

**OUVERTURE DU COMPTE CAPITAL ET CROISSANCE ECONOMIQUE  
EN TUNISIE :  
CAUSALITÉ ET RELATION DE LONG TERME**

***Souhir ELHMEDI*<sup>1</sup>**

***Niazi KAMMOUN*<sup>2</sup>**

**Résumé :**

La Tunisie est un pays qui a fait le choix depuis plusieurs décennies de s'ouvrir progressivement aux capitaux étrangers. Par conséquent, ce document examine la dynamique à court et à long terme entre la libéralisation du compte de capital et la croissance économique en Tunisie au cours de la période 1984-2018. En se basant sur une approche de co-intégration par test des limites utilisant les retards distributifs autorégressifs (ARDL) de Pesaran et al. (2001) et le test de causalité de Toda Yamamoto (1995), nous avons trouvé des preuves soutenant les relations de co-intégration à long terme entre la libéralisation du compte de capital et la croissance économique. Néanmoins, l'impact à court terme est plus limité et la causalité va de la libéralisation financière à la croissance économique. Ce résultat s'explique par l'importance des réformes financières et institutionnelles que les autorités tunisiennes continuent d'adopter dans le cadre d'une approche prudente, graduelle et ordonnée, permettant de réunir certaines conditions préliminaires requises pour la mise en œuvre de la libéralisation financière externe. En effet, c'est le niveau de développement financier résultant des différentes réformes entreprises qui constitue l'un des deux principaux canaux par lesquels la libéralisation du compte de capital affecte la croissance économique dans notre étude.

**Summary:**

Tunisia is a country that has made the choice for several decades to gradually open up to foreign capital. Therefore, this paper examines the short-and long-term dynamics between capital account liberalization and economic growth in Tunisia during the period 1984-2018. Based on a bounds test co-integration approach using the Auto Regressive Distributive Lags (ARDL) by Pesaran et al. (2001) and the causality test by Toda Yamamoto (1995), we found evidence supporting long- term co-integration relationships between capital account liberalization and economic growth. Nevertheless, the short-term impact is more limited and the causality runs from financial liberalization to economic growth. This result is explained by the importance of the financial and institutional reforms that the Tunisian authorities continue to adopt in the context of a cautious, gradual and orderly approach, allowing to meet some preliminary conditions required for the implementation of external financial liberalization. In fact, it is the level of financial development resulting from the various undertaken reforms that constitutes one of the two main channels through which the liberalization of the capital account affects economic growth in our study.

**Mots clés**— Ouverture financière, développement institutionnel, croissance économique, ARDL, Tunisie.

---

<sup>1</sup> Doctorante en Economie, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Sfax ;  
Chercheure au Laboratoire de Recherche LED. E-mail : [souhir.elhmedi90@gmail.com](mailto:souhir.elhmedi90@gmail.com)

<sup>2</sup> Maitre de conférences en Economie à l'Institut des Hautes Etudes Commerciales, Université de Sfax ;  
Chercheur au Laboratoire de Recherche LED. E-mail : [Niazi.KAMMOUN@gmail.com](mailto:Niazi.KAMMOUN@gmail.com)

# 1. INTRODUCTION

Le débat sur les stratégies à suivre pour assurer le développement financier dans les pays en développement, et voire même dans les pays développés, ne cesse d'être le centre d'une multitude d'analyses et de suggestions. 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 M. A. & Prasad E. (2017)].

Sur le plan théorique, plusieurs arguments ont été avancés qui soutiennent l'idée selon laquelle la libéralisation du compte de capital ait un effet positif sur la dynamique de croissance. Tout d'abord, elle pourrait favoriser l'attractivité des investissements directs étrangers, et induire une meilleure allocation de l'épargne en orientant les ressources vers les investissements les plus productifs. Ensuite, elle peut faciliter la diversification des portefeuilles et la gestion des risques. Enfin, la libéralisation du compte de capital pourrait induire une meilleure discipline en matière d'assainissement budgétaire et de contrôle de l'inflation.

Néanmoins, plusieurs travaux [Stiglitz J. E. (2002 ; 2004), Eichengreen. B. et al. (1998), Eichengreen. B. (2001), Eichengreen. B. & Leblang D. (2002)] n'ont pas réellement détecté l'existence de relations significatives entre libéralisation financière externe et croissance par suite, essentiellement, de contextes d'instabilité macroéconomique génériques à la difficulté de combiner l'autonomie de la politique monétaire et la stabilité du taux de change, les mouvements d'afflux de capitaux externes devenant le principal moteur de vulnérabilité et de contagion aux crises financières et de change. En outre, Mc Kinnon R. I. & Pill H. (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. Au contraire, Kaminsky G. L. & Schmukler S. L. (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.

C'est ainsi que les politiques d'intégration financière internationale adoptées par plusieurs PVD ont connu des résultats pour le moins mitigés. De plus, l'épisode de la cascade des crises financières qu'a connue la région du Sud asiatique et qui s'est étendue par contagion à diverses régions dans le monde (Brésil, Argentine, Russie...) a attiré l'attention sur un élément déterminant : la nécessité de préparer un cadre adéquat à l'ouverture financière, autrement dit, la nécessité de se doter de structures institutionnelles propices à une transition vers une libéralisation financière saine et sans danger, autant que la nécessité de procéder par étapes et sans précipitation, en suivant une démarche progressive. C'est le cas de la Tunisie, où les autorités ont compris que l'ouverture financière ne s'apparente pas à la libéralisation commerciale et qu'il est préjudiciable de procéder à la libéralisation financière sans s'assurer de la présence d'un certain nombre de préliminaires de nature économique, financière et institutionnelle.

Le débat autour de l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique n'est donc pas clos, d'autant que très peu de travaux ont été réalisés sur ce sujet. C'est dans ce cadre que s'inscrit cet article qui aura pour but d'étudier la relation libéralisation du compte capital – croissance économique en Tunisie, avec une attention particulière sur cette relation en longue période. On postule que c'est l'ouverture du compte capital qui contribue positivement au développement économique. Ceci nous conduit à une analyse économétrique double. Dans un premier temps on teste la présence d'une relation de cointégration en estimant un modèle autorégressif à retards échelonnés [ARDL, Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1998)]. Dans un second

temps on teste l'existence d'une relation de causalité de long terme entre ces variables, suivant l'approche de Toda H. Y. & Yamamoto T. (1995).

La suite de l'article est structurée de la manière suivante. La section suivante présente une brève revue de la littérature empirique permettant de mettre en évidence les avantages de l'intégration financière internationale réussie pour les pays en développement. La troisième section est consacrée à une présentation brève des enjeux liés à l'ouverture du compte de capital en Tunisie. La quatrième section comporte l'analyse empirique qui comporte l'étude empirique et la méthodologie. Enfin, la dernière section est consacrée à la conclusion.

## 2. Brève Revue de la Littérature théorique et empirique

L'ouverture financière peut favoriser à la fois le développement financier et la croissance économique. En ce sens, elle peut renforcer les effets de ce dernier sur le rythme de croissance. Une large littérature met en avant le fait que les économies en développement souffrent d'une pénurie de capital et d'une insuffisance d'épargne intérieure [Barro R. et al. (1995), Rappaport J. (2000)]. Les entrées de capitaux faisant suite à l'ouverture financière vont ainsi favoriser le rythme d'accumulation du capital, et par là-même la croissance.

Au-delà de ce canal direct d'accumulation du capital, l'ouverture financière est en mesure de favoriser la croissance de long terme via l'amélioration de l'efficacité allocative des ressources productives et le relèvement du taux de croissance de la productivité globale des facteurs [Gourinchas P. O. & Jeanne O. (2006)]. Par ailleurs, Mishkin F. S. (2009) considère que l'ouverture des marchés financiers domestiques aux capitaux étrangers ainsi que la possibilité d'appropriation des parts de capitaux des institutions financières domestiques par des institutions financières étrangères, sont de nature à promouvoir le développement financier dans un pays donné, puisque cela aiguise la concurrence sur les marchés bancaires et financiers nationaux. En effet, lorsque les firmes domestiques peuvent emprunter auprès d'établissements de crédits étrangers dans le cadre d'une intégration financière, cela risque de faire perdre des parts de marché aux institutions financières domestiques. Afin de compenser cette perte, ces dernières ont intérêt à chercher de nouveaux clients profitables pour leur accorder des crédits. Cependant, pour ce faire, ces établissements ont besoin d'un certain type d'information sur les éventuels emprunteurs afin de mieux les superviser et de minimiser les risques de crédit. Les institutions financières domestiques seront donc favorables aux réformes institutionnelles visant à améliorer les normes comptables, les systèmes de dissémination des informations financières, ainsi que le cadre juridique qui régit les faillites et les garanties.

