectionnelle entre les deux variables.

Mots clés : libéralisation financière, indice de libéralisation financière, Analyse en Composantes Principales (ACP), croissance économique, cointégration et causalité.

Classification GEL: C43, E65, G23, O16

Abstract. The objective of this paper is to build an index of financial liberalization in Tunisia using the Principal Component Analysis method over a period of 36 years from 1980 to 2015. In addition, this paper also includes econometric estimates terms of co-integration and causality between financial liberalization policy and Tunisian economic growth. We adopt a methodology which is based on the causality analysis. This approach requires passing through three stages. The first step is to check the properties of time series (stationary and integration order) of the financial liberalization index and economic growth through the use of unit root Dickey-Fuller tests. The second step seeks to examine the long-term relationship between

financial liberalization and economic growth by using a multivariate analysis Johansen. Finally, the third step seeks to determine the direction of causality between the financial liberalization and economic growth by applying a Vector Error Correction Model (VECM). The results show that the two series are integrated of order one (I (1)), the existence of a long-term relationship between the financial liberalization index and economic growth and the presence of causality Granger unidirectional of financial liberalization index to economic growth.

Keywords: financial liberalization, economic growth, Principal Component Analysis, causality, co-integration and Vector Error Correction Model (VECM).

Introduction

Le processus de libéralisation financière en Tunisie a commencé en 1987. Depuis alors, diverses mesures de libéralisation ont été mises en œuvre afin d'élargir et d'approfondir le système financier. Certains instruments visaient à accroître la concurrence et l'efficacité du marché financier. Ces instruments comprenaient la suppression de barrières à l'entrée des banques commerciales et la privatisation des banques publiques. Les instruments de politique monétaire comme la déréglementation des taux d'intérêt, la réduction des réserves obligatoires et le changement dans la position de politique monétaire directe ou indirecte ont été mis en œuvre. De même, l'introduction de normes prudentielles, l'établissement des sociétés de financement et de placement, la révision des lois Bancaires, et la promulgation de la loi de recouvrement des créances visaient à assurer l'intégrité des banques et le maintien de la stabilité du système financier tunisien. Tous ces instruments étaient attendus pour la réalisation des objectifs globaux de la concurrence et le bon fonctionnement des marchés monétaires et de capitaux.

De manière générale, la libéralisation financière est l'action de rendre l'économie plus libérale, plus conforme à la doctrine du libéralisme économique selon laquelle l'Etat ne doit pas, par son intervention, gêner le libre jeu de la concurrence¹.

La libéralisation financière, est adoptée dans le monde à travers plusieurs éléments reflétant la variété des restrictions ont été préalablement imposés.

Les plus importantes peuvent être :

- L'élimination du taux d'intérêt et d'autres contrôles des prix,
- La privatisation des intermédiaires étatisés et la réduction de la direction administrative des crédits par les agences publiques,
- L'administration de nouveaux entrants dans toutes les industries des services financiers et la suppression de protection légale pour la cartellisation des marchés financiers,
- Les réductions des réglementations commerciales sur les intermédiaires financiers et
- La réduction fiscale, explicite et implicite, des intermédiaires financiers.
-

1. Construction d'indice de libéralisation financière

La libéralisation financière est un processus qui implique la mise en œuvre d'un certain nombre de politiques comme dicté ci-dessus. Pour montrer le degré ou le niveau de libéralisation financière à un moment donné, un indice de libéralisation financière (ILF) pour la Tunisie est construit selon la méthode des composantes principales.

Bandiera, Caprio et al. (2000) et Laeven (2000) ont construit un indice de libéralisation financière pour huit pays en développement en incluant huit principales composantes de la libéralisation financière dans leur indice, qui sont (1) les taux d'intérêt, (2) les mesures de compétitivité, (3) les réserves obligatoires, (4) le contrôle de crédit, (5) la propriété des banques, (6) la réglementation prudentielle, (7) le stock du marché financier, et (8) la libéralisation financière internationale.

¹ Larousse, 1998.

Laeven (2000) a construit un indice similaire pour 13 pays en développement. Il prend six mesures de libéralisation financière mais ne prend pas les mesures liées aux marchés boursiers et du secteur extérieur dans son indice.

Auparavant, Demetriades et Luintel (1997) ont construit un indice de répression financière pour l'Inde en utilisant la méthode des composantes principales. Ils incluent neuf politiques de répression différents dans leur indice.

En se référant à la même optique, Laurenceson et Chai (2003) ont construit un indice de répression financière similaire pour la Chine.

Par référence à notre travail², nous construisons pour la Tunisie un indice de politique financière. En outre, nous vérifions le lien qui existe entre les indicateurs de développement financier et cet indice. Cette variable est utilisée comme une variable proxy de libéralisation financière. Le calcul de cet indice est un exercice qualitatif reposant sur le type et l'année de libéralisation. Ainsi, la construction de notre indice regroupe les six différents éléments retenus du processus de libéralisation financière à savoir:

- Libéralisation des taux d'intérêt;
- Instauration des réserves obligatoires;
- Instauration de la réglementation prudentielle;
- Levée des barrières à l'entrée du système bancaire et financier;
- Suppression de l'allocation sectorielle de crédit;
- Privatisation des banques d'Etat.

Le tableau suivant retrace pour le système bancaire et financier tunisien la séquence d'application des mesures.

Tableau 1: La séquence de la libéralisation financière en Tunisie

Année d'application de la mesure	1980	1987	1989	1992	1993	1996	1997
Taux d'intérêt		x					
Barrière à l'entrée						x	
Réserves obligatoires			x				
Contrôle du crédit					x		
Privatisation							x
Réglementation prudentielle				x			
Total des mesures mises en œuvre	0	1	2	3	4	5	6
Nombre d'années	11						

Source : divers rapports de FMI et working papers, divers rapports de la banque mondiale, working papers and discussion papers, Demirgûc-Kunt and Detragiache (1998) et Luc Laeven (2000).

Ce tableau indique la séquence de libéralisation financière avec respect de chacun de six différentes mesures. Les cases cochées indiquent l'année et le type de mesure de libéralisation

² AMAIRA BOUZID (2003): « Libéralisation financière et croissance économique: Approche en données de panel », (20èmes Journées Internationales d'Economie Monétaire et Financière- BIRMINGHAM, 05 et 06 juin 2003), Publié sur le site : http://www.univ-orleans.fr/DEG/GDRecmofi/activ/amaira_birmingham.pdf

en question qui arrive à effet. Le nombre 2 indique la mise en œuvre de deux mesures en 1989, et lorsque nous atteignons le nombre six (6), cela indique que six (6) mesures. On remarque que la Tunisie a libéralisé son secteur financier en 11 ans. De plus, ce tableau montre que la déréglementation des taux d'intérêt s'est faite dans la première étape et que les étapes adoptées n'ont respecté aucun ordre. De plus, la mise en place des Plans d'Ajustement Structurel par les grandes organisations internationales comme la Banque Mondiale et le Fonds Monétaire International ont laissé aux autorités monétaires (Banque Centrale, Gouvernement...) la responsabilité d'entreprendre toute une série de réformes sans aucune recommandation d'ordre ou de vitesse.

Afin de tirer l'indice de libéralisation financière, chaque variable de libéralisation peut prendre une valeur comprise entre 0 et 6 (Tableau 4). Quand un secteur particulier est entièrement libéralisé, cette variable prend une valeur de 1 et quand ce secteur reste réglementé, il prend une valeur de 0.

La description des variables utilisées dans la construction de l'indice de libéralisation financière et la date de leur mise en œuvre sont présentés ci-dessous.

DTI la Déréglementation du Taux d'Intérêt - 1987.

SBE Suppression de Barrières à l'Entrée - 1993.

RRO Réduction dans les exigences de Réserves Obligatoires - 1989.

ACC Assouplissement dans les contrôles de crédit - 1993.

