

Vers un modèle explicatif de l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique : Analyse empirique sur le cas des pays de la zone MENA

Dr. SENOUCI BEREKSI Imane, Université de Tlemcen

Dr. BOURI Sarah, Université de Tlemcen

Dr. BENALLAL Belkacem, Centre Universitaire d'El Bayadh

Résumé : À travers cette étude, nous avons tenté d'apprécier les effets de la libéralisation financière sur la croissance économique tout en tenant compte des indicateurs de libéralisation financière interne et externe. Pour ce faire, nous avons eu recours à l'estimation d'un modèle en données de panel pour un échantillon de 11 pays de la région MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) durant la période (1994-2013). Les résultats obtenus montrent que la politique de libéralisation financière interne et externe entreprise par les pays de la région étudiée, après plus de trois décennies de mise en œuvre, a influé positivement sur les taux de croissance économique réalisés par ces pays. Aussi cette étude nous a amené à conclure que la réussite de toute application de la politique de libéralisation financière dans les pays de la région doit être précédée par le renforcement du degré de développement financier et du cadre institutionnel de ces pays et, la réalisation de la stabilité au niveau macroéconomique.

Mots clés : Libéralisation financière, croissance économique, pays de la zone MENA.

المخلص: من خلال هذه الدراسة، حاولنا دراسة آثار التحرير المالي على النمو الاقتصادي بالاعتماد على مؤشرات التحرير المالي الداخلي والخارجي، وذلك باستخدام نموذج البانل لعينة مكونة من 11 دولة لمنطقة الشرق الأوسط وشمال إفريقيا (MENA) وللفترة الممتدة بين 1994 و 2013. وقد بينت نتائج هذه الدراسة أن سياسة التحرير المالي المطبقة لأكثر من ثلاث عقود من طرف دول هذه المنطقة، كان لها الأثر الإيجابي على معدلات النمو الاقتصادي المحققة من طرف هذه الدول. كذلك، تم الاستنتاج من خلال هذه الدراسة أن نجاح تطبيق سياسة التحرير المالي في دول هذه المنطقة، يجب أن يسبقه تعزيز التطور المالي والإطار المؤسسي لهذه الدول وتحقيق الاستقرار على مستوى الاقتصاد الكلي.

الكلمات المفتاحية: التحرير المالي، النمو الاقتصادي، دول منطقة MENA.

Introduction : La relation entre la croissance économique et la libéralisation financière nourrit un vif débat entre les défenseurs de celle-ci, la considérant comme antécédente à la croissance économique (McKinnon 1989), et détracteurs l'appréhendant comme un frein à cette croissance par le déclenchement des crises bancaires et des craches boursiers (Taylor 1983). Par ailleurs un corpus que fondent certains auteurs, soutient l'endogénéité de la libéralisation financière vis-à-vis de la croissance économique. Ces approches théoriques donnent lieu à plusieurs études empiriques qui testent les associations entre la libéralisation financière et la croissance économique.

Le paysage bancaire de la région Afrique du Nord et Moyen-Orient (MENA) a connu de profondes mutations au cours des deux dernières décennies. Ces mutations font suite aux politiques de libéralisation financières mises en œuvre de façon progressive à partir des années 80. En effet. Les efforts menés par les pays de la région MENA dans le cadre des réformes financières ont été motivés par l'idée que la libéralisation financière,

en améliorant l'efficacité de l'intermédiation financière, va permettre une croissance économique plus soutenue. Les pensées discutées ci-dessus soulèvent la question cruciale suivante: **Comment la libéralisation financière peut affecter la croissance économique dans la région MENA?**

Notre papier tente de répondre à cette question, en utilisant l'économétrie des données de panel pour estimer un modèle empirique qui comprend 11 pays de la région MENA (Algérie, Bahreïn, Egypte, Oman, Jordanie, Koweït, Maroc, Arabie Saoudite, Qatar, UAE et la Tunisie), couvrant les années 1994 à 2013. À cette fin, le reste de cet article est organisé comme suit : la première section, présente une revue de la littérature sur l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique, la deuxième section traite de la croissance économique et la libéralisation financière dans les pays de la région MENA, la troisième section décrit les données et les méthodes d'estimation utilisées. Et enfin, la quatrième section expose les résultats empiriques et leurs interprétations.