En effet, selon Arteta C. & al. (2001), cet effet positif de l'ouverture du compte de capital sur la croissance dépend du développement institutionnel et financier, il est surtout significatif pour les économies où les déséquilibres macroéconomiques sont faibles: la coordination des réformes (*sequencing*, notamment l'absence de distorsions commerciales) apparaît plus importante que le niveau de développement institutionnel et financier. Carmignani F. (2008) trouve que la libéralisation du compte de capital a un fort impact sur la croissance, passant par l'association « développement financier – ouverture commerciale ». Honig A. (2008) confirme ce résultat en intégrant l'hypothèse que les pays ouvrant le compte de capital peuvent aussi être ceux dont le niveau de croissance initial est plutôt faible. Klein M. W. & Olivei G. P. (1999, 2008) valident à nouveau ce résultat, de manière globale, mais précisent que ce sont les pays développés de l'échantillon qui l'expliquent : pour les autres, c'est directement le choix de l'ouverture qui peut être remis en question.

Dans une synthèse des travaux reprise par Kose M. et al. (2006), aucune relation significative et univoque entre ouverture du compte de capital et croissance n'a été établie. Les processus de libéralisation sont en fait tributaires des spécificités singulières des économies considérées [Prasad E. et al. (2004)] de sorte que la levée des contrôles dépendra plus du degré d'intermédiation que du niveau de revenu du pays [Edison H. J. et al., (2002)]. Dans le même

temps, et outre la pluralité des méthodes de construction des indicateurs de libéralisation du compte de capital, les études en données de panel se sont avérées peu appropriées pour capturer l'effet de la libéralisation, qui s'inscrit dans le cadre d'un processus continu; d'où une sous-estimation des bénéfices induits par la libéralisation, qui apparaîtraient véritablement à partir de la cinquième année [Henry P. B. (2007)]. Certains effets collatéraux auront également du mal à être capturés dans les régressions. Il peut être question du développement du secteur financier, de la qualité du cadre institutionnel, ou des bienfaits de la concurrence entre les firmes.

A ce propos, Kose et al. (2011), dans une contribution plus récente, défendent ce qu'ils considèrent comme la nouvelle perspective de la relation entre l'intégration financière et le développement dans les pays émergents. Ils expliquent que les avantages réels de l'intégration financière résident aussi et surtout dans ce que l'afflux des capitaux implique comme réformes et innovations. C'est ce qu'ils appellent les « avantages collatéraux » (« *collateral benefits* ») : ces bénéfices ne sont pas le principal objectif escompté par les pays consentant l'intégration financière internationale. Les institutions financières domestiques encourageront donc les réformes des systèmes juridiques et l'amélioration de l'infrastructure institutionnelle, les réformes macroéconomiques et les réformes financières. Ceci leur permet, non seulement, d'améliorer leurs profits, mais aussi de renforcer leurs droits de propriété, qui favoriseront directement l'investissement.

En prenant en considération ces conclusions, il semble que la question du sequencing et du rythme ou vitesse du processus de libéralisation revient au centre de l'analyse. En effet, et contrairement à la thérapie de big bang, l'approche gradualiste qui s'est affirmée. Par suite des expériences des crises des pays émergents considère que les mesures de libéralisation des comptes externes et de la convertibilité intégrale ne doivent pas être exclusives et sont partie prenante d'un programme intégré de réformes macroéconomiques d'ensemble associant conduite des politiques de change et renforcement de la solidité du système financier. Cette position largement défendue par Johnston R. B. & Sundarajan V. (2005) sur la base des expériences comparées du Chili, de l'Indonésie et de la Thaïlande, et relayée par les travaux de Ishii S. and al. (2002), impose comme préalables la rationalisation des méthodes de supervision prudentielle et de stabilité des systèmes bancaire et financier, l'ajustement macroéconomique et la libéralisation commerciale comme "effets de discipline" et pré-conditions à la libéralisation des mouvements de capitaux.

Enfin, et dans le même courant d'idées, certaines études empiriques [Abiad A. et al. (2007) ; Kose et al. (2011) ; Ito H. (2006) ; Chinn M. & Ito. H. (2002)] s'intéressent à la relation entre l'intégration financière et la croissance à travers la question des effets de seuil : la libéralisation des mouvements de capitaux semble avoir des effets positifs sur l'économie uniquement après un certain niveau de développement. Ainsi, le développement institutionnel et le cadre juridique et législatif paraissent primordiaux, ainsi qu'une réglementation bancaire appropriée pour le contrôle des prises de risque et des institutions politiques peu corrompues, éléments essentiels pour pouvoir bénéficier des bienfaits de l'intégration financière [Rey H. (2004)].

### **3. Les Enjeux de l'Ouverture du Compte Capital en Tunisie**

A l'instar de la plupart des pays émergents, la Tunisie a entrepris des politiques de libéralisation financière. Les réformes introduites en 1986 ont visé la déréglementation et l'amélioration du fonctionnement du marché financier. De ce fait, la Tunisie a effectué une série de réformes visant à garantir la transition d'une économie dirigée vers une économie de marché, ce qui s'est traduit depuis la fin des années 1980 par la libéralisation de certains secteurs de l'économie. Toutefois, le système financier en général et bancaire en particulier n'a pas pu se débarrasser des constantes et des particularités héritées du passé dans la mesure où ces réformes n'ont pas effacé totalement les caractéristiques profondes de l'économie

d'endettement. D'ailleurs, les autorités monétaires continuaient à exercer un contrôle étendu sur les recettes d'exportations et les opérations en compte capital, à l'exception des flux entrants d'IDE, qui étaient autorisés et encouragés dans certains cas. Ce n'est qu'en 1992 que la Tunisie a commencé à assouplir les dispositions relatives au contrôle de changes sur les transactions courantes en instaurant la convertibilité courante du dinar. De plus, les flux entrants des investissements de portefeuille ont été partiellement libéralisés en 1995. Toutefois, la libéralisation est restée limitée dans les années ultérieures, principalement à cause des règles administratives sur les recettes d'exportations et les sorties d'IDE. Seuls les non-résidents ont la possibilité de rapatrier le capital investi –ainsi que le produit net de cet investissement– en monnaie étrangère.

A partir de 2005, les autorités tunisiennes ont commencé le processus de libéralisation du compte capital afin d'attirer l'épargne extérieure, de diversifier le financement de la balance des paiements, ainsi que la composition des portefeuilles et d'améliorer l'efficacité des marchés financiers intérieurs. Selon Boulila Gh. (2008), les autorités monétaires ont mis au point un plan en trois phases permettant une libéralisation graduelle du compte de capital :

- **La première phase** consiste à établir des réformes destinées à libéraliser les flux de capitaux à moyen et à long terme- comme par exemple l'investissement direct et les crédits à long terme par des non-résidents au profit d'entreprises cotées, les investissements limités par des non-résidents dans des titres publics en monnaie nationale - et d'autres mesures visant à renforcer l'efficacité globale de l'intermédiation financière et à diversifier les sources de financement de la balance des paiements.

- **La deuxième phase** prévoit une libéralisation de l'investissement direct par les Tunisiens à l'étranger, de sorte que des investisseurs institutionnels pourraient effectuer des investissements de portefeuille à l'étranger et notamment dans les pays d'Afrique du Nord et des non-résidents des investissements de portefeuille sous forme de titres de dette. Cette phase nécessite une transition vers un taux de change flottant et un approfondissement du marché des changes et un système bancaire assez robuste pour soutenir la concurrence internationale.

Les autorités publiques ont commencé à réduire le volume élevé des créances improductives afin de réduire la vulnérabilité du système bancaire, qui est passé. Les autres facteurs contribuant à la fragilité du secteur ont été traités, les données financières plus fiables sur les entreprises sont relativement disponibles et des déficiences dans le recouvrement des prêts surtout au niveau de la réalisation des garanties sont réduits. Sur le marché des changes, les opérations à terme et les options de change continuent de faire l'objet de restrictions. Ces insuffisances continuent à freiner l'ouverture du compte de capital, car elles constituent des obstacles au développement des marchés des capitaux. En fait, si une ouverture totale du compte de capital se réalisera dans ces conditions, le manque de préparation des participants au marché monétaire et à celui des changes, qui seraient amenés à assurer l'intermédiation des flux de capitaux plus importants, pourraient aggraver les vulnérabilités du système financier en cas de renversement soudain de ces flux.

- **La troisième phase** prévoit, vers la fin de l'année 2009, une convertibilité totale de la monnaie. Elle nécessite la libéralisation des investissements de portefeuille à l'étranger par des résidents et les crédits consentis par des résidents à des non-résidents. Pour passer à cette phase, il faudrait que le secteur financier soit robuste et que la situation de la balance des paiements soit solide. A ce propos, les autorités monétaires tunisiennes sont conscientes de la nécessité de renforcer sa stabilité macroéconomique, développer ses institutions financières et la surveillance prudentielle.

Cependant, les phases 2 et 3, qui devraient être réalisées respectivement vers le début et la fin de l'année 2009, n'ont pas été achevées à cause de la fragilité du secteur bancaire tunisien d'une part et de la difficile transition démocratique d'autre part. Un regard sur les vingt années écoulées montre que l'économie tunisienne n'a pas décollé et que l'insécurité s'est développée à travers le terrorisme. Si le rétablissement des grands équilibres macro-économiques est un impératif, il ne permet pas la stabilité politique de l'Etat quand ce dernier est confronté à la pauvreté, à l'injustice et à l'absence d'État de droit. L'assainissement institutionnel est alors envisagé pour que les sources de croissance soient valorisées.