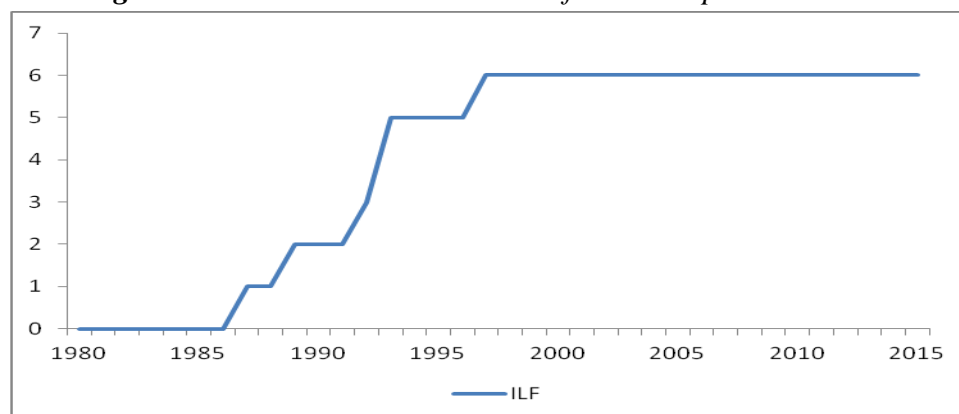
RSB Règlementation et Surveillance Bancaire - 1992.

PBE Privatisation des Banques appartenant à l'Etat - 1997.

Tableau 2: Indice standard de la libéralisation financière

Années	DTI	SBE	RRO	ACC	RSB	PBE	ILF
1980	0	0	0	0	0	0	0
1981	0	0	0	0	0	0	0
1982	0	0	0	0	0	0	0
1983	0	0	0	0	0	0	0
1984	0	0	0	0	0	0	0
1985	0	0	0	0	0	0	0
1986	0	0	0	0	0	0	0
1987	1	0	0	0	0	0	1
1988	1	0	0	0	0	0	1
1989	1	0	1	0	0	0	2
1990	1	0	1	0	0	0	2
1991	1	0	1	0	0	0	2
1992	1	0	1	0	1	0	3
1993	1	1	1	1	1	0	5
1994	1	1	1	1	1	0	5
1995	1	1	1	1	1	0	5
1996	1	1	1	1	1	0	5
1997	1	1	1	1	1	1	6
1998	1	1	1	1	1	1	6
1999	1	1	1	1	1	1	6

2000	1	1	1	1	1	1	6
2001	1	1	1	1	1	1	6
2002	1	1	1	1	1	1	6
2003	1	1	1	1	1	1	6
2004	1	1	1	1	1	1	6
2005	1	1	1	1	1	1	6
2006	1	1	1	1	1	1	6
2007	1	1	1	1	1	1	6
2008	1	1	1	1	1	1	6
2009	1	1	1	1	1	1	6
2010	1	1	1	1	1	1	6
2011	1	1	1	1	1	1	6
2012	1	1	1	1	1	1	6
2013	1	1	1	1	1	1	6
2014	1	1	1	1	1	1	6
2015	1	1	1	1	1	1	6

Figure 1: Indice de la libéralisation financière pour la Tunisie**Source :** Calcul de l'auteur

Considérant certaines faiblesses de cet indicateur de politique financière, notamment les valeurs nulles pour les années avant la mise en œuvre de la réforme financière, il s'avère nécessaire d'améliorer la qualité de cet indicateur et de mieux capter l'effet sur les performances économiques de la Tunisie. Nous proposons donc à la différence de notre travail en (2003), un indice amélioré de libéralisation financière.

A partir des valeurs présentées dans le tableau 1, l'indice de libéralisation financière (ILF) pour La Tunisie est réalisé. A cet effet, le poids de chacune des composantes est calculé en utilisant la méthode des composantes principales. La composition de l'ILF peut être exprimée dans les termes suivants:

$$ILF_t = \alpha_1 DTI_t + \alpha_2 SBE_t + \alpha_3 RRO_t + \alpha_4 ACC_t + \alpha_5 RSB_t + \alpha_6 PBE_t \quad (1)$$

Dans l'équation ci-dessus, α_i est le poids de la composante donnée par le vecteur propre correspondant à la composante principale sélectionnée. Les valeurs propres et les vecteurs

propres de la matrice de corrélation des variables de la politique de libéralisation financière sont les suivants:

Tableau 3: Résultats de l'analyse en composantes principales

Matrice des composantes

	Composante 1
ACC	,961
DTI	,801
PBE	,826
RRO	,888
RSB	,957
SBE	,961

Variance totale expliquée

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Sommes des carrés des facteurs retenus		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	4,875	81,251	81,251	4,875	81,251	81,251
2	,643	10,711	91,963			
3	,285	4,744	96,707			
4	,130	2,173	98,880			
5	,067	1,120	100,000			
6	-1,322E-16	-2,203E-15	100,000			

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

Prendre la première composante principale qui représente 80 pour cent de la variance totale, dans l'ensemble des variables financières. Ainsi, l'ILF est donné par l'équation suivante :

$$ILF_t = 0.801 DTI_t + 0.961 SBE_t + 0.888 RRO_t + 0.961 ACC_t + 0.957 RSB_t + 0.826 PBE_t \quad (2)$$

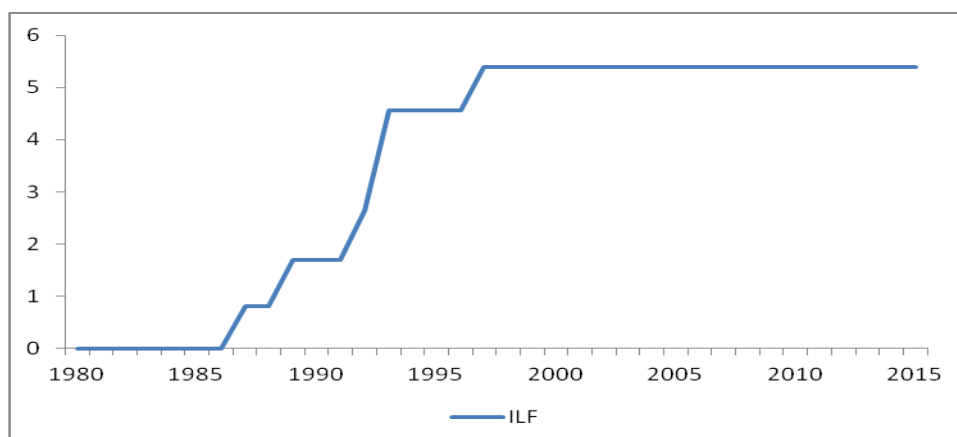
L'indice pour les composantes individuelles de la politique de libéralisation financière est calculé en substituant les valeurs de DTI_t , SBE_t , RRO_t , ACC_t , RSB_t et PBE_t de l'équation (2) dans le tableau 4 et en multipliant par les valeurs respectives de α_i . L'indice de libéralisation financière pour chaque année est calculé en additionnant les valeurs calculées de tous les éléments de la politique pour l'année concernée. L'indice individuel et total est calculé et présenté dans le Tableau 4.

Tableau 4: Indice amélioré de la libéralisation financière pour la Tunisie

Années	DTI	SBE	RRO	ACC	RSB	PBE	ILF
1980	0	0	0	0	0	0	0
1981	0	0	0	0	0	0	0
1982	0	0	0	0	0	0	0
1983	0	0	0	0	0	0	0
1984	0	0	0	0	0	0	0
1985	0	0	0	0	0	0	0
1986	0	0	0	0	0	0	0
1987	0	0,801	0	0	0	0	0,801
1988	0	0,801	0	0	0	0	0,801
1989	0	0,801	0	0,888	0	0	1,689
1990	0	0,801	0	0,888	0	0	1,689
1991	0	0,801	0	0,888	0	0	1,689
1992	0	0,801	0	0,888	0,957	0	2,646
1993	0,961	0,801	0	0,888	0,957	0,961	4,568
1994	0,961	0,801	0	0,888	0,957	0,961	4,568
1995	0,961	0,801	0	0,888	0,957	0,961	4,568
1996	0,961	0,801	0	0,888	0,957	0,961	4,568
1997	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
1998	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
1999	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2000	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2001	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2002	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2003	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2004	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2005	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2006	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2007	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2008	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2009	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2010	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2011	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2012	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2013	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2014	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394
2015	0,961	0,801	0,826	0,888	0,957	0,961	5,394

Le chiffre de l'indice de libéralisation financière (ILF) donné dans la dernière colonne du tableau ci-dessus est présenté à la figure 2.