1. Revue de la littérature :

Une grande variété de travaux de recherche ont été effectués concernant le rapport entre libéralisation financière et croissance économique, aussi bien pour les pays développés à économie de marché que pour les pays en voie de développement, mais jusqu'à aujourd'hui, le nombre des études qui testent ce lien empiriquement pour les pays en transition reste peu élevé. Spécifiquement Atje et Jovanovic (1993) à travers un échantillon de 47 pays durant les années 80 trouvent une influence positive des marchés financiers sur la croissance économique. Odedokun (1996) trouve que la profondeur et la croissance des marchés financiers ont un effet considérable sur la croissance dans les pays en voie de développement. De même, Berthelemy et Varoudakis (1995) montrent que la profondeur des marchés financiers (mesurée par la disponibilité de l'argent liquide et la demande brute dans le secteur privé) et la part du crédit orienté à travers les banques commerciales (au lieu de la banque centrale) sont positivement liés à l'investissement, la productivité et la croissance réelle. Les réformes dans le secteur financier ont contribué au développement du secteur financier qui à son tour a stimulé la croissance.

L'étude de Quinn (1997), cette étude a été l'une des premières à dégager un lien favorable entre la libre circulation des flux de capitaux et la croissance. Quinn a créé son propre proxy afin de mesurer le degré de restriction imposé sur le compte capital. Cet indicateur se base essentiellement sur celui publié par le FMI dans son rapport annuel sur les régimes et les restrictions de change. L'avantage de cet indicateur est qu'il tient compte de l'intensité des restrictions et non de son existence ou pas. L'étude empirique de Quinn établit un effet positif, fort et significatif, de la libéralisation de compte capital sur la croissance du PIB réel par tête, et ceci pour la totalité de l'échantillon composé de 58 pays sur la période s'étalant de 1975 à 1989.

Demirguç-kunt et Detragiache (2001), utilisent un modèle «Logit multivarié» pour étudier l'impact de la libéralisation financière sur la fragilité financière. L'enquête porte sur un échantillon qui contient 53 pays qui ont été secoués par des crises bancaires lors de la libéralisation de leur système financier entre la période de 1980-95. Les résultats montrent qu'il y a une relation étroite entre les politiques de libéralisation financière et les crises bancaires. Cela revient, dans un contexte de dérèglementation les banques tendent plus à prendre des risques par soucis de réaliser des profits importants.

Dans son étude, Dhingra (2004) a mené une étude afin de dégager l'effet de flux des capitaux sur la croissance économique sur un échantillon composé de 58 pays en

développement, et pour la période comprise entre 1975 et 2000, il a estimé un modèle à travers la méthode des moments généralisés. Quand aux indicateurs de la libéralisation financière, il a utilisé la variable dummy BHL de Bekaert et Harvey et Lundblad (2003) pour mesurer la libéralisation des marchés boursiers, et la variable dummy proposée par Wyplosz (2002) comme indicateur pour mesurer le degré de libéralisation du compte de capital. Dhingra a conclu que la libéralisation du marché boursier favorise la croissance économique et produit, de ce fait, une augmentation de 3.8 % du PIB annuellement. Alors que la libéralisation du compte de capital n'exerce aucun effet significatif sur la croissance économique.

De même, Klein (2005) étudie à partir des données de panel sur un échantillon de 71 pays sur la période comprise entre 1976 et 1995. Il a employé le revenu réel par tête comme variable exogène, et il a utilisé la variable Share comme indicateur du degré d'ouverture du compte de capital. De même, il a intégré une variable composée mesurant la qualité institutionnelle qui comprend des indicateurs comme la qualité bureaucratique, les règles de lois, la corruption, etc. Il a conclu que l'ouverture financière exerce un effet positif sur la croissance et que ce résultat est statistiquement significatif, seulement pour les pays qui ont tendance à avoir la meilleure qualité institutionnelle (25% de l'échantillon étudié).

Sur un autre plan, l'étude de S. Guillaumont et K. Kpodar (2006) s'inscrit parmi les travaux qui ont mis en exergue les effets pervers de la libéralisation financière sur la croissance économique. Leur étude couvre 121 pays en développement durant la période (1966-2000). L'étude a révélé que (1) il existe une forte relation entre le développement financier et l'instabilité financière (2) le développement financier influence positivement la croissance économique (3) la croissance économique est pénalisée par l'instabilité financière.