Par ailleurs, le système bancaire tunisien, qui jouait un rôle de premier plan dans la création du tissu économique tunisien (dans la mesure où il assure plus de 90 % de l'intermédiation financière, alors que les assurances et instituts de micro-crédit jouant encore un rôle marginal), voit aujourd'hui ses limites dans le niveau particulièrement élevé des créances classées bancaires. La présence des signaux de la fragilité suscite une nécessaire consolidation qui devrait le stabiliser et soutenir sa capacité d'offre de crédit. Depuis 2012, les règles de provisionnement ont été renforcées. Le niveau minimum du ratio réglementaire de solvabilité a été augmenté de 9% en 2013 à 10% en 2014. De plus, un plan de restructuration des banques publiques a été engagé avec la recapitalisation des trois grandes banques publiques et la cession des participations minoritaires dans certaines banques mixtes. Une loi bancaire a été adoptée en 2016 qui a, entre autres, introduit un dispositif de résolution bancaire, un dispositif de prêteur en dernier ressort et un fonds de garantie des dépôts. De plus, la nouvelle loi sur la Banque centrale a permis de mettre en œuvre les changements législatifs prévus pour faciliter la résolution des créances douteuses dans les banques publiques, qui devrait être accompagné d'un système judiciaire performant, en particulier en ce qui concerne les faillites<sup>3</sup>.

Ainsi, le débat sur la libéralisation du compte de capital en Tunisie est lié à la notion de seuil critique, et la convertibilité intégrale du dinar tunisien ne peut être réussie que si la restructuration en cours du secteur bancaire est renforcée, de sorte qu'il conjugue rentabilité et capacité à résister aux chocs de liquidité, ce qui nécessite un plus haut niveau de capitalisation boursière [Mouley S. (2012)]. Ces considérations peuvent être perçues comme des conséquences de la libéralisation, via les bienfaits de la concurrence et les IDE. Enfin, les deux aspects susmentionnés sont liés, car la performance bancaire est nécessairement liée aux opportunités de diversification des risques que leur offrent les marchés financiers.

#### **4. Étude Empirique et Méthodologie**

Dans un cadre de l'intégration financière, le lien entre ouverture et croissance économique en général n'est pas dépourvu d'ambiguïté. D'après la littérature évoquée ci-haut, l'ouverture et la libéralisation des transactions financières ne peuvent apporter de l'efficacité aux systèmes financiers, et tout particulièrement les systèmes bancaires, qu'en présence d'une infrastructure légale et institutionnelle suffisamment développée.

L'objectif de l'étude est d'étudier empiriquement la nature et l'intensité de la relation entre l'intégration financière et la croissance économique, en présence d'autres variables macroéconomiques de contrôle pour le cas de la Tunisie. La période d'estimation du modèle proposé s'étend de 1984 à 2018. Nos données proviennent principalement des indicateurs de développement dans le monde (2021), publiées par la Banque Mondiale, dans le centre IRIS de l'université de Maryland à partir de la base ICRG (International Country Risk Guide) et la base de donnée Chinn-Ito (2018). Les estimations sont effectuées par le logiciel Eviews 9.

---

<sup>3</sup> RSBP (2021): « Le renforcement du dispositif réglementaire prudentiel et opérationnel de la supervision bancaire en Tunisie », Document de travail, *Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement*, [www.rsbp-tn.org](http://www.rsbp-tn.org)

## 4.1 Présentation du Modèle et Définition des variables

Durant ces dernières années, l'économétrie des séries temporelles a connu des développements importants tant du point de vue des tests de racine unitaire que des tests de Cointégration. Pesaran M. H. & Shin, Y. (1998) et Pesaran M. H. Shin, Y. & Smith R. J. (2001) ont développé une nouvelle technique pour tester l'existence d'une relation de long terme entre des variables caractérisées par un ordre d'intégration différent. Il s'agit de test des limites « *bounds test* » pour une relation de long terme dans un modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL (*Auto Regressive Distributive Lags*). En raison de son caractère peu contraignant, cette technique est de plus en plus utilisée comme alternative aux tests de cointégration usuels à cause de la flexibilité qu'elle offre.

En effet, le test ARDL ne nécessite pas que les variables du modèle soient purement I(0) ou I(1). C'est également une technique qui offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. Aussi, nous avons adopté cette approche pour l'analyse de la relation dynamique entre la croissance économique et l'ouverture financière internationale.

Tout d'abord, on effectue des tests de racine unitaire pour les variables à l'aide du test ADF, pour étudier la stationnarité des variables en leur degré d'intégration. Ensuite, le modèle est analysé en utilisant la procédure ARDL en raison de la nécessité de faire le point sur le long terme et le court terme des conséquences de notre analyse. La modélisation ARDL avec les décalages appropriés permettra de corriger les deux problèmes de corrélation et d'endogénéité des séries. Une autre raison de l'utilisation de l'approche ARDL est qu'il est plus robuste et plus performant pour les échantillons de petites tailles que les autres techniques de cointégration. Enfin, le nombre de retards de la variable dépendante et des variables explicatives est sélectionné en utilisant le critère d'information Schwartz (SIC).

Alors, dans le cas de la Tunisie, un modèle correctement spécifié de la relation entre la croissance économique, l'ouverture financière et le développement institutionnel devra également prendre en compte le développement financier (DF), le taux d'inflation (INF), et le taux d'ouverture commerciale (TRADE). Suivant Chinn et Ito (2002) et Ang et McKibbin (2007), le modèle le plus général sera de la forme suivante :

$$\text{PIB}_t = f(\text{OF}_t ; \text{Inst}_t, \text{DF}_t ; \text{Trade}_t) \quad [1]$$

Tout d'abord, nous avons utilisé le taux de croissance du PIB par habitant comme mesure de la croissance économique (variable indépendante), étant donné que la littérature économique intéressée par l'étude des effets de la finance sur la croissance économique a particulièrement privilégié la croissance du PIB comme mesure fiable de la croissance par rapport à l'accumulation de capital et à la croissance de la productivité. Les données de cet indicateur proviennent de l'indicateur de développement mondial (2021).

Deuxièmement, la libéralisation du compte de capital (OF) est mesurée à l'aide de l'indicateur " KAOPEN " [Gammoudi M. et Cherif M. (2016), Gritli M. I. et Rey S. (2020)]. Nous avons adopté l'approche de Chinn-Ito (2008) qui a proposé l'analyse en composantes principales (ACP) pour construire cet indicateur dynamique, qui permet de mesurer le degré de restriction des transactions financières internationales pour chaque pays et de donner une idée assez claire sur l'intensité de la libéralisation financière. En fait, cet indicateur est basé sur 4 variables binaires muettes disponibles dans le Rapport Annuel sur les Accords et Restrictions de Change (AREAER), dont des variables indiquant :

- ✓  $k_1$  : indiquant l'existence de multiples taux de change.
- ✓  $k_2$  : indiquant l'existence de restrictions sur les transactions du compte courant.
- ✓  $k_3$  : indiquant les restrictions sur les transactions relatives au compte financier.
- ✓  $k_4$  : indiquant l'obligation de rapatrier les revenus de l'exportation.

L'avantage de cet indicateur est qu'il nous donne une idée assez claire de l'intensité de la libéralisation financière. En effet, il varie entre -2 et 2,6, ce qui implique que le compte de capital du pays concerné est libéralisé lorsque cette valeur est élevée. De plus, cet indicateur est disponible dans 182 pays sur la période allant de 1970 à 2018.

Troisièmement, nous avons utilisé l'ACP pour mesurer le développement institutionnel (Inst) sur la base de six autres indicateurs institutionnels, à savoir (contrôle de la corruption, loi et ordre, qualité de la bureaucratie, tensions ethniques, responsabilité démocratique et profil d'investissement). Ces données sont collectées dans la base de données de l'International Country Risk Guide (ICRG) [Barro R. (1996) ; Demirguc-Kunt & Detragiache (1998) ; Wei S. J. (2000), Knack S. & Keefer P. (2002) ; Chinn & Ito (2002, 2006) ; Calderón & Kubota (2009), Beji S. & Youssef D. (2010) ; Beji S. (2015)].

Quatrièmement, le degré de monétisation ou le ratio M2/PIB représente le niveau de développement de la sphère financière (FD) dans le sens où un faible degré de monétisation de l'économie refléterait un haut niveau de sophistication financière qui permet aux individus de détenir moins de monnaie, ce qui peut avoir des effets sur la croissance économique<sup>4</sup>. Ce ratio a été utilisé par King et Levine (1993) ; Levine (1997) ; Demirguc-Kunt et Maksimovic (1998) ; Calderon & Liu (2003).

En plus, nous avons utilisé le degré d'ouverture commerciale (Trade), qui est présenté comme un indicateur global des distorsions commerciales. De plus, il est considéré comme l'une des variables importantes de la croissance économique durable dans un monde globalisé.

Et finalement, le taux d'inflation (Inf) est utilisé comme indicateur du degré d'instabilité macroéconomique, afin de mieux comprendre les circonstances dans lesquelles l'intégration financière est réalisée. Les données pour les trois dernières variables sont collectées principalement à partir de l'indicateur de développement mondial (2021).