Figure 2: Indice amélioré de libéralisation financière de la Tunisie



Source : Calcul de l'auteur

L'indice amélioré de libéralisation financière est un indice synthétique calculé à partir de la régression des réformes financières et monétaires, notamment, le taux d'intérêt, les réserves obligatoires, le contrôle du crédit, la privatisation bancaires, l'élimination des barrières à l'entrée et la réglementation prudentielle on s'intéresse moins à sa valeur qu'à sa tendance dans le temps. L'ILF s'interprète de la façon suivante : lorsque le système financier est soumis à des mesures de politique financière administrée, l'indice de libéralisation financière a une évolution descendante. Par contre, lorsque les autorités monétaires mettent en place une politique de libéralisation financière, la tendance de l'ILF sera à la hausse.

Le graphique ci-dessus montre l'évolution d'indice de libéralisation financière. Deux principales conclusions s'en dégagent : d'abord, l'évolution de l'ILF reflète bien les effets des mesures mises en œuvre par les autorités monétaires. En effet, sur la période 1980-1986, l'évolution de l'indice correspond aux années pendant lesquelles les autorités monétaires tunisiennes ont pratiqué une politique de financement administré. Puis, le niveau s'est élevé à partir de 1987, l'année à laquelle les premières mesures de libéralisation financière furent appliquées en Tunisie.

2. Secteur financier et croissance économique : aspects empiriques

A travers des études récentes, une grande divergence persiste concernant l'importance du secteur financier et des politiques adoptées du point de vue de la croissance économique. Cette situation est plutôt inexplicable, car des éléments empiriques, issus de plusieurs travaux, sont disponibles en faveur de la thèse de l'impact positif qu'exerce la finance sur la croissance économique.

En raison de la multitude de ces travaux et de l'impossibilité de rendre compte d'une manière achevée, nous allons présenter la synthèse de certaines études qui semblent les plus intéressantes en termes de résultats et de conclusions. L'objectif de ce travail est surtout de bien interpréter les résultats empiriques obtenus dans ce chapitre.

2.1. Les variables financières et la croissance économique : une relation ambiguë

Les études empiriques portant sur les liens existants entre la sphère financière et la sphère réelle ont connu une émergence au cours des années 1980 et 1990. Ces études s'inscrivent

dans la perspective de la recherche des déterminants de long terme de la croissance économique.

L'importance des résultats des travaux effectuées, dans l'objectif de déterminer la place des variables financières dans l'ensemble des facteurs explicatifs de la croissance économique, provient de la méthodologie suivie par les auteurs de ces recherches. Ainsi, les auteurs de ces travaux contrôlent l'impact de chaque facteur par l'influence qu'exercent les autres facteurs sur la croissance économique.

De Grégorio et Guidotti (1995) utilisent le rapport entre le crédit intérieur octroyé au secteur privé et le PIB qu'ils désignent CREDIT comme facteur explicatif du secteur financier.

Afin de tester la robustesse des résultats par rapport au temps et aux régions, les deux auteurs ont effectué les calculs pour des périodes différentes et en partageant l'ensemble des pays constituant leur panel en plusieurs groupes. Le premier groupe est celui des pays développés ou à revenu élevé (32 pays) et le deuxième groupe est représenté par les pays à revenus intermédiaires (33 pays). Quant au troisième, il regroupe les pays à revenus faibles (33 pays). Pour rendre compte de la spécificité des pays latino-américains qui se caractérisent par une instabilité financière, les deux auteurs ont procédé à des calculs sur un échantillon comprenant 12 pays de cette région.

Du travail de ces deux auteurs, cinq résultats ont retenu notre attention. Tout d'abord, il s'avère que CREDIT est positivement et fortement corrélé avec le taux de croissance économique lorsqu'ils ont effectué les calculs pour tout le panel. Ensuite, l'effet de l'intermédiation financière sur la croissance économique est plus fort dans les pays aux revenus bas et intermédiaires à ce qu'il est dans les pays aux revenus élevés. Un autre résultat intéressant tient compte que lorsque c'est l'échantillon des pays développés qui est considéré, l'effet de l'intermédiation financière sur la croissance économique est plus fort dans les années 1960 que dans les années 1970 et 1980.

Le quatrième résultat concerne le canal principal par lequel l'intermédiation financière affecte la croissance économique. Les auteurs de ce travail ont montré que c'est la qualité de l'intermédiation, plutôt que son volume, qui affecte le plus la croissance économique. En effet, seul un quart de l'impact de l'intermédiation financière sur la croissance est réalisé par le volume de l'investissement. Les résultats obtenus pour le panel des pays latino-américains montrent une corrélation robuste et négative entre CREDIT et le rythme de croissance économique. Le tableau 4.2 résume les principaux résultats économétriques obtenus par les deux auteurs.

Tableau 5 : Intermédiation financière et croissance économique

Régressions	(1)	(2)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
CREDIT	0.018 (2.30)	0.024 (3.58)	0.010 (1.71)	0.009 (1.40)	-0.005 (-0.67)	0.044 (2.16)	0.135 (3.62)
Constante	0.018 (2.51)	0.025 (3.89)	0.018 (2.03)	0.027 (2.33)	0.007 (-0.35)	0.015 (1.08)	0.042 (3.86)
Taux	0.066		0.096	0.051	0.088	0.103	0.099

d'investissement	(1.90)		(2.82)	(1.24)	(1.72)	(2.38)	(1.89)
Inscription dans le primaire (année initiale)	0.013 (2.14)	0.018 (2.94)	0.002 (0.36)	-0.011 (-1.15)	-0.015 (-0.40)	0.026 (2.33)	-0.003 (-0.31)
Inscription dans le secondaire dans l'année initiale	0.024 (2.08)	0.032 (3.31)	0.044 (3.48)	0.033 (4.37)	-0.001 (-0.11)	-0.033 (-1.79)	0.139 (4.70)
PIB par tête (année initiale)	-0.007 (-6.28)	-0.008 (-6.61)	-0.007 (-5.64)	-0.005 (-3.74)	-0.007 (-1.87)	-0.015 (-2.77)	-0.087 (-4.40)
Dépenses publiques de consommation	-0.113 (-3.80)	-0.112 (-3.80)	-0.161 (-4.22)	-0.049 (-1.55)	-0.015 (-0.40)	-0.127 (-3.35)	-0.139 (-3.21)
Révolutions et coups d'état	-0.017 (-2.75)	-0.019 (-2.80)	-0.023 (-2.80)	-0.045 (-4.23)	-0.066 (-2.91)	-0.011 (-1.55)	-0.013 (-1.26)
Indice des assassinats	-0.002 (-1.03)	-0.004 (-1.60)	-0.003 (-1.04)	0.008 (1.74)	0.015 (1.74)	-0.000 (-0.15)	-0.022 (-3.12)
Echantillon	Echantillon total 1960-85	Echantillon total 1960-85	Echantillon total 1970-85	Revenu élevé 1960-85	Revenu élevé 1970-85	Revenu moyen 1970-85	Revenu faible 1960-85
R ²	0.57	0.54	0.50	0.73	0.66	0.78	0.62
Nombre d'observations	95	95	95	31	31	32	32

Source : J. De Gregorio and P. E. Guidotti, (1995), p. 442

Note : La variable dépendante : la croissance moyenne du PIB par tête sur la période 1960-85 ; HI, MI et LI pour les pays à hauts revenus, à revenus intermédiaires et bas revenus respectivement ; entre parenthèses les t de Student.

Les critiques adressées aux travaux De Grégorio et Guidotti par Laroche et al. montrent que « les relations économétriques testées posent quasi-systématiquement la croissance économique comme une variable expliquée par les variables financières. Or, la spécification linéaire classique de ces modèles, bien qu'elle traduise des hypothèses sur le sens de la causalité étudiée, ne permet de mettre en évidence que des corrélations entre le développement financier et la croissance », (Laroche A. et al., 1995, p. 46). Pour cette raison, Laroche et al. proposent une double démarche pour pouvoir saisir les liens existants entre la finance et la croissance. La première procède par l'application des tests de causalité de Granger ; alors que la seconde exploite les données de R. Barro et sa démarche pour étudier le type des relations existantes entre les indicateurs financiers et le rythme de croissance économique.

Le test de causalité de Granger est effectué pour voir le profil des relations existantes entre les variables réelles, qui sont le taux d'investissement (I), le taux de croissance du PIB noté g, et un ensemble de douze variables financières notées génériquement f. « *Les pays considérés appartiennent essentiellement à l'OCDE et la période d'étude est 1976-1992. Les résultats obtenus montrent qu'une causalité existe effectivement et qu'elle s'exerce essentiellement dans le sens finance → croissance. La causalité inverse est trouvée pour certain pays, mais beaucoup plus rarement* », (Laroche A. et al., 1995, p. 39). En outre, parfois aucun lien n'est établi entre les deux phénomènes. Le tableau 4.3 récapitule quelques résultats obtenus par A. Laroche et al..