Les travaux économétriques en données de panel avec la méthode des moments généralisés (MMG), menés par Saoussen Ben Gamra (2009) sur un échantillon de 6 pays en émergents de la région Asie de l'Est, durant la période (1980-2002), montrent que l'effet de la libéralisation sur la croissance dépend de la nature ainsi que de l'intensité des secteurs financiers. La libéralisation complète du secteur financier a été associée à des résultats de croissance plus lente tandis que la libéralisation partielle plus modérée est associée à des résultats plus positifs.

Pour sa part, Oladipo (2010) examine l'impact de la libéralisation des échanges (ouverture) sur la croissance économique à long terme au Mexique pour la période (1980-2008). Les résultats empiriques suggèrent que la croissance économique à long terme au Mexique est largement expliquée par la libéralisation des échanges (ouverture) et le niveau de capital (investissement). Aussi, la contribution de la main-d'œuvre et le capital humain a été jugée minimal.

Alors que, Hye et Wizarat (2013) ont étudié l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique au Pakistan au cours de la période (1971-2007). Les résultats obtenus à l'aide de l'utilisation de la technique Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) et un indice de libéralisation financière (ILF) développé par Hye et Wizarat en 2010. Les auteurs trouvent qu'il y avait une relation positive entre (ILF) et la croissance économique à court terme, à l'inverse, (ILF) était statistiquement non significative sur le long terme. Aussi, ils ont conclu que l'impact du taux d'intérêt réel sur la croissance économique est significativement négatif sur le long terme.

Chipote Precious, Mgxekwa Bahle, Godza Praise (2014), examinent l'impact de la libéralisation financière sur la performance macroéconomique en Afrique du Sud. L'étude empirique porte sur l'analyse économétrique des séries chronologiques pour la période (1990-2011), ils utilisent le PIB, la variable dépendante comme une mesure de

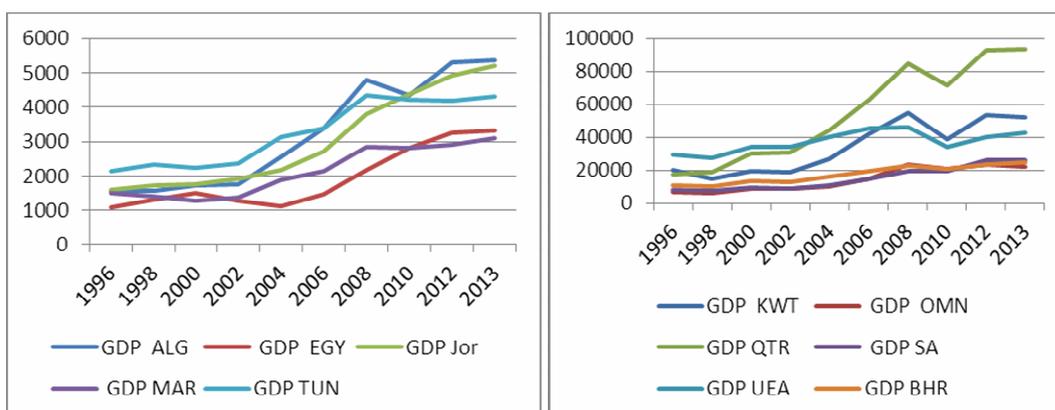
la croissance économique et les variables macroéconomiques suivantes: l'inflation, taux de change, taux de prêt et l'approfondissement financier (M2/PIB). Les résultats de l'étude montrent que l'inflation, le taux de prêt et l'approfondissement financier ont une influence positive sur la croissance économique alors que le taux de change a un impact négatif sur la croissance économique.

De même, Gülenay Baş Dinar, Başak Çakar Dalgıç, Pelin Varol Iyidoğan (2015) étudient la relation entre la libéralisation financière et la croissance économique de la Turquie sur la période 1998-2012, en examinant la relation de causalité au moyen de la méthodologie Toda-Yamamoto. Les principales conclusions sont; (I) il y a une interaction à long terme entre la libéralisation financière et la croissance économique, (ii) il existe des preuves de la causalité allant de la croissance économique à la libéralisation financière.