## 4.2 La détermination de l'ordre d'intégration des variables

Avant de commencer toute analyse de co-intégration, nous vérifions les propriétés de stationnarité de l'ensemble des données à l'aide de tests de racine unitaire. De nombreuses études dans le domaine de l'économie ont appliqué des tests de racine unitaire classiques, tels que le test de stationnarité ADF (Augmented DickeyFuller), le test de stationnarité PP (Phillips-Perron) plus robuste. En effet, une série est dite stationnaire si la statistique de test (ADF, PP) est supérieure en valeur absolue à la valeur critique à 5%.

---

<sup>4</sup> Voir Levine R. (2005) pour une revue détaillée de la littérature sur le rôle du secteur financier dans la croissance et le développement.



**Tableau 1**  
*Résultats des tests de stationnarité : ADF et PP*

Variables	Test ADF		Test PP		Conclusions
	Au niveau	En 1 <sup>ère</sup> différence	Au niveau	En 1 <sup>ère</sup> différence	
<b>PIB</b>	-5.638351 (0.0000)	-	-5.693102 (0.0000)	-	I(0)
<b>OF</b>	-1.749870 (0.3970)	-4.330038 (0.0019)	-2.469828 (0.1315)	-5.567679 (0.0001)	I(1)
<b>Ins</b>	-1.218481 (0.6550)	-3.631910 (0.0104)	-1.222433 (0.6532)	-3.083119 (0.0377)	I(1)
<b>DF</b>	-0.331948 (0.9097)	-3.681561 (0.0092)	-0.505336 (0.8781)	-3.396633 (0.0018)	I(1)
<b>Inf</b>	-4.878917 (0.0004)	-	-4.939186 (0.0003)	-	I(0)
<b>TRADE</b>	-1.688634 (0.4278)	-5.507392 (0.0001)	-1.346239 (0.5965)	-7.144616 (0.0000)	I(1)

Note : (.) p value ; Source : Calculs des auteurs

Selon le tableau 1, les résultats des tests de racine unitaire de Dickey Fuller augmenté et de Philippe Perron indiquent que la plupart de nos variables sont stationnaires en différence première, à l'exception des deux variables PIB et INF, qui sont stationnaires en niveau.

### 4.3 Tester la relation de Co-intégration

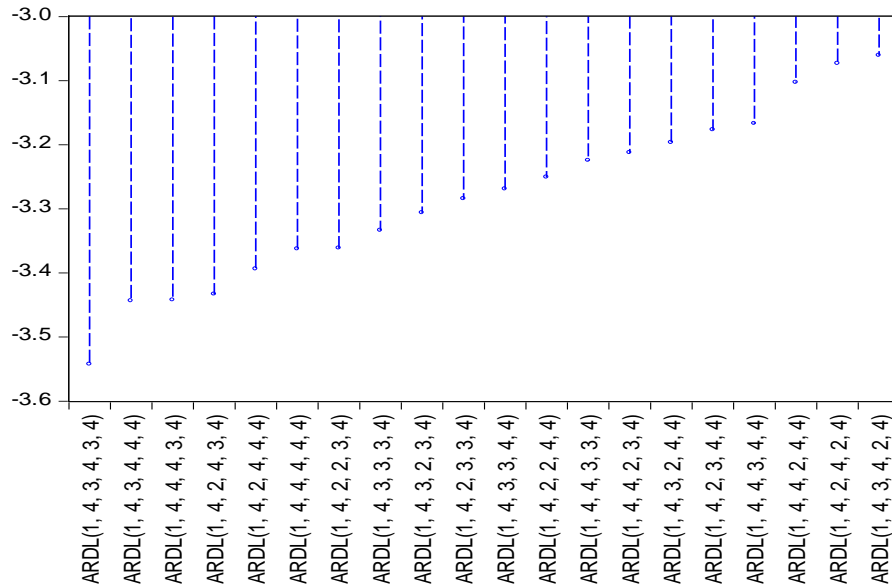
Étant donné la taille relativement petite de l'échantillon dans cette étude, nous avons appliqué la technique de test Autoregressive Distributed Lag (ARDL) pour examiner les relations de co-intégration entre la croissance économique et la libéralisation du compte de capital ainsi que les paramètres à long et court terme de notre modèle. Cette approche présente certains avantages par rapport aux autres méthodes de co-intégration, comme nous l'avons déjà cité plus haut. En effet, la modélisation ARDL prend un nombre suffisant de retards pour capturer le processus de génération des données. Par conséquent, pour étudier cette relation, la représentation ARDL de l'équation [1] s'écrit comme suit :

$$\Delta \text{PIB}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \text{PIB}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta \text{OF}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} \Delta \text{Inst}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{4i} \Delta \text{DF}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{5i} \Delta \text{TRADE}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{6i} \Delta \text{Inf}_{t-i} + \gamma \text{ECT}_{t-1} + \beta_1 \text{TPIB}_{t-1} + \beta_2 \text{OF}_{t-1} + \beta_3 \text{Inst}_{t-1} + \beta_4 \text{DF}_{t-1} + \beta_5 \text{TRADE}_{t-1} + \beta_6 \text{Inf}_{t-1} + \varepsilon_t \quad [1]$$

Dans cette équation, toutes les séries originales ont été transformées en logarithme népérien, cette spécification a l'avantage d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité, où  $\Delta$  désigne l'opérateur de différence première ;  $i = 1$  puis,  $k$ , le nombre de retards,  $\alpha_0$  représente la constante, et  $\alpha_1$  à  $\alpha_6$  représentent la dynamique de court terme de la fonction de croissance économique,  $\beta_1$  à  $\beta_6$  représentent la dynamique de long terme du modèle, et  $\text{ECT}_{t-1}$  est le terme de correction d'erreur.

Par conséquent, pour estimer notre modèle ARDL, nous suivons deux étapes : Premièrement, nous déterminons le Lag optimal, en utilisant le critère d'information de Schwartz (SIC), qui nous permet de sélectionner le modèle ARDL optimal qui donne des résultats statistiquement significatifs avec le moins de paramètres. Ainsi, la figure 1 nous donne le modèle ARDL (1,4,3,4,3,4), qui est le plus optimal parmi les 19 présentés, car il offre la plus petite valeur du SIC.

**Figure 1 :**  
*Modèle ARDL optimal : Valeur SIC*  
 Schwarz Criteria (top 20 models)



**Note :** La figure montre le résumé complet des spécifications du modèle ADRL en termes de minimisation des critères de Schwartz ;

**Source :** Les auteurs (estimations avec Eviews 9).

La deuxième étape consiste à utiliser le test de Fisher pour vérifier la présence d'une relation de co-intégration, en examinant les hypothèses suivantes.

- **H<sub>0</sub>** :  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$  : Existence d'une co-intégration,
- **H<sub>1</sub>** :  $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0$  : Absence d'une co-intégration.

De plus, la procédure de ce test consiste à comparer les F-statistiques obtenues aux valeurs critiques (bornes inférieures et supérieures) simulées pour plusieurs cas et différents seuils par Pesaran et al. (2001). Par conséquent, si la statistique F calculée dépasse la borne supérieure, l'hypothèse nulle est acceptée, ce qui signifie qu'une relation de cointégration existe; en revanche, si elle est inférieure à la borne inférieure, l'hypothèse nulle est rejetée, ce qui indique qu'il n'y a pas de cointégration entre les variables. Par conséquent, le test de co-intégration n'est pas concluant si la statistique F calculée se situe entre les deux bornes.

**Tableau 2**  
*Tests de Cointégration de Pesaran et al. (2001)*

Variables	PIB, OF, INST, DF, TRADE, INF	
F-stat calculée	<b>3.604199</b>	
Seuil Critique	I0 Bound	I1 Bound
1%	3.41	4.68
5%	2.62	3.79
10%	2.26	3.35

Source: Calcule des Auteurs

Ensuite, les résultats du test de co-intégration sont présentés dans le tableau 3. Ainsi, nos résultats confirment l'existence d'une relation de co-intégration entre les séries étudiées au niveau de 10%, puisque la valeur de F-stat (3,60) est supérieure à celle de la borne supérieure (3,35), ce qui nous donne la possibilité d'estimer notre modèle à long terme.

## 5. Estimation du modèle ARDL

Après avoir confirmé l'ordre d'intégration, sélectionné le lag optimal de notre modèle ARDL, et confirmé l'existence d'une relation de long terme entre les variables d'intérêt, nous estimons ensuite le modèle ARDL pour analyser la dynamique de court et de long terme des séries.

Les spécifications du modèle ARDL sont présentées dans le tableau 3. Ainsi, ce modèle présente une qualité d'ajustement globalement satisfaisante et est statistiquement significatif aux niveaux conventionnels. De plus, la majorité des coefficients à court et à long terme, y compris le coefficient du terme de correction d'erreur en valeur absolue, se situent dans des fourchettes théoriquement acceptables entre 1 et 0 tandis que la statistique de Durbin-Watson suggère l'absence d'auto-corrélation. Le terme de correction d'erreur obtenu à partir de l'équation de co-intégration a le signe négatif correct et est donc statistiquement significatif au niveau de signification de 1%. D'autre part, le terme de correction d'erreur ( $ECT_{t-1} = -0.397$ ) est une mesure de la vitesse d'ajustement à laquelle les déviations antérieures de l'équilibre sont corrigées. Dans ce cas, il indique une convergence modérée vers l'équilibre de long terme.