Tableau 6: *Quelques résultats des testes de causalité*

Taux de croissance du PIB réel (g) et les variables de développement financier (f)							
	Japon	USA	Italie	France	Espagne	Corée du sud	Mexique
Δ Créditt/PIBt	f→g	f→g			g→f	f→g	
Créditt/PIBt	f→g	f→g		g→f	g→f	g→f	
Taux d'intérêt réel		f→g	g→f	g→f	g→f	f→g	g→f
Taux d'investissement (I) et les variables de développement financier (f)							
Δ Créditt/PIBt		f→I		f→I	f→I		
Créditt/PIBt	I→f		f→I		f→I		
Taux d'intérêt réel	f→I	f→I	f→I				f→I

Source : A. Laroche et al. , (1995), pp: 55-56

→ : cause au sens de Granger au seuil de 5%

D'après ces résultats, il s'avère qu'il existe des « *liens causaux à court terme, avec toutefois de fortes disparités régionales, et une certaine ambiguïté dans le sens de la causalité* », (Laroche A. et al., 1995, p.54). En ce qui concerne les régressions effectuées pour voir la place des indicateurs financiers dans l'ensemble des facteurs explicatifs de la croissance économique et qui ont été obtenu en ajoutant « *une à une les variables de développement des marchés des titres aux variables de contrôle de Barro, elles ont mis en évidence deux phénomènes nouveaux et importants* », (Laroche A. et al., 1995, p.54). Ainsi, si l'on ne contrôle que par les seules « *variables de rattrapage, d'éducation, de degré d'ouverture économique, de dépenses gouvernementales et de taux d'inflation, le développement des marchés des titres ne contribue pas de façon significativement positive à la croissance économique* », (Laroche A. et al., 1995, p.54). Par contre, l'introduction de la variabilité des cours boursiers comme variable de contrôle permet de faire apparaître des liens positifs entre la finance et la croissance économique. Le tableau suivant résume les résultats obtenus par les auteurs dans ce deuxième volet de leur travail.

Tableau 7: *Equations de rattrapage avec contrôle par le taux d'inflation, le développement financier et l'incertitude financière*

Constante	0.06 (8.37)	0.06 (8.16)	0.06 (8.39)	0.06 (8.23)	0.06 (7.68)	0.06 (6.9)	0.06 (8.34)	0.06 (9.46)
Rattrapage Log PIB initial	-0.02 (-7.73)	-0.02 (-8.1)	-0.02 (-8.11)	-0.02 (-7.65)	-0.02 (-7.86)	-0.02 (-6.72)	-0.02 (-7.90)	-0.02 (-8.32)
Scolarisation supérieure	0.09 (2.51)	0.09 (2.39)	0.09 (2.54)	0.09 (2.58)	0.09 (2.48)	0.09 (2.37)	0.09 (2.54)	0.09 (2.35)
Dépenses gouvernement	-0.09 (-2.01)	-0.08 (-1.99)	-0.09 (-2.13)	-0.09 (-1.97)	-0.08 (-1.93)	-0.1 (-1.98)	-0.09 (-1.96)	-0.08 (-2.5)
Ouverture commerciale	-0.001 (-0.15)	-0.004 (-0.5)	0.002 (0.2)	-0.003 (-0.3)	-0.003 (-0.3)	-0.003 (-0.32)	-0.002 (-0.25)	-0.002 (-0.21)
L'inflation	-0.0006 (-1.96)	-0.001 (-2.01)	-0.0006 (-1.95)	-0.0008 (-1.92)	-0.001 (-1.99)	-0.0009 (-1.93)	-0.0007 (-1.95)	-0.0003 (-1.4)
Variabilité des cours	-0.003 (-4.12)	-0.003 (-4.75)	-0.003 (-4.27)	-0.002 (-4.32)	-0.002 (-4.71)	-0.002 (-4.44)	-0.002 (-4.64)	-0.002 (-5.0)
Capitalisation en actions	-0.003 (2.01)	-	-	-	-	-	-	-
Capitalisation en obligations	-	0.002 (1.95)	-	-	-	-	-	-
Rapport obligations/ actions	-	-	5.0E-6 (0.98)	-	-	-	-	-
Capitalisation boursière totale	-	-	-	0.001 (1.97)	-	-	-	-
Emission d'actions	-	-	-	-	0.009 (1.99)	-	-	-
Emissions d'obligations	-	-	-	-	-	-0.008 (1.93)	-	-
Transactions en actions	-	-	-	-	-	-	0.05 (2.03)	-
Répression financière	-	-	-	-	-	-	-	-0.05 (-2.3)
R ²	0.86	0.86	0.83	0.85	0.86	0.84	0.86	0.87

Source : Laroche et al. (1995), p. 58

Selon Leahy M. et al. (2001), « les études portant sur l'OCDE ont échoué à trouver un lien significatif entre le développement financier et la croissance économique », (Leahy, M., et al., 2001, p. 15). D'après ces auteurs, « l'utilisation de méthodes similaires à celles utilisées dans les études antérieures pour un large échantillon de pays ne fournit pas d'évidences concernant la contribution de la finance à la croissance économique », (Leahy, M., et al., 2001, p. 15). Une explication probable de l'échec des études empiriques à détecter des liens entre la sphère financière et la croissance économique provient du fait que l'ouverture des marchés financiers, les uns sur les autres, dans les pays développés déconnecte la croissance

économique du développement financier dans chaque pays. Ceci a, peut-être, occulté la contribution positive de la finance à la croissance économique. Malgré cet obstacle, d'autres études ont fourni des résultats qui montrent la contribution positive de la finance sur la croissance économique.

Ces principaux résultats obtenus par [Rajan R. et Zingales L. \(1998\)](#), [Berthélemy J.C. et Varoudakis A. \(1996\)](#), [Darrat A. F. et Thornton J.](#) ont pour objectif d'élargir le champ des études empiriques pris en considération pour établir des leçons pertinentes.

De son côté [Darrat A.\(1999\)](#) a cherché dans sa contribution à asseoir empiriquement les différentes hypothèses concernant les liens entre le développement financier et la croissance économique. L'auteur part de la distinction proposée par [Patrick H. \(1966\)](#) entre l'hypothèse de la croissance tirée par l'offre de services financiers (supply leading) et celle où cette dernière est simplement le résultat des incitations provenant du secteur réel (demand following). L'auteur a pour objectif de voir comment se présente la situation dans trois pays qui sont l'Arabie Saoudite, les Emirats Arabes Unis et la Turquie. Il estime le niveau d'approfondissement financier par deux indicateurs. Le premier est le rapport entre la monnaie fiduciaire ou le stock de la masse monétaire au sens étroit M_1 et le PIB nominal, M_1/PIB . Le deuxième indicateur est le rapport entre le stock de la monnaie au sens large et le PIB nominal, M_2/PIB . Le premier indicateur est censé capter le niveau de sophistication du secteur financier domestique, alors que le second capte la taille ou la profondeur financière de l'économie. Le secteur réel est représenté par un seul indicateur qui est le taux de croissance annuelle du PIB noté g . Les données disponibles couvrent la période allant de 1964 à 1993.

L'auteur a pour objectif de vérifier le sens de la causalité existante entre l'approfondissement financier et la croissance économique en utilisant un modèle à correction d'erreur (MCE) qui permet d'analyser les relations de court et de long termes entre les deux phénomènes. Pour ce faire, il a effectué, au préalable, les tests ADF, PP et WS afin de déterminer l'ordre d'intégration des séries. En outre, il a introduit l'inflation comme variable explicative pour rendre son modèle multi-varié. Le tableau ci-dessous résume les résultats qu'il a obtenus.

Tableau 8: *La causalité de court et de long terme entre la finance et la croissance*

		Supply-leading		Demand-following	
		$M_1/PIB \rightarrow g$	$M_2/PIB \rightarrow g$	$g \rightarrow M_1/PIB$	$g \rightarrow M_2/PIB$
Turquie	Relation de court terme	non	oui	non	non
	Relation de long terme	oui	oui	non	non
Emirats Arabes Unies	Relation de court terme	non	oui	non	non
	Relation de long terme	non	non	oui	non
Arabie Saoudite	Relation de court terme	non	non	non	non
	Relation de long terme	oui	non	oui	non

Source: [Darrat A. F., \(1999\)](#), l'auteur a présenté ses résultats d'une manière plus formalisée, on a préféré cette présentation car elle permet de mieux les illustrer.