2. La croissance économique et la libéralisation financière dans la région MENA :

2.1. La croissance économique dans la région MENA :

Figure n ° 01: Le taux de croissance économique mesuré par le PIB par habitant en current US\$ dans les pays de la région MENA, de 1996 à 2013.



Source: Banque mondiale, World Development Indicators (les données sont disponibles en ligne à l'adresse: <http://data.worldbank.org>).

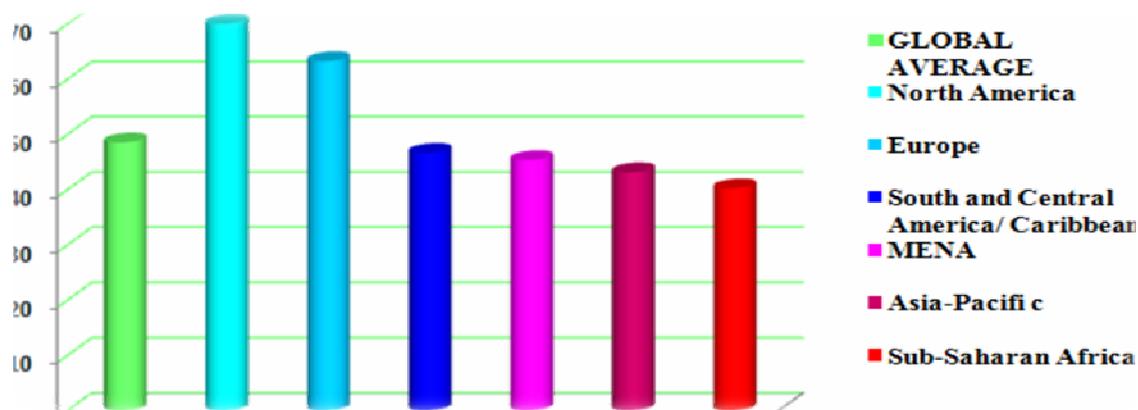
D'après cette figure, nous constatons que la croissance économique de la région MENA a été caractérisée par des fluctuations importantes. En général, les monarchies pétrolières de la région MENA ont réussi à renforcer leurs taux de croissance, en particulier les pays du CCG ont habilement utilisé les revenus pétroliers accrus pour nourrir les exigences de croissance tels que la modernisation des infrastructures, la formation du capital humain et la R & D, d'ailleurs, ces pays ont apporté de précieuses contributions dans les secteurs de la fabrication et des services [Garbis Iradian et George T. Abed (2013)]. De même le Maroc, l'Égypte, et la Jordanie, ont renforcé leurs perspectives de croissance à travers le renforcement du secteur du tourisme, le développement du capital humain et la poursuite de la stabilité macroéconomique [Mustapha Kamel Nabli et Marie-Ange Véganzonès Varoudakis (2004), Anthony O'Sullivan, Marie-Estelle Rey et Jorge Galvez Mendez (2011)]. La région, dans son ensemble, a été bien au-delà de son potentiel énorme, et même plus, il n'a guère manqué

des occasions exceptionnelles de garder le rythme de la mondialisation en omettant de diversifier sa base d'exportation par rapport au pétrole et à attirer d'importantes entrées d'IDE dans les secteurs non-pétroliers [Hossein Askari (2006)]. En outre, l'incapacité des pays exportateurs de pétrole de la région MENA à diversifier leurs économies, en les rendant plus vulnérables à la prédation par la crise financière de 2008, comme le montre la figure (01). Il est également observé que la croissance économique des pays du CCG a été réduite par la crise financière, en raison de liens étroits de ces pays avec les marchés financiers mondiaux [Banque mondiale (2010)].

En 2011, une première en son genre, phénomène connu sous le Printemps Arabe a balayé la Tunisie, et l'Egypte, provoquant des fissures dans certains pays voisins comme la Jordanie et l'Algérie, outre cette tourmente inattendue a provoqué un effondrement de la croissance dans les pays les plus touchés [Anthony O'Sullivan, Marie-Estelle Rey & Jorge Galvez Mendez (2011)]. En outre, les secteurs manufacturier et touristique financiers dans les pays du printemps arabe ont été à peine réduits en raison de la rébellion et des menaces croissantes de sécurité [Banque mondiale (2013)].

2.2. La libéralisation financière dans la région MENA :

Figure n°2 : L'indice 2015 de la libéralisation financière par région.