**Tableau 3**  
*Résultats des estimations du modèle ARDL*

<b>Regressor</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std-Error</b>	<b>t-Stat (p-value)</b>
<i>Estimations de Court Terme</i>			
Δ OF	0.227882	0.023165	9.837369 (0.0001)
Δ OF (-1)	0.181073	0.982345	6.527706 (0.0006)
Δ OF (-2)	-0.137004	0.886616	-4.974167 (0.0025)
Δ OF (-3)	-0.251881	1.722401	-10.254509 (0.0001)
Δ Inst	-0.012073	0.009492	-1.271837 (0.2505)
Δ Inst (-1)	-0.161508	0.022319	-7.236322 (0.0004)
Δ Inst (-2)	0.067229	0.024339	2.762205 (0.0328)
Δ DF	0.071516	0.121471	0.588753 (0.5775)
Δ DF (-1)	-1.333571	0.174736	-7.631928 (0.0003)
Δ DF (-2)	0.623820	0.176122	3.541974 (0.0122)
Δ DF (-3)	-0.336450	0.098483	-3.416336 (0.0142)
Δ Trade	0.589480	0.056737	10.389643 (0.0000)
Δ Trade (-1)	-0.417030	0.082035	-5.083556 (0.0023)
Δ Trade (-2)	0.382839	0.076461	5.006997 (0.0024)
Δ Inf	-0.069336	0.018233	-3.802821 (0.0089)
Δ Inf (-1)	0.105239	0.012669	8.306900 (0.0002)
Δ Inf (-2)	0.043009	0.012074	3.562078 (0.0119)
Δ Inf (-3)	0.062909	0.009363	6.719235 (0.0005)
<b>ECT(-1)</b>	<b>-0.395628</b>	<b>0.086337</b>	<b>-4.582349 (0.0038)</b>
<i>Estimations de Long Term</i>			
OF	0.776834	0.222689	3.488423 (0.0130)
Inst	0.010238	0.062937	0.162677 (0.8761)
DF	0.941058	0.129007	7.294604 (0.0003)
Trade	2.094338	0.273127	7.668012 (0.0003)
Inf	-1.198923	0.313177	-3.828254 (0.0087)
Constante	4.881055	0.749215	6.509675 (0.0006)
<i>ARDL sélectionné (1, 4, 3, 4, 3, 4) modèle résiduel</i>			
R <sup>2</sup> = 0.268926	F-statistic = 354.8153	RSS = 0.003294	
Adjusted R <sup>2</sup> = 0.993838	Prob (F-stat) = 0.000000	DW = 3.184515	

**Note:** (.) p Value, Le décalage maximal à utiliser est de quatre. La structure optimale de décalage est choisie par le critère d'information de Schwartz. Les valeurs entre parenthèses sont des probabilités. RSS et DW sont respectivement la somme des résidus au carré et la statistique de Durbin-Watson. ECT(1) est le terme de correction d'erreur retardé d'une période.

**Source:** Calcul des auteurs

## 5.1 Discussion des résultats de court-terme

Cette estimation donne des résultats concluants sur la dynamique à court terme. Premièrement, la libéralisation du compte de capital a un effet immédiat significativement positif sur la croissance économique à court terme. Cet effet est moins que proportionnel, ce qui implique qu'une augmentation de 1% de l'ouverture financière accélère la croissance économique de 0,22%. Cependant, cet effet change de signe lorsqu'il est décalé de deux ou trois ans. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que l'économie tunisienne est fermée au commerce.

De plus, il y a toujours des appels à une répression financière pour protéger les entreprises locales et le secteur industriel, ce qui empêcherait le développement financier de prendre son envol [Rajan R. G. & Zingales L. (2003)].

Deuxièmement, l'effet du développement institutionnel sur la croissance économique est mitigé. En effet, il est non significatif à très court terme et significativement négatif lorsque la valeur de cette variable est retardée d'un an ; cependant, il change de signe lorsqu'il est retardé de deux ans. Par conséquent, l'absence d'une relation significative entre le développement institutionnel et la croissance économique peut être expliquée par la spécificité des composantes qui définissent la variable institutionnelle, où certaines d'entre elles varient très lentement dans le temps, ce qui implique qu'elles ont un effet peu détectable sur la croissance économique en Tunisie. Dans cette veine, Farjallah N. & Abdelhamid M. (2016) ont estimé la relation entre l'instabilité des institutions politiques et la croissance économique en Tunisie de 1984 à 2014, en utilisant le modèle ARDL. En effet, ils ont constaté que, contrairement à la corruption, la stabilité politique, la responsabilité démocratique, l'ordre public et les tensions ethniques ont des effets positifs sur la croissance économique.

Troisièmement, concernant le développement financier, on remarque que le signe de cette variable change chaque année, ce qui signifie que son effet immédiat sur la croissance économique est non significatif, mais significativement négatif à t-1 et t-3, alors qu'à t-2. Cet effet est significativement positif. Ce résultat pourrait être justifié par le fait que le développement financier en Tunisie ne contribue pas à augmenter l'efficacité de l'investissement productif (importance des créances douteuses dans les bilans des banques tunisiennes). De plus, en se référant aux travaux de Panizza U. (2017), il semble que lorsque le secteur financier se développe, la composante "mauvaise finance" devient relativement plus importante. Cette "mauvaise" finance est fondée sur l'aléa moral (activités spéculatives comportant des risques et ne contribuant pas au processus de détermination des prix et, potentiellement, excès de crédit aux ménages).

## **5.2 Discussion des résultats de long-terme**

Globalement, nous avons constaté qu'à long terme, les effets de l'intégration financière internationale sur la croissance économique en Tunisie sont positifs. En effet, toute augmentation du taux de libéralisation du compte de capital de 1% augmente la croissance de la Tunisie de 0,77%. Ce résultat implique que l'ouverture financière externe peut améliorer la qualité et la disponibilité des services financiers sur le marché domestique en augmentant le degré de concurrence bancaire et en employant des techniques bancaires plus sophistiquées et innovantes. Ainsi, l'efficacité financière est améliorée en réduisant le coût d'acquisition et de traitement des informations sur les clients potentiels [Caprio, G. & Honohan, P. (1999)]. Ainsi, ce développement financier induit par l'ouverture du compte de capital ne peut stimuler la croissance économique qu'à long terme.

Par conséquent, nous pouvons conclure que la libéralisation financière internationale joue un rôle à la fois direct et indirect dans le processus de croissance car elle complète d'autres déterminants de la croissance économique. Ce résultat a été confirmé par Bailliu J. (2000), Reisen H. & Soto M. (2001) et Levine R. (2001) qui ont constaté que la libéralisation financière favorise la croissance économique bien que cet effet dépende du niveau de développement financier. Les auteurs ont également conclu que les pays en développement ne devraient pas compter uniquement sur l'épargne intérieure dans le processus de développement économique mais devraient également encourager les entrées de capitaux étrangers.

De plus, nos estimations ont montré un effet positif significatif du développement financier sur la croissance économique. Ce résultat a été confirmé par des études antérieures sur l'économie tunisienne, telles que celles de Ghali K. H. (1999) ; Ben M'rad F. W. & Jacques J. F.

(2000) ; Ben M'rad F. W. (2000)]. En effet, ces études ont prouvé pour le cas de la Tunisie que la finance est un secteur moteur, et qu'il existe une relation stable à long terme entre le développement financier et la croissance économique.

En revanche, l'effet de l'ouverture commerciale reste positif à long terme et plus proportionnel qu'à court terme. En effet, toute augmentation de l'ouverture commerciale de 1% accélère la croissance économique de 2,09%. Les autorités tunisiennes devraient donc se concentrer sur des politiques économiques favorisant la promotion des exportations et la libéralisation des échanges, qui sont depuis longtemps considérées comme les stratégies les plus recommandées pour les pays en développement. Pour cette raison, elles doivent s'appuyer davantage sur les accords commerciaux multilatéraux. En outre, la libéralisation des comptes financiers ne devrait être mise en œuvre que si elle est précédée d'une libéralisation totale des échanges.

Enfin, nous avons constaté que l'inflation inhibe la croissance économique. Ce résultat a été confirmé par Fisher S. (1993) ; Faria J. R. & Carneiro F. G. (2001) ; Dewan E. & Hussein S. (2001) et Sani Bawa & Abdullahi S. Ismail (2021). Une forte inflation élevée peut entraîner un ralentissement de la croissance économique et une détérioration de l'emploi. Aussi, l'inflation chronique possède de nombreux effets négatifs à travers différents canaux. En effet, elle perturbe la distribution macroéconomique des revenus, réduit l'attractivité de l'économie et la compétitivité des entreprises nationales, et donc, rend l'avenir plus incertain.