Oui : indique qu'il y a une relation de causalité et non : signifie que cette relation n'est pas vérifiée.

Ainsi, « les calculs fournissent des éléments en faveur de l'hypothèse du supply leading, même si leur force et leur clarté varient selon les pays », (Darrat A. F., 1999, p. 31). En fait, parmi les sept cas où une relation est repérée entre les variables financières et le taux de croissance économique, cinq le sont en faveur de l'hypothèse du supply leading et deux en faveur de l'hypothèse du demand following.

Comme Habibullah M. et Darrat A., Thornton J. a pour objectif d'étudier le sens de causalité entre l'approfondissement financier et la croissance économique dans un échantillon de pays asiatiques. Il recourt, pour ce faire, à la technique de la cointégration et utilise le test de causalité de Granger afin de voir si des relations existent et dans quel sens entre les deux phénomènes. Deux indicateurs sont utilisés pour mesurer le degré d'approfondissement financier : M_2/PIB et le total des dépôts rapporté au PIB nominal. L'auteur utilise le taux réel de croissance économique comme proxy variable pour caractériser le secteur réel.

Les résultats obtenus montrent que le taux de croissance du PIB réel et l'approfondissement financier, mesuré par les deux indicateurs utilisées, ne sont pas cointégrés, et ce dans tous les pays de l'échantillon. Ainsi, aucune relation de long terme n'est établie entre les deux phénomènes. En ce qui concerne les liens de court terme, « les résultats des tests de causalité de Granger suggèrent que l'approfondissement financier affecte peu la croissance économique. Une causalité unidirectionnelle allant de l'approfondissement financier à la croissance économique est trouvée dans, seulement, trois cas parmi neuf », (Thornton J., 1994, p.47). Le tableau suivant synthétise les résultats de l'auteur en ce qui concerne la causalité de court terme.

Tableau 9: Les résultats de causalité entre le développement financier et la croissance économique

	Relation unidirectionnelle du développement financier vers la croissance	Relation unidirectionnelle de la croissance vers le développement financier	Relation bidirectionnelle	Absence de causalité
Inde	non	non	non	oui
Corée du Sud	non	oui	non	non
Malaisie	non	non	oui	non
Myanmar	non	oui	non	non
Népal	oui	non	non	non
Philippines	oui	non	non	non
Singapore	non	non	non	oui
Sri Lanka	non	oui	non	non
Thaïlande	oui	non	non	non

Source: Thornton J., (1994), p. 49

Oui : il y a causalité au sens de Granger à court terme et non : signifie que cette relation n'est pas vérifiée.

Ces résultats obtenus par les différents travaux empiriques sont importants mais ils ne sont pas systématiques. Ainsi, pour mieux cerner le type des liens entre le secteur financier et le secteur réel, il s'agit de présenter d'autres résultats qui sont de nature à éclairer d'autres aspects de la relation existante entre les deux secteurs.

Avant de passer en revue les travaux ayant porté sur l'évaluation empirique de l'impact des politiques de libéralisation financière sur la croissance économique, il s'agit tout d'abord de présenter les résultats du travail fondamental de [Levine R. et Zervos S \(1998\)](#). Ces deux derniers auteurs ont exploité les données provenant d'un panel composé de 47 pays et d'une période de 18 ans (1976-1993). Leur objectif consiste à « *évaluer empiriquement si les indicateurs de l'activité des banques et des marchés financiers sont, les deux à la fois, robustement corrélés avec les taux courants et futurs de croissance économique, le taux d'accumulation du capital, le taux de croissance de la productivité et le taux d'épargne privée* », ([Levine R. et Zervos S., 1998, p.538](#)). Les deux auteurs ont pris en considération le fait de « *contrôler par l'impact des autres facteurs économiques et politiques pouvant influencer la croissance* », ([Levine R. et Zervos S., 1998, p.539](#)) et les trois autres variables expliquées.

Il ressort de ce dernier travail que les indicateurs relatifs à la liquidité et à la taille du marché boursier sont positivement et significativement corrélés avec les rythmes présents et futurs de la croissance économique, l'accumulation du capital et l'amélioration de la productivité. En outre, le niveau du développement bancaire, mesuré par la part des crédits des banques destinés au secteur privé dans le PIB, affecte positivement la croissance, l'accumulation et la progression de la productivité. Plus loin, les deux auteurs montrent que les indicateurs captant le niveau du développement des activités bancaires et boursières affectent simultanément et positivement la croissance économique, l'accumulation du capital et l'amélioration de la productivité.

Enfin, l'étude de [Levine R. et Zervos S. \(1998\)](#) montre qu'aucun des indicateurs financiers n'est fortement lié avec le taux d'épargne. Ils ont conclu aussi que la volatilité du marché boursier est corrélée d'une manière non significative avec la croissance économique, l'accumulation du capital et l'amélioration de la productivité.

2.2. Libéralisation financière et croissance économique : quelques résultats empiriques

Après plus de trois décennies des premières expériences de libéralisation financière et l'accumulation d'une littérature empirique de plus en plus rigoureuse visant à en placer empiriquement la pertinence des études, plusieurs évidences ont été éclairées. Ainsi, il s'avère que « *le paradigme de la libéralisation financière est un noyau de vérité et une vaste exagération* », ([Dornbush R. and Reynoso A., 1989, p.205](#)). La littérature empirique s'attachant à évaluer l'impact des politiques de libéralisation financière a permis de revoir le contenu de ses recommandations et les conditions dans lesquelles elles affectent positivement la croissance économique.

Dans ce sens, [Morisset J.\(1993\)](#) a essayé de tester l'une des hypothèses de base du paradigme de la libéralisation financière. Pour cette raison, le cœur de sa contribution est constitué par un

modèle structurel de l'investissement dans lequel sont introduits les « *facteurs pourront influencer la relation entre le taux d'intérêt réel, l'offre de crédit intérieur et l'investissement privé* », (p.133). En ce sens, l'ingéniosité du modèle de Morisset J. provient du fait qu'il introduit de multiples interactions susceptibles de mieux rendre compte de la complexité de la réalité et de l'impact réel des politiques de libéralisation financière.

« *Le modèle est simulé pour l'Argentine sur la période 1961-1982 du fait que ce pays a fait l'objet de différentes politiques de taux d'intérêt* », (Morisset J., 1993, p. 134). L'un des principaux résultats dégagés est que « *l'accroissement des taux d'intérêt réels n'induit pas nécessairement un effet positif sur l'investissement privé* », (Morisset J., 1993, p.134). En outre, l'effet positif de cet accroissement sur le crédit intérieur, comme suggéré par McKinnon et Shaw, peut ne pas avoir lieu à cause de la substitution de l'acquisition des actifs productifs par celle des actifs monétaires et financiers.

En ce qui concerne l'impact de la libéralisation financière sur les besoins de financement du secteur public auprès du système bancaire domestique, il s'avère que ces besoins en s'accroissant limitent les fonds disponibles pour le secteur privé. L'auteur montre, en outre, que « *l'effet des politiques des taux d'intérêt sur la demande de biens capitaux est faible même si l'impact général pourrait être plus élevé sur la qualité de l'investissement que sur sa quantité* », (Morisset J., 1993, p. 148).

Globalement, Morisset J. (1993) conclut que les autorités compétentes doivent assurer trois conditions pour s'assurer que l'augmentation des taux d'intérêt réel affecte l'investissement privé positivement. En effet, « *les dépôts bancaires doivent être de proches substituts aux actifs improductifs (espèces, or, etc.) et actifs externes qu'aux biens capitaux, le secteur financier doit assurer une allocation efficiente des crédits domestiques et les flux de crédit intérieur ne doivent pas être absorbés par les besoins du secteur public* », (pp: 148-149).

L'apport de Roubini N. et Sala-i-Martin X. s'inscrit, comme celui de Morisset J., dans le cadre des travaux cherchant à tester empiriquement les hypothèses de la théorie néolibérale de la libéralisation financière. Ces deux auteurs ont élaboré un modèle de la répression financière, de la finance inflationniste et de la croissance endogène pour détecter l'impact exercé par les politiques de libéralisation financière sur la croissance et les autres variables réelles. Les données utilisées concernent 60 pays et une période allant de 1960 à 1985.