Source: Indice de la Fondation du patrimoine de la liberté économique (les données sont disponibles en ligne à l'adresse: <http://www.heritage.org/index/explore?view=by-region-country-year>).

La figure ci-dessus montre clairement financiers scores de la libéralisation des six régions de l'Indice 2015 de la liberté économique. Il montre que les régions les plus développées sont caractérisés par des scores élevés de la libéralisation financière, par exemple la plupart des pays nord-américains et européens continuent à fournir des services financiers facilement accessibles et de haute qualité. Alors, la région Moyen-Orient et Afrique du Nord est venu à la quatrième place, la réduction de l'intervention de l'Etat dans le secteur financier et la modernisation sont clairement les plus grands défis auxquels sont confrontés les pays de la région MENA, tandis que les deux dernières places ont été occupées par l'Asie-Pacifique et sous Afrique -Saharan, respectivement [Heritage Foundation, (2015)].

3. Essai d'investigation empirique :

3.1. L'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique :

L'objectif de cet article est d'estimer, à partir des données de panel, l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique dans la région MENA. L'intérêt que nous portons pour les méthodes de l'économétrie des données en panel, réside dans le fait qu'elles permettent d'étudier l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique dans sa diversité comme dans sa dynamique. En effet, les données en panel intègrent les deux dimensions de la libéralisation financière sur la croissance économique à savoir : la dimension individuelle et la dimension temporelle. Cette double dimension confère aux méthodes de l'économétrie des données de panel, un avantage certain par rapport aux autres méthodes sur les données temporelles ou en coupe transversale.

3.1.1. Méthodologie de l'étude : Dans cette partie, nous allons traiter économétriquement la relation entre la libéralisation financière et la croissance économique. Pour ce faire, nous effectuons, en premier lieu, le test de spécification d'homogénéité ou d'hétérogénéité du processus générateur de données qui a pour but de tester l'égalité des coefficients du modèle étudié dans la dimension individuelle. Ensuite, nous passons à l'estimation du modèle avec l'une des trois méthodes d'estimation qui ont été envisagées pour estimer notre échantillon de données de panel : une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO); une estimation avec effets fixes; ou une estimation avec effets aléatoires. Etant donné que la technique (MCO) peut-être biaisée si l'hétérogénéité inhérente des pays est négligée, les tests ont montré que généralement les modèles à effets fixes ou aléatoires fournissent un meilleur ajustement. Il faut donc, savoir quel est le bon modèle pour notre échantillon (*modèle à effets fixes ou à effets aléatoires*). Pour ce faire, nous allons procéder à une analyse de test de spécification de Hausman.

3.1.2. Spécification du modèle et variables utilisées : La prise en compte de données individuelles et temporelles nous a permis de s'acheminer vers une estimation en données de panel et de mieux appréhender les facteurs susceptibles d'expliquer la croissance. L'analyse empirique se base sur des données annuelles pour un échantillon de 11 pays de la région MENA s'étalant sur un horizon de 20 ans allant de 1994 jusqu'à 2013.

La spécification du modèle de base est la suivante :

$$\text{Croissance} = f(\text{LF}, \text{X}) + \text{U}_{it}$$

$$\text{GDP}_{it} = \alpha + \text{LF}_{it}\beta + \text{X}_{it}\delta + \text{U}_{it}$$

Cette équation pourrait s'interpréter dans le cadre d'une analyse en panel sous la forme développée suivante :

$$\text{GDP}_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{j=k} \beta_{ij} \text{LF}_{ijt} + \sum_{j=1}^{j=M} \delta_{ij} \text{X}_{ijt} + \text{U}_{it}$$

Où :

GDP_{it} : Représente la variable endogène du modèle « La croissance économique », elle est mesurée par le produit intérieur brut par habitant du pays i pendant la période t ;

LF_{it} : Représente l'indicateur de la libéralisation financière. Cette étude est basée sur des indicateurs quantitatives et qualitatives qui mesurent le degré de la libéralisation financière dans certains pays de la région MENA avec ces différents aspects interne et

externe. Pour cela nous avons utilisé les indicateurs de la libéralisation financière suivante :