### 5.3 Diagnostic du Modèle ARDL *estimé*

#### i. *Tests de Diagnostic*

Il existe plusieurs tests dont l'objectif principal est le diagnostic du modèle ARDL estimé. En effet, comme présenté dans le tableau 4, certains tests ne montrent aucun signe de violation des hypothèses du modèle de régression linéaire classique. On remarque également qu'il n'y a pas d'auto-corrélation des erreurs ( $0.1755 > 0.05$ ), en utilisant le test du multiplicateur de Lagrange de Brusch-Gaufrey basé sur la corrélation résiduelle des séries. Par ailleurs, les hypothèses d'hétéro-corrélation de Brusch-Pagan-Gaufrey et ARCH Test sont rejetées ( $0,2345$  et  $0,2659$  sont strictement supérieurs à  $0,05$ ) sur la base de la régression des résidus au carré. Nous avons également constaté la normalité des erreurs ( $0,5161 > 0,05$ ) en nous référant au test de Jarque-Bera basé sur un test d'asymétrie et d'aplatissement des résidus. Selon le test de réinitialisation de Ramsey, notre modèle était bien spécifié (Prob Fisher  $0.8974 > 0.05$ ). Ensuite, l'équation fonctionne bien car les termes de perturbation sont normalement distribués et sériellement non corrélés avec l'homoscédasticité des résidus, ce qui confirme que le modèle a une forme fonctionnelle correcte. Il est validé statistiquement car il explique 95% de la dynamique du PIB par habitant en Tunisie entre 1984 et 2018.

**Tableau 4**  
*Tests de Diagnostic du modèle ARDL estimé*

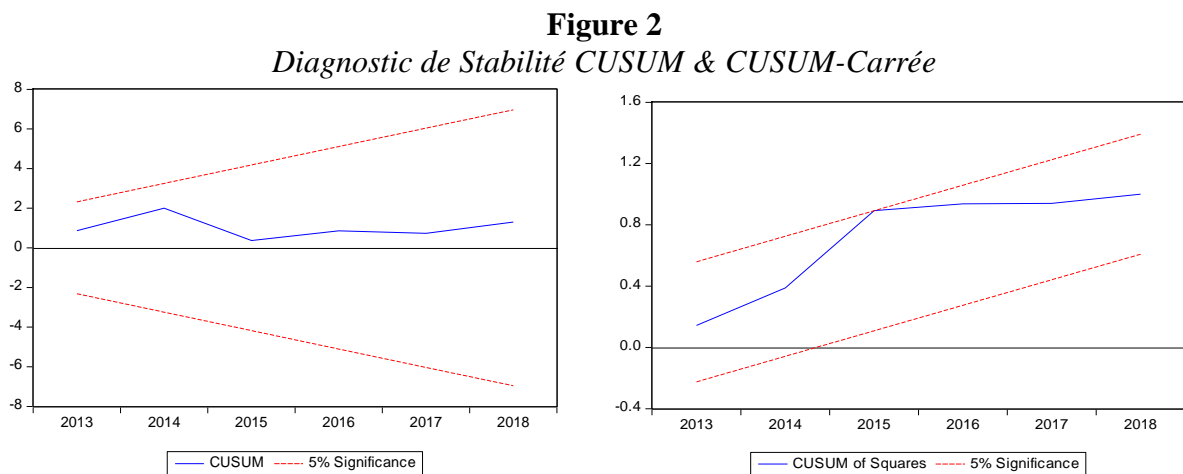
<b>Hypothèse du Test</b>	<b>Tests</b>	<b>Valeurs</b>	<b>Probabilité</b>
Auto-corrélation	Brusch-Gaufrey	13.89155	0.1775
Hétérocédasticité	Brusch-Pagan-Gaufrey	1.820145	0.2345
	ARCH Test	1.402571	0.2659
Normalité	Jarque-Bera	1.322688	0.5161
Spécification	Ramsey (Fisher)	0.018399	0.8974

Source : Calcul des auteurs

## ii. Diagnostic de Stabilité

La stabilité des paramètres du modèle a été examinée à l'aide des statistiques de la somme cumulative des résidus récurrents (CUSUM) et de la somme cumulative des carrés des résidus récurrents (CUSUMSQ) proposées par Brown R. L. et al. (1975). Cela revient à tester la constance des paramètres à long terme. Le premier test a été utilisé pour examiner les changements systématiques dans les coefficients estimés et le second pour examiner les changements soudains et accidentels dans la stabilité des coefficients.

En fait, la figure 2 présente le diagnostic de stabilité en utilisant les tests CUSUM et CUSUMSQ, qui ont indiqué la stabilité des coefficients sur la période de l'échantillon, car ils sont dans la région critique (niveau de signification de 5%).



Source : Auteurs (Eviews 9)

## 5.4 Etude de la Causalité de Long Terme

Lorsque les variables non stationnaires ne sont pas co-intégrées ou intégrées à des ordres différents, le test de causalité traditionnel de Granger devient inefficace. Dans ce cas, nous utilisons le test de causalité de Toda-Yamamoto (1995), qui est basé sur la statistique "W" de Wald, qui est distribuée selon un chi-deux. L'hypothèse nulle suppose l'absence de causalité entre les variables (probabilité  $\chi^2 > 5\%$ ).

**Tableau 5**  
*Résultats du Test de Causalité de Toda-Yamamoto*

Variables Dépendantes	Variables Causales					Résultats
	PIB	OF	Inst	FD	Trade	
<b>PIB</b>	-	1.197696 (0.5494)	<b>10.58635</b> (0.0050)	<b>9.282446</b> (0.0096)	<b>6.009333</b> (0.0496)	OF $\neq$ PIB Inst $\rightarrow$ PIB FD $\rightarrow$ PIB Trade $\rightarrow$ PIB
<b>OF</b>	4.865021 (0.1878)	-	1.682788 (0.4311)	0.876659 (0.6451)	1.666074 (0.4347)	Not causality
<b>Inst</b>	0.261578 (0.8774)	4.143858 (0.1259)	-	1.347275 (0.5099)	0.655385 (0.7206)	No causality
<b>FD</b>	<b>14.39813</b> (0.0007)	<b>6.248998</b> (0.0433)	<b>7.018645</b> (0.0299)	-	<b>9.480847</b> (0.0087)	PIB $\rightarrow$ FD OF $\rightarrow$ FD Inst $\rightarrow$ FD Trade $\rightarrow$ FD
<b>Trade</b>	0.345442 (0.8414)	<b>4.685661</b> (0.0961)	0.594035 (0.7430)	2.271377 (0.3212)	-	OF $\rightarrow$ Trade

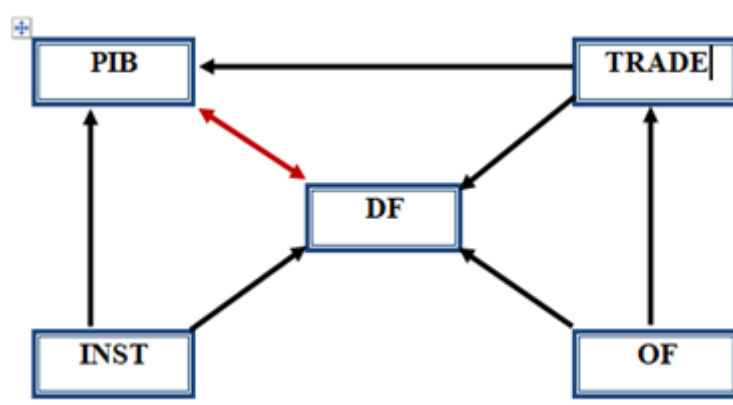
Note: (.) p value ;

Source: Calcul des auteurs

Nous présentons les résultats des tests de causalité de Toda et Yamamoto (1995) dans le tableau 5. Les résultats mettent également en évidence que la relation entre la croissance économique (PIB) et le développement financier (FD) est bi-directionnelle. Ainsi, il existe des relations causales unidirectionnelles allant de l'ouverture commerciale (Trade) au développement financier (FD) et à la croissance économique, d'une part, et du développement institutionnel (Inst) au développement financier et à la croissance économique d'autre part. En outre, il existe une relation de causalité directe allant de l'intégration financière (OF) à l'ouverture commerciale, qui à son tour favorise le développement financier.

Ces résultats suggèrent que l'ouverture du compte de capital est une variable clé pour soutenir la croissance économique soit par l'ouverture commerciale, soit par le développement financier. Ces liens de causalité entre les variables au sens de Toda et Yamamoto sont bien résumés dans la figure 3 et montrent la nécessité d'adopter une approche graduelle dans la transition vers la libéralisation financière externe.

**Figure 3**  
*Lien de Causalité entre les Variables*



Source : auteurs



Nous mettons ainsi une nouvelle vision du rôle joué par l'intégration financière dans les efforts des pays en développement basée sur l'approche du seuil de développement économique. Ce dernier suppose aussi l'existence d'un environnement institutionnel satisfaisant et justifie une libéralisation totale du commerce extérieur dans un premier temps, puis, la mise en œuvre des réformes nécessaires visant à consolider et à améliorer le secteur financier national pour répondre à la demande de financement et de services des entrepreneurs. Ici apparaît un phénomène de " *demand following* " dans lequel le système financier, ainsi consolidé, répond passivement à la demande qui lui est adressée de la part des agents économiques (entreprises de production, intermédiaires, etc.). [Patrick H. T. (1961)].