« *Roubini et Sala-i-Martin reprennent les équations de rattrapage testées par Barro en conservant les mêmes variables explicatives de la croissance et en y ajoutant des variables financières. La répression financière est assez sommairement représentée par une variable indicatrice lorsque le taux d'intérêt réel moyen sur la période d'estimation est négatif, ou par le taux de réserves obligatoire. Les coefficients portant sur les variables se révèlent significatifs et négatifs, menant à la conclusion que les pays où s'exerce la répression financière croissent en général moins vite que les autres* », (Amable B. et Châtelain J.B., 1995, p. 121). Les résultats de ces deux auteurs montrent que « *les pays qui répriment leurs systèmes financiers ont tendance à croître moins vite que les autres ; ce résultat tient même après contrôle par les autres déterminants de la croissance économique* », (Roubini N. and Sala-i-Martin X., 1992, p. 7).

Selon [Khan A. et Hasan L. \(1998\)](#), « *le message essentiel de la thèse de McKinnon et Shaw est que des taux d'intérêt bas ou négatifs découragent l'épargne et, par suite, réduisent les fonds prêtables disponibles à l'investissement ce qui affecte négativement le taux de croissance économique* », (p. 582). Dans ce cadre, les politiques de libéralisation financière induisent une augmentation du niveau d'investissement par deux voies. La première résulte de l'accroissement du volume du crédit intérieur distribué suite à l'accroissement de l'épargne intermédiée stimulée par une rémunération encourageante reflétée par des taux d'intérêt élevés. La deuxième voie est constituée par l'effet de conduit de *McKinnon*. En effet, ce dernier stipule que du fait de l'indivisibilité des projets d'investissement et de la prédominance du financement interne des projets, la constitution d'encaisses monétaires est un préalable pour la réalisation de tels projets. Ce raisonnement montre la relation positive qui existe entre l'accumulation des encaisses monétaire et le taux d'investissement.

Le travail de [Khan A. et Hasan L. \(1998\)](#) porte sur le cas Pakistanais en exploitant des données couvrant la période 1959-1995. L'objectif des deux auteurs est de tester les relations de base du paradigme de la répression financière. Pour ce faire, ils ont pris soin d'étudier les propriétés stochastiques des variables avant de tester la cointégration - formulation statique de long terme entre les variables. Après cette étape, ils ont estimé un modèle à correction d'erreur, en cas de sa validation, afin de capter les relations dynamiques entre les variables.

Les tests effectués montrent l'existence de relations de cointégration en faveur de l'hypothèse de complémentarité de *McKinnon*. Plus encore, « *les coefficients attachés au taux d'épargne S/PIB, dans la fonction de demande de monnaie M/P, et aux encaisses monétaires réelles, dans la fonction d'épargne, sont statistiquement significatifs. Ce résultat reste valable lorsque les fonctions de demande de monnaie et d'épargne sont estimées dans le cadre d'une formulation statique de long terme -relation de cointégration- ou dans une formulation dynamique en utilisant un modèle à correction d'erreur* », ([Khan A. et Hasan L., 1998, p. 116](#)).

Dans ce même cadre, [M. S. Habibullah \(1999\)](#) a voulu tester l'hypothèse de la croissance tirée par la finance dans les premiers stades de développement économique comme prévu par H. Patrick. Il a utilisé, comme *A. Khan et L. Hasan*, les techniques fournies par la cointégration et les modèles à correction d'erreur. En outre, la technique adoptée par l'auteur lui permet de statuer sur le sens de causalité entre le secteur financier et le secteur réel sans aucune restriction préalable. Ce travail porte sur les données relatives à sept pays asiatiques et prend comme indicateurs du développement financier le rapport M_2/PIB et l'indicateur monétaire de Divisia. En ce qui concerne le secteur réel, l'auteur utilise comme indicateur le PIB réel en niveau.

Après l'étude de la stationnarité des séries en utilisant les tests DF et ADF, l'auteur a voulu tester si des relations de long terme ne sont pas vérifiées entre les variables financières et le PIB réel dans chacun des sept pays. Le test de cointégration entre le développement financier et le rythme de croissance économique a été fait en adoptant la procédure en deux étapes de Granger et Engel consistant à tester l'hypothèse nulle de non cointégration. Pour les cas où une cointégration est vérifiée, alors la déviation où le terme d'erreur est ajouté dans la régression utilisée pour le test de la causalité pour rendre compte des liens de long terme.

Enfin, ce modèle qui devient à correction d'erreur est estimé pour voir les liens qui s'établissent entre chacune des deux variables financières utilisées et le niveau de développement économique. Le tableau 4.8 récapitule les résultats obtenus par *M. S. Habibullah* pour les sept pays asiatiques.

Tableau 10 : Les résultats du travail de M. S. Habibullah

Pays	M2/PIB			Indicateur monétaire de Divisia		
	Supply leading DF→GY	Demand following GY→DF	Bidirectionnel DF↔GY	Supply leading DF→GY	Demand following GY→DF	Bi-directional DF↔GY
Indonésie	non	non	oui	non	non	oui
Malaisie	non	oui	non	non	oui	non
Myanmar	non	oui	non	non	oui	non
Népal	non	oui	non	non	oui	non
Philippine	oui	non	non	oui	non	non
Sri Lanka	non	non	oui	non	non	oui
Thaïlande	non	non	non	non	non	oui

Source : *Habibullah M. S., (1999), "Financial development and economic growth in Asian countries: testing the financial-led growth hypothesis", saving and development, t. XXIII, N°3, p. 286*

Note : DF et GY représentent respectivement le développement financier et la croissance économique.

Oui : signifie l'existence de la causalité et non : signifie l'absence de la causalité.

3. Libéralisation financière et croissance économique en Tunisie : validation empirique

Avant de procéder au test de causalité au sens de Granger (1969), il est nécessaire d'effectuer des tests préliminaires. Il s'agit des tests de stationnarité des variables et d'absence de cointégration entre les variables prises deux à deux pour éviter toute régression fallacieuse. La présence d'une relation de cointégration entre les variables nous amène à estimer le modèle vectoriel à correction d'erreurs consacré à ajuster le biais d'estimation induit par la relation de cointégration.

1.1. Stationnarité des séries et ordre d'intégration

La stationnarité des série est une hypothèse sous-jacente à l'exploitation, pour les besoins d'inférence statistique, des estimateurs (t de Student, statistique de Fisher, etc.). Or, la majorité des séries macroéconomiques ne sont pas stationnaires³. Pour cette raison, il est primordial de procéder à l'étude des propriétés stochastiques des séries.

³ Anwer M. S. and Sampath R. K (2001): "Exports and economic growth", Indian Economic Journal, Vol. 47, No. 3, p. 79.

Une série chronologique X_t est dite stationnaire⁴ si les trois conditions suivantes sont vérifiées :

1. $E(X_t) = \mu$
2. $Var(X_t) = \sigma^2$
3. $Cov(X_{t-s}, X_t) = \gamma_s$

Ces conditions stipulent que les deux premiers moments de la variable et sa covariance avec ses valeurs passées sont invariants par rapport au temps. Lorsqu'une série vérifie ces propriétés, il est dit qu'elle est intégrée d'ordre 0 et l'on note ça : $X_t \sim I(0)$

Une série qui n'est pas $I(0)$, c'est à dire ne vérifiant pas 1, 2 et 3, est dite non stationnaire. Granger C. (1969) a montré que toute série est susceptible d'être stationnarisée s'elle est différenciée un nombre suffisant de fois. Ainsi, quand il est nécessaire de la différencier d fois pour la rendre $I(0)$ alors cette série est dite intégrée d'ordre d que l'on note $X_t \sim I(d)$ ⁵. Les économètres disposent d'un ensemble d'instruments pour vérifier si une série est stationnaire ou non et déterminer, le cas échéant, son ordre d'intégration.

Le test le plus communément utilisé pour statuer sur le caractère stationnaire ou non d'une série X_t est le test Augmenté de Dickey et Fuller (ADF). Ce test se base sur l'estimation de la régression suivante :

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dans cette équation : Δ est l'opérateur de la première différence, T est la tendance et ε_t est un terme d'erreur normalement distribué. Si aucune différence de X_t n'est introduite dans la partie droite de l'équation (4-2), alors c'est le test de Dickey et Fuller (DF) qui est utilisé. Dans le cas contraire, c'est sa version augmentée qui est utilisée. Dans l'équation (3), l'hypothèse nulle est $H_0 : \beta_2 = 0$; elle est testée contre l'hypothèse alternative $H_1 : \beta_2 \neq 0$. Si le t-ratio calculé est inférieur à la valeur critique de t, alors l'hypothèse nulle de l'existence de racines unitaires est rejetée. Dans ce cas la série chronologique en niveau est $I(0)$. Dans ce travail, nous allons utiliser le test ADF pour déterminer la nature des séries utilisées et leurs ordres d'intégration.

D'après le tableau ci-dessous, il ressort que pour des degrés de significativité de 99%, 95% et 90% la libéralisation financière et la croissance économique sont non stationnaires en niveau dans certains pays (l'hypothèse nulle est acceptée). Ainsi, il est nécessaire de stationnariser les deux séries par un processus de différenciation.

Le recours au test ADF nous a permis de constater que les valeurs calculées de la statistique ADF, dans la quasi-totalité sont inférieures aux valeurs critiques pour les différences premières des variables (l'hypothèse nulle est rejetée). Par conséquent, les deux variables (ILF et LNPIB), deviennent stationnaires en première différence.

⁴ On dit aussi que les propriétés 1, 2 et 3 définissent la stationnarité du second ordre ou la stationnarité faible.

⁵ Si une série est à différencier d fois pour la rendre stationnaire alors on dit, aussi, qu'elle contient d racines unitaires.

La première étape consiste à vérifier les propriétés de stationnarité de nos séries à l'aide de ce test. Les résultats sont reportés dans le tableau suivant⁶. Ces résultats ci-dessous postulent que l'ensemble des variables utilisées dans les estimations, et en particulier, le PIB et l'ILF sont stationnaires en différence premières.

Les résultats du test de stationnarité sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 11: Tests de stationnarité (ADF) : 1980-2014

Pays	Variables	Constante	Tendance	Valeur du test ADF	Valeur critique 5%	Décision
Tunisie	PIB	Non	Non	3.830	-1.951	-
	DPIB	Non	Non	-1.912	-1.610	I(1)
	ILF	Non	Non	0.603	-1.951	-
	DILF	Non	Non	-3.192	-1.951	I(1)
	PIB	Oui	Oui	-2.757	-3.552	-
	DPIB	Oui	Oui	-3.857	-3.557	I(1)
	ILF	Oui	Oui	-0.814	-3.552	-
	DILF	Oui	Oui	-4.053	-3.557	I(1)
	PIB	Oui	Non	0.732	-2.954	-
	DPIB	Oui	Non	-3.931	-2.957	I(1)
	ILF	Oui	Non	-1.500	-2.954	-
	DILF	Oui	Non	-3.710	-2.957	I(1)

Source: Nos calculs

D'une manière générale, les résultats des tests ADF indiquent que les deux séries temporelles ne sont pas stationnaires en niveau. Cependant, les tests ADF appliqués aux différences premières rejettent l'hypothèse nulle de la racine unitaire. Ainsi, les variables *LNPIB* et *ILF* ont été intégrées dans l'ordre un (I(1)), ce qui constitue une première étape importante pour l'application de l'approche VAR et des tests de cointégration.

2.2. Cointégration et modèle à correction d'erreur

Si l'on trouve des racines unitaires dans X_t et Y_t alors les relations de causalité entre les deux variables seront estimées en retards adéquats et non en niveaux afin d'enlever leur caractère non stationnaire. La relation en niveaux des deux séries, quant à elle, sera explorée par la technique de la cointégration. Ce raisonnement découle d'un constat simple. Ainsi, deux phénomènes économiques peuvent diverger à court terme et converger à long terme. Ceci veut dire que des forces les lient à long terme avec des possibilités d'éloignement de la trajectoire d'équilibre dans le court terme.

X_t et Y_t sont dites cointégrées s'elles sont intégrées de même ordre et le résidu ε_t obtenu de leur équation de cointégration : $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t$ est stationnaire. La stationnarité de ε_t est testée en utilisant le test DF augmentée dite test ADF. En cas où le résidu est stationnaire, alors les deux séries sont dites cointégrées. Selon le théorème de représentation d'*Engel et Granger (1987)*, les modèles à correction d'erreur (ECM) permettent de capter à l'aide d'une

⁶ I(0), I(1) et I(2) désignent la stationnarité des variables en niveau, en différence premières et en deuxième différence respectivement.

spécification unique les liens de long terme et de court terme qui existent entre les deux variables.

Cependant, la représentation d'*Engel et Granger (1987)* est restrictive du fait qu'elle ne permet d'identifier qu'une seule relation de cointégration. De même elle a été critiquée surtout au niveau des résultats trouvés (biaisés). Ainsi, pour éviter tout problème au niveau de nos résultats, nous appliquons la méthode de *Johansen*⁷.

Le tableau (12) présente le test de cointégration qui indique une relation d'équilibre à long terme entre l'indice de la libéralisation financière et de la croissance économique.

Tableau 12 : Test de cointégration de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
0.465004	24.96637	20.26184	0.0104
0.122836	4.325012	9.164546	0.3659

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.465004	20.64136	15.89210	0.0083
At most 1	0.122836	4.325012	9.164546	0.3659

Source: *Nos calculs*

La relation normalisée est :

$$DLNPIB = -0,156DILF - 7,722$$

Ce modèle signifie qu'une hausse de 1% de l'indice de libéralisation financière en Tunisie engendrerait à long terme une diminution de 0,15% du PIB réel par habitant.

Au terme de ce tableau, l'hypothèse de non cointégration entre la croissance économique (LNPIB) et la libéralisation financière (ILF) est acceptée pour la Tunisie. En d'autres termes, l'analyse de la trace et de la valeur propre maximale laisse apparaître une relation de cointégration dans l'intervalle de confiance de 5% du test de vraisemblance.

⁷ Cette méthode repose sur l'estimation d'un VAR par la maximisation de vraisemblance. La décision est prise par le calcul de $\lambda_{\max} = -T \log(1 - \lambda_i)$ et $\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^K \log(1 - \lambda_i)$

L'existence de la relation de cointégration justifie l'adoption d'un modèle à correction d'erreur conformément à la représentation suivante du modèle:

$$\Delta \ln pib_t = \beta_1 \Delta ilf_t + \beta_2 (\ln pib_{t-1} - ilf_{t-1})$$

Le coefficient β_2 désigne la force d'un rappel vers l'équilibre qui doit être négative et significative pour accepter la spécification du Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM) présenté, à partir de nos calculs, dans le tableau suivant.

Tableau 13 : Estimation du modèle VECM

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNPIB(-1)	1.000000	
ILF(-1)	-0.191019 (0.03627) [-5.26725]	
C	-7.165830	
Error Correction:	D(LNPIB)	D(ILF)
CointEq1	-0.047256 (0.01755) [-2.69323]	0.319134 (0.31848) [1.00204]
D(LNPIB(-1))	-0.168489 (0.17309) [-0.97340]	0.299180 (3.14187) [0.09522]
D(ILF(-1))	-0.010774 (0.01007) [-1.07021]	0.195958 (0.18273) [1.07242]
C	0.027713 (0.00592) [4.67788]	0.124697 (0.10753) [1.15960]
R-squared	0.210238	0.060825
Adj. R-squared	0.128539	-0.036331
Sum sq. resids	0.016649	5.485419
S.E. equation	0.023961	0.434917
F-statistic	2.573314	0.626058
Log likelihood	78.44140	-17.21714
Akaike AIC	-4.511600	1.285887
Schwarz SC	-4.330205	1.467282
Mean dependent	0.022163	0.163455
S.D. dependent	0.025667	0.427225
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000105
Determinant resid covariance		8.08E-05
Log likelihood		61.84345

Akaike information criterion	-3.142027
Schwarz criterion	-2.688540

Source : calcul de l'auteur

Par ailleurs, dans notre étude et lors de l'estimation de la croissance économique sur l'indice composite de la libéralisation financière, il paraît que le coefficient de la force de rappel était bien négatif, ce qui permet de confirmer relativement la validité du modèle vectoriel à correction d'erreur. On constate qu'en cas de déséquilibre à court terme, la croissance économique en Tunisie s'ajuste avec une vitesse de convergence de 4,7%.