Ainsi, les processus de libéralisation semblent dépendre des caractéristiques singulières des économies considérées [Prasad & al. (2004)] de sorte que la levée du contrôle dépendra davantage du degré d'intermédiation que du niveau de revenu du pays [Edison H. J. et al. (2002)]. Les institutions financières nationales encourageront donc les réformes judiciaires, macroéconomiques et financières ainsi que l'amélioration de l'infrastructure institutionnelle, ce qui leur permettra non seulement d'améliorer leurs bénéfices, mais aussi de renforcer leurs droits de propriété et donc de promouvoir directement l'investissement. Enfin, lorsque les droits de propriété ne sont pas protégés ou que le système judiciaire n'est pas efficace, les investissements directs étrangers ne parviennent pas à atteindre les bénéfices auxquels ils sont destinés [Béji S. & Oueslati A. (2013)].

D'autre part, selon Arestis P. & Demetriades P. (1997), les facteurs institutionnels peuvent affecter la relation entre la finance et la croissance économique. Cette idée a été confirmée par Demetriades P. & Law S. H. (2006) qui ont trouvé que le développement financier n'a aucun effet sur la croissance dans les pays ayant des institutions faibles dans 72 pays pour la période 1978-2000. Les auteurs ont également constaté que l'ouverture commerciale favorise le développement du marché boursier, en particulier pour les pays à revenu intermédiaire et par conséquent la croissance économique.

Cependant, nos résultats montrent que la libéralisation du compte de capital devrait renforcer l'intégration des marchés de capitaux au niveau international, ce qui implique qu'il devrait y avoir une pression accrue pour améliorer l'infrastructure institutionnelle des secteurs financiers nationaux [Cherif M. (2011)]. En conséquence, l'hypothèse selon laquelle l'ouverture financière favorise le développement du système bancaire et boursier et par la suite la croissance économique pour la Tunisie est validée.

## 6. CONCLUSION

L'objectif de cet article est d'étudier l'effet de la libéralisation du compte de capital sur la croissance économique en Tunisie. Cette étude économétrique, réalisée sur la période 1984-2018 à l'aide d'un modèle de causalité à long terme Toda-Yamamoto et d'un modèle ARDL, a montré que l'ouverture du compte de capital a un effet positif sur la croissance économique sur une longue période. Cependant, l'impact à court terme de l'ouverture du compte de capital est plus limité. Cela peut suggérer que les banques tunisiennes ne sont pas assez solides pour bénéficier immédiatement de l'intégration financière tandis que le marché boursier tunisien, qui se caractérise généralement par un petit nombre de sociétés cotées, n'a pas une surface suffisante pour absorber les capitaux entrants. Cependant, les avantages du processus d'intégration devraient être bénéfiques à long terme, grâce à l'amélioration de la performance globale de la bourse. Par ailleurs, nos résultats confirment l'existence d'une relation de co-intégration/long terme qui lie positivement la croissance économique, l'ouverture financière et commerciale, le développement financier et négativement le taux d'inflation. Cependant, les

effets du développement institutionnel sur la croissance économique ne sont pas significatifs à court terme. Toutefois, l'absence de relation est due à la spécificité des variables institutionnelles, qui varient très lentement dans le temps.

En revanche, les tests de causalité entre les variables, tels que définis par Toda et Yamamoto (1995), montrent l'existence d'une causalité inverse de la croissance économique aux autres variables. Ces résultats peuvent être interprétés en termes d'effets de seuil [Kose et al. (2011), Allegret J. P. et Azzabi S. (2012 et 2013)]. Il est donc nécessaire d'estimer dans quelle mesure certaines caractéristiques structurelles, telles que le niveau de développement financier, la qualité des institutions locales et le degré d'ouverture commerciale, conditionnent la réponse de la croissance économique à une plus grande intégration financière internationale. Ceci devrait mettre en évidence une nouvelle vision du rôle joué par l'intégration financière dans les efforts des pays en développement. Si l'on considère que le niveau de développement financier est le principal canal par lequel l'ouverture du compte de capital affecte la croissance économique à long terme [Allegret J. P. & Azzabi S. (2014)]. Ensuite, le développement institutionnel et le cadre juridique et législatif semblent primordiaux.

Par conséquent, on ne peut qu'encourager les autorités tunisiennes à prendre des mesures visant, d'une part, à favoriser l'acquisition de titres financiers par les non-résidents et, d'autre part, à disposer d'un environnement institutionnel approprié pour l'émergence de systèmes financiers puisque c'est la composante qui fait le plus défaut aux économies des pays en développement et qui les fait accuser un retard d'expansion économique par rapport aux autres pays. Cela permettrait d'attirer les ressources financières étrangères nécessaires au développement du secteur financier et, par conséquent, les investissements productifs nécessaires pour garantir un processus de croissance à long terme [Gritli M. I. et Rey S. (2019)].

## Références

**Abiad A. et al. (2007)** : “International Finance and Income Convergence: Europe is different”, *IMF Working Paper*, N°64.

**Adkins L. - Moomaw R. and Savvides A. and (2002)** : “Institutions, Freedom, and Technical Efficiency”, *Southern Economic Journal*, vol. 69, issue 1, pp. 92-108

**Allegret J. P. & Azzabi S. (2012)** : « Développement financier, croissance de long terme et effets de seuil », *Panoeconomicus*, vol. 59, n° 5, p. 553-581.

**Allegret J. P. & Azzabi S. (2013)**: «Financial Development, Threshold Effects and Convergence in Developing and Emerging Countries », *Economics Bulletin*, vol. 33, n° 3, pp. 1899-1921.

**Allegret J. P. & Azzabi S. (2014)** : « Intégration financière internationale et croissance économique dans les pays émergents et en développement : Le Canal du développement financier », *Revue d'économie du développement*, N° 3, Vol. 22, pp. 27 - 68

**Andres J. and al. (1996)**: “Macroeconomic Performance and Convergence in OCDE Countries”, *European Economic Review*, 40, pp. 1683-1704.

**Arestis P. & Demetriades P. (1997)**: « Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence », *Economic Journal*, 107, pp. 783-799.

**Arteta C. - Eichengreen B. & Wyplosz C. (2001)**: “When Does Capital Account Liberalization Help More than it Hurts?”, *NBER Working Paper* N° 8414.

**Bailliu J. (2000)**: "Private Capital Flows, Financial Development, and Economic Growth in Developing Countries," *Staff Working Papers* 00-15, Bank of Canada.

**Barro R. J. et al. (1995)**: « Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth », *The American Economic Review*, vol. 85, n° 1, pp. 103-115.

**Barro, R. J. (1996)**: “Institutions and Growth, An Introductory Essay”, *Journal of Economic Growth*, 1, pp. 145–148. <https://doi.org/10.1007/BF00138860>

**Béji S. & Oueslati A. (2013)** : « L'intégration financière régionale : quels impacts pour les pays en développement ? », *Revue Techniques Financières et Développement*, N° 111, pp. 63-74.

**Ben M'rad F. W. (2000)**,:“Financial Development and Economic Growth: Time Series Evidence from South Mediterranean Countries”, *Working paper CREFED*, Université Paris IX Dauphine, mai.

**Ben M'rad F. W. & Jacques J. F. (2000)** : « La relation finance - développement : un éclairage par le modèle de vecteur à correction d'erreurs pour cas du système financier tunisien », *Communication présentée aux XVIIème journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire* (GDR), juin, Lisbonne, Portugal.

**Boulila Gh. (2010)** : « Mobilité des capitaux en Afrique du Nord », in *Mondialisation, institutions et développement économique de l'Afrique / actes de la Conférence économique africaine 2008*, éd. Economica, Paris.

**Brown R. L. - Durbin J. – Evans J. M. (1975)**: “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time”; *Journal of the Royal Statistical Society* ; Volume 37, Issue 2 ; pp. 149-163.

**Bruno O. & Musso P. (2000)**: “Volatilité de l'inflation et croissance économique » ; *Revue économique* , May, Vol. 51, No. 3, pp. 693-701