2.3. Détermination de la causalité du Granger

Dans sa contribution de 1969, *Granger C.* a développé l'idée du concept de causalité en utilisant le critère de prédictabilité. Ainsi, si l'on a deux séries temporelles X_t et Y_t , alors X_t cause Y_t si les valeurs futures de cette dernière sont mieux prédites à partir des valeurs passées de X_t . Le critère choisi pour décider sur la qualité de la prévision est la variance de l'erreur quadratique associée à la régression de Y_t sur X_t . La causalité allant de Y_t à X_t est définie d'une manière similaire.

Pratiquement, *Granger C.* propose de comparer la qualité de la prévision de X_t en ne prenant que ses seules valeurs passées et celle lorsque nous introduisons les valeurs passées de Y_t à côté de celles de X_t . Dans ce travail, nous essayerons de voir la causalité entre les variables réelles et les variables financières ce qui fait qu'à chaque fois X_t et Y_t sont une variable réelle (croissance économique) et une variable financière (libéralisation financière). La représentation VAR utilisée pour tester la causalité entre la libéralisation financière (LF_t) et la croissance économique ($Growth_t$) est la suivante :

$$ILF_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i ILF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i LNPIB_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4-8)$$

$$LNPIB_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i ILF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i LNPIB_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4-9)$$

Avec n , le nombre de retards

Avec ε_{1t} et ε_{2t} des bruits blancs mutuellement non corrélés. Le test de l'hypothèse nulle H_0 : $\alpha_i = \theta_i = 0$ pour les $j = 0, 1, 2, \dots, n$ contre l'hypothèse alternative H_1 : $\alpha_i \neq \theta_i \neq 0$ pour au moins certaines valeurs de (i) est une preuve d'une certaine causalité entre la série X_t et la série Y_t .

Le test de la causalité de Granger suppose la stationnarité de X_t et Y_t . La non-stationnarité des séries, lorsqu'elle n'est pas corrigée, mènera à des régressions fallacieuses comme démontré par *Granger et Newbold (1974)*. Un autre problème plus grave, du à la non stationnarité des séries, est la non pertinence des statistiques de t-Student, de Fisher et de R^2 pour les besoins d'inférence statistique. Pour ces deux raisons, si les séries ne sont pas stationnaires, c'est à dire contiennent des racines unitaires, il est nécessaire d'en déterminer l'ordre d'intégration et utiliser un filtre approprié pour les rendre stationnaires.

Les résultats correspondants sont donnés par le tableau 14. La lecture de ce tableau fait apparaître que la causalité entre la libéralisation financière et la production nationale n'est pas systématique. D'une part, Les résultats de ce test laissent apparaître d'une part, un lien de causalité univoque entre les variables ILF et LNPIB.

En 1966, Patrick distingue deux phases de développement économique d'un pays. Dans la première phase, c'est le développement du secteur financier favorise et influence l'activité économique. Cela dit, on est en présence d'un phénomène « entraînant l'offre », (supply leading) où l'approfondissement financier permet de déplacer les ressources d'un secteur traditionnel vers un secteur moderne et dynamique (*Schumpeter, 1912*). Dans la seconde phase, une fois les marchés financiers deviennent plus liquides et moins risqués, alors le sens de causalité s'inverse et elle s'effectue de la production vers la finance (*Gurley et Shaw, 1960*). Cela dit, on est en présence d'un phénomène « induit par la demande », (demand following). La Tunisie se trouve dans la première phase et le sens de causalité se réalise du secteur financier vers le secteur réel.

Tableau 14: Résultats des tests de causalité avec un retard, 1980-2014

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ILF does not Granger Cause LNPIB	34	4.67514	0.0384
LNPIB does not Granger Cause ILF		0.63553	0.4314

Source: Nos calculs

Ainsi, le sens de causalité entre la sphère réelle et la sphère financière dépend de la structure et de la spécificité des économies étudiées. Les tests montrent que pour certains pays la relation causale est inexistante, ceci s'explique par un système financier rudimentaire, administré et souffre d'un marché boursier embryonnaire et presque absent. Ces résultats peuvent être expliqués par le fait que les mécanismes des systèmes financiers actuels se trouvent encore incapables d'orienter et d'allouer l'épargne vers les investissements efficaces et rentables.

4. Conclusion

Dans cette étude, nous avons tenté d'examiner la relation de causalité entre la libéralisation financière et la croissance économique en Tunisie au cours de la période 1980-2014 et sur base des données de la Banque mondiale, le test de causalité au sens de Granger a été effectué. En effet, le point de départ ayant guidé notre recherche était de vérifier s'il existe un lien de causalité entre la libéralisation financière et la croissance économique et les cas échéants savoir si cette causalité est unidirectionnelle ou bidirectionnelle. Pour ce faire, l'indice de libéralisation financière en Tunisie a été construit en impliquant six mesures des politiques différentes mises en œuvre au cours du processus de libéralisation. L'indice de libéralisation est basé sur la méthode factorielle. L'indice de libéralisation financière pour la Tunisie montre que la décennie 1987-1997 a été la période au cours de laquelle la plupart des mesures de libéralisation financière étaient mises en œuvre en Tunisie.

L'exploration de ce fil conducteur nous a conduits à poser les hypothèses selon lesquelles s'il existerait une relation de causalité entre les deux sphères, elle irait d'un sens ou deux sens entre les paires des variables.

Pour atteindre l'objectif de notre recherche, trois types de tests sont exécutés en vue d'investiguer les sources de causalité. Il s'agit du test de stationnarité, du test de cointégration de Johansen, et des tests de causalité de Granger.

Les principaux résultats de notre recherche sont les suivants :

- Les deux variables (LNPIB et ILF) sont stationnaires en différence première ;
- Pour la Tunisie, la paire des variables (LNPIB et ILF) est cointégrée, elle évolue ensemble et affiche par conséquent une relation de long terme au moins dans une direction ;
- Nous avons estimé le modèle à correction d'erreur qui vise à rendre compte dans une même équation d'un écart éventuel par rapport à un équilibre de long terme et du processus d'ajustement à court terme de cet équilibre ;
- Le test de cointégration de Johansen révèle qu'à long terme, la libéralisation financière a un impact négatif sur la croissance économique en Tunisie, montrant qu'une augmentation de 1% l'indice de libéralisation financière engendrerait une réduction de la croissance de 0.15% ;
- Pour le cas de la Tunisie, le test de causalité de Granger indique une causalité unidirectionnelle entre la paire des variables (l'indice de libéralisation financière et le PIB réel par habitant).

Le test de causalité dans le cadre du modèle à correction d'erreur, révèle essentiellement en Tunisie que le secteur financier « cause » le secteur réel.

En définitive, la prédominance relative de la relation de causalité allant de la libéralisation financière sur la croissance «supply leading» dans la terminologie de Patrick s'explique en partie par le fait que le système bancaire tunisien est encore sous-développé, incapable de satisfaire les exigences de l'intermédiation financière et la prépondérance des mécanismes financiers informels.

Références

- Amaira B. (2003) :** «Libéralisation financière et croissance économique : Approche en données de panel », Communication lors de la 20^{èmes} Journées Internationales d'Economies Monétaire et Financière, BIRMINGHAM, 5 et 6 juin 2003, 20p.
- Bandiera O., Capiro G., Honohan P. & Schiantarelli F. (2000):** «Does Financial Reform Raise or Reduce Savings? », *Review of Economics and Statistics* 82(2), pp: 239-263.
- Demirguc-Kunt A. et Detragiache E. (1998):** «Financial Liberalization and financial fragility », *IMF Working paper series / WPS* 1917, 48p.
- Demetriades P. & Luintel K. (1997):** «The direct cost of financial repression: evidence from India», *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXIX, n° 2, pp: 311-320.
- Fischer B. et Reisen H. (1992):** «Vers la liberté des mouvements de capitaux», OCDE, 28p.
- Fry ML. (1997):** « In Favor of Financial Liberalization », *Economic Journal*, N°107, pp: 754-770.
- Laeven L., (2000):** «Financial liberalization and financing constraints: evidence from panel data on emerging economics», *The World Bank Working Paper* n° 2467, 50p.

McKinnon R.I. (1973): « Money and capital in economic development », The Brookings Institution, Washington.

Shaw E.S. (1973): «Financial Deepening in Economic Development», Oxford University Press, New York.

Shrestha Min B. and Chowdhury Kh. (2006): « Financial Liberalization Index for Nepal », *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol.3-1, pp: 41-54.