- Calderon C. & Kubota M. (2009):** “Does Financial Openness Lead To Deeper Domestic Financial Markets? », Policy Research Working Paper 4973, June, The World Bank.
- Caprio, G. & Honohan, P. (1999):** “Restoring banking stability: Beyond Supervised Capital Requirements”, *The Journal of Economic Perspectives*, 13(4), pp. 43-64.
- Carmignani F. (2008):** “Does Capital Account Liberalization Promote Economic Growth? Evidence from System Estimation”, *Economics Bulletin*, 6 (49), pp. 1-13.
- Cherif M. (2011) :** “Does Capital Account Liberalization Spur Economic and Financial Performance ? New investigation for Mena Countries ». *Femise Research Program N° FEM33-06*.
- Chinn M. & Ito. H. (2002):** “Capital Account Liberalization, Institutions and Financial Development: Cross Country Evidence”, *NBER Working Paper*, N° 8967.
- Chinn M. & Ito. H. (2006):** “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions”; *Journal of Development Economics*, Volume 81, Issue 1, October, pp. 163-192.
- Dawson J. W. (2003):** “Causality in the Freedom-Growth Relationship”, *European Journal of Political Economy* , 19, pp. 479- 495.
- Demetriades P. & Law S. H. (2006):** “Openness, Institutions and Financial Development” ; *WEFRP Working Paper* No. WEF 0012, October.
- Demirgüç-Kunt A. & Detragiache E. (1998):** “Financial Liberalisation and Financial Fragility, *Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington D.C., 20-21 avril.
- Dewan E. and Hussein S. (2001):** “Determinants of Economic Growth”, *Working Paper*, Reserve Bank of Fiji, *Economic Literature*, 45, December, pp. 887-935.
- Edison H. J. and al. (2002):** “International financial integration and economic growth”; *Journal of International Money and Finance*; Volume 21, Issue 6, November ; pp. 749-776.
- Edison H. J. and al. (2004):** “Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis” , *IMF Staff Papers, International Monetary Fund*, Vol. 51 (2), pp. 220-256
- Eichengreen B. & Leblang D. (2002):** “Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right ?”, *Working Paper* No. 9427, *National Bureau of Economic Research*, December.
- Eichengreen B. and al. (1998):** “Capital Account Liberalization: Theoretical and Practical Aspects”, *Occasional Paper* , 172, International Monetary Fund, October.
- Faria J. R. & Carneiro F. G. (2001):** ”Does High Inflation Affect Growth in the Long and Short Run ?”, *Journal of Applied Economics* ; Volume 4, - Issue 1; pp. 89-105.
- Farjallah N. & Abdelhamid M. (2016) :** « Effet de l’instabilité des institutions politiques sur la croissance économique en Tunisie : une approche par le modèle ARDL », *International Journal of Economics & Strategic Management of Business Process (ESMB)*, Vol.8, Issue 2, pp. 148-157.
- Fisher S. (1993) :** “The Role of Macroeconomic Factors in Growth”. *Journal of Monetary Economics* , 32, pp. 485-512.
- Ghali K. H. (1999) :** « Financial Development and Economic Growth: The Tunisian Experience”; *Review of Development Economics*, Volume3, Issue3; October ; pp. 310-322.

- Gourinchas P. O. & Jeanne O. (2006)** : « The Elusive Gains From International Financial Integration», *Review of Economic Studies*, vol. 73, n° 3, p. 715-741.
- Gritli M. I. & Rey S. (2019)**: « Compte capital et Développement financier en Tunisie : Causalité et Relation de long terme » ; *L'Actualité économique, Revue d'analyse économique*, vol. 95, no 4, décembre, pp.
- Gwartney J. and al. (1999)**: “Economic Freedom and the Environment for Economic Growth”, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*. **155**, pp. 643– 663.
- Henry P. B. (2007)**: “Capital Account Liberalization: Theory, Evidence, and Speculation”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 45, N° 4, December, pp. 887 - 935.
- Honig A. (2008)**: “Addressing Causality in The Effect of Capital Account Liberalization on Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 30, pp. 1602-1616.
- Hye Q. & Lau W. Y. (2015)** : Trade Openness and Economic Growth: Empirical Evidence From India”, *Journal of Business Economics and Management* , 16 (1), January, pp.188 - 205 doi: 10.3846/16111699.2012.720587
- Ishii S. and al. (2002)**: “Capital Account Liberalization and Financial Sector Stability” , *Occasional Paper* N° 211, International Monetary Fund, October.
- Ito H. (2006)**: “Financial Development and Financial Liberalization in Asia: Thresholds, Institutions and the Sequence of Liberalization”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 17(3), pp. 303-327.
- Johansen S. (1995)**: “ Identifying Restrictions of Linear Equations With Applications to Simultaneous Equations and Cointegration”, *Journal of Econometrics*, Volume 69, Issue 1, September, pp. 111-132.
- Johnston R. B. & Sundarajan V. (eds.) (2005)**:” Sequencing Financial Sector Reforms: Country Experiences and Issues”, *International Monetary Fund* , September.
- Judson R. & Orphanides A. (2002)** : Inflation, Volatility and Growth” , *International Finance*, December. <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00021>
- Kaminsky G. L. & Schmukler S. L. (2008)**: “ Short-run pain, long-run gain: Financial liberalization and stock market cycles”. *Review of Finance*, 12(2), pp. 253-292.
- Klein M. W. & Olivei G. P. (1999)**: “Capital Account Liberalization, Financial Depth and Economic Growth”. *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper* No. 99–6.
- Klein M. W. & Olivei G. P. (2008)**: “Capital account Liberalization, Financial Depth, and Economic Growth“, *Journal of International Money & Finance*, 27 (6), October, pp. 861-875.
- Knack S. & Keefer P. (2002)** : “Polarization, Politics and Property Rights: Links Between Inequality and Growth”. *Public Choice* 111, pp. 127–154.
- Kose M. A. & Prasad E. (2017)**: Capital Accounts: Liberalize or Not?, *Finance & Development*, July, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/basics/capital.htm>.
- Kose M. A. and al. (2006)**: “Financial Globalization: A Reappraisal”, *IMF Working Paper* No.06/189.
- Kose M. A. and al. (2011)** : “Thresholds in the Process of International Financial Integration”, *Journal of International Money and Finance*, 30(1), pp. 147-179.
- La Porta R. - Florencio Lopez-De-Silanes F. - Andrei Shleifer A. and Vishny R. W. (1997)** : « Legal Determinants of External Finance » ; *The Journal of Finance* , Jul., Vol. 52, No. 3, pp. 1131 – 1150.

- La Porta R. - Lopez-De-Silanes F.- Shleifer A. - Vishny R. W. (1998):** « Law and Finance », *Journal of Political Economy*, 106.
- Levine R. (2001) :** « International Financial Liberalization and Economic Growth”, *Review of International Economics*, 9, pp. 688-702.
- Levine R. (2005) :** « Finance and Growth: Theory and Evidence », in Aghion P. et Durlauf S. (éds.), *Handbook of Economic Growth*, vol. 1, North Holland-Elsevier, Amsterdam, p p. 865-934.
- McKinnon R. I. & Pill H. (1997) :** “Credible Economic Liberalizations and Overborrowing”, *American Economic Review*, vol. 87, issue 2, pp. 189-193.
- Mishkin F. S. (2009):** « Why We Shouldn’t Turn Our Backs on Financial Globalization », *IMF Staff Papers*, vol. 56, n° 1, p. 139-170.
- Mouley S. (2012) :** « Les enjeux de la libéralisation des comptes de capital dans les pays du sud de la Méditerranée », *MEDPRO Technical Report* No. 11, Mars.
- Narayan, P. K. (2004):** « Reformulating Critical Values for The Bounds F - Statistics Approach to cointegration: An Application to The Tourism Demand Model for Fiji », Department of Economics Discussion Papers No. 02/04, Monash University, Melbourne, Australia
- Ndjokou I. M. & Tsopmo P. Ch. (2017) :** « Non-linéarité entre inflation et croissance économique : quels enseignements pour la zone BEAC ? », *Revue d'économie du développement* , Vol. 25, pp. 41 – 62.
- Panizza U. (2017) :** « Non-linéarités dans la relation entre finance et croissance», *Revue d'Economie Financière* ; 3 ; N° 127 ; pp. 83-94.
- Patrick, H. T. (1966):** “Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries”. *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), pp. 174-189.
- Pesaran M. H. Shin, Y. & Smith R. J. (2001):** “Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- Pesaran M. H. & Shin, Y. (1998):** “An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”. *Econometric Society Monographs*, 31, pp. 371-413.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. & Smith, R. J (1996):** “Testing for The Existence of a Long-run Relationship”, *Cambridge Working Papers in Economics* N° 9622, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Prasad E. and al. (2004):** “Financial Globalization, Growth and Volatility in Developing Countries”, *NBER Working Paper Series*, WP 10942.
- Prasad E. S. & Rajan R. G. (2005):** “Controlled Capital Account Liberalization: A Proposal”, *IMF Policy Discussion Paper*, October, No. 05/7.
- Rajan R. G. & Zingales L. (2003):** “The Great Reversals: The Politics of Financial Development in The Twentieth Century”. *Journal of Financial Economics*, 69(1), pp. 5-50.
- Rappaport J. (2000):** « How does openness to capital flows affect growth? », *FRB of Kansas City Research Working Paper*, n° 00-11.
- Reisen H. & Soto M. (2001):** Which Types of Capital Inflows Foster Developing-Country Growth?”, *International Finance*, vol. 4, issue 1, pp. 1-14
- Rey H. (2004) :** « *Qu'est-ce que la globalisation ?* », Université de tous les savoirs, sous la direction de Michaud. Y, Editions Odile Jacob, Paris.

**Rodrik D. (1999):** “The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work”, *Policy Essay N° 24*, Overseas Development Council, Johns Hopkins University Press, Washington DC.

**Stiglitz J. E. (2004):** “Capital-Market Liberalization, Globalization and the IMF”, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.20 (1), pp. 57–71.

**Stiglitz J. E. (2002) :** *La grande désillusion*, Editions Fayard.

**Toda H. Y. & Yamamoto T. (1995):** “Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes”, *Journal of Econometrics*, 66(1), pp. 225-250.

**Wei S. J. (2000):** “How Taxing is Corruption on International Investors”, *The Review of Economics and Statistics* , 82 (1), pp. 1-15.