- ✓ **L'indicateur de la libéralisation du secteur bancaire (CPS) :** Dans cette étude, nous avons utilisé l'indicateur des crédits accordés au secteur privé en pourcentage de PIB pour mesurer le degré de la libéralisation des secteurs bancaires dans les pays de notre échantillon. Cet indicateur fait référence aux ressources financières fournies au secteur privé, notamment par le biais de prêts, d'achats de titres autres que les actions, de crédits commerciaux et d'autres comptes débiteurs qui constituent des créances à rembourser. Il reflète, entre autres, la capacité des banques à mobiliser l'épargne et à améliorer son affectation. En effet, plus ce ratio est important, plus le secteur bancaire est développé.
- ✓ **L'indicateur de la libéralisation du compte de capital (Kaopen) :** Est un indicateur élaboré par Chinn et Ito (2002), mesure le degré d'ouverture des transactions du compte de capital. Plus la valeur de cet indicateur est élevée, plus la libéralisation du compte de capital est importante.

X_{it} : Représente la matrice des variables de contrôle. En effet, le modèle est complété par une série de variables macro-économique de contrôle habituellement introduites dans ce genre d'estimations. Il s'agit de :

- ✓ **L'indicateur du développement financier :** Il y a plusieurs indicateurs qui déterminent la relation entre le développement financier et la croissance économique mais sur la base des études précédentes, nous avons utilisé, dans notre étude, le Ratio passif de liquidité des banques au PIB (M2) qui a été choisie de manière à refléter la taille du secteur financier et de l'approfondissement financier.
- ✓ **L'indicateur de l'ouverture commerciale (OPEN) :** Cet indicateur mesure le degré d'ouverture de l'économie. Il correspond à la somme des exportations et des importations rapportée au PIB.
- ✓ **L'indicateur de la liberté civile (CIVIL) :** L'indice de la liberté civile exprime la liberté économique, il inclue la libre expression, la qualité des institutions et l'autonomie individuelle sans l'interférence des pouvoirs publics. Cet indice a été soutenu par la littérature économique, qui diffèrait sur l'identification de signal de la variable. Cependant, la plupart des études étaient en faveur d'une relation positive entre la liberté démocratique et la croissance économique dans le sens où la variable portera un signal négatif parce que l'ordre de degrés de liberté prend la forme inversée ou 7 représente une quasi-absence de liberté civile. Cet indicateur reflète le niveau du développement institutionnel du pays.

U_{it} : Le terme d'erreur.

Cependant, la formulation complète de notre modèle est la suivante :

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 CPS + \beta_2 KAO + \delta_1 M_2 + \delta_2 OPEN + \delta_3 CIVIL + U_{it}$$

3.2. Résultats des estimations et interprétations :

3.2.1. Statistiques descriptives : Le tableau ci-dessus présente les statistiques descriptives pour la croissance économique, les passifs liquides, les crédits accordés au secteur privé, la libéralisation du compte de capital, le degré d'ouverture commerciale, et la liberté civile, les données se compose de 11 pays de la région MENA sur la période (1994-2013). Certains pays ont été exclus en raison de données manquantes.

Tableau n°1 : Statistiques descriptives de l'échantillon.

Variables	Observations	Moyenne	Médiane	Ecart type	Maximum	Minimum
GDP	220	15401.32	9737.960	18319.92	93714.06	861.3667
M2	220	66.03323	61.09746	25.18389	139.9485	27.81424
CPS	220	45.60893	43.53463	19.50989	91.76887	3.907417
KAO	220	1.062902	1.390913	1.491378	2.389668	-1.187685
OPEN	220	92.07721	89.08011	30.54826	176.0669	38.36151
CIVIL	220	5.168182	5.000000	0.775708	7.000000	4.000000

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 8.

A partir du tableau n°1, nous pouvons constater, qu'au niveau de notre échantillon, le PIB par habitant qui mesure le taux de croissance enregistre une moyenne de (15401.32) avec un maximum de (93714.06) et un minimum de (861.3667) ce qui indique qu'il existe un écart important de croissance entre les pays de la région MENA. La valeur moyenne des passifs liquides a atteint le niveau de (66.03323) par rapport aux crédits fournis aux secteurs privés (45.60893). En outre, le degré d'ouverture des transactions du compte de capital a une moyenne de (1.062902) et une valeur maximum de (2.389668) ce qui indique que de nombreux pays de la région sont moins attractifs pour les entrées d'IDE. Plus la valeur de cet indicateur est élevée, plus la libéralisation du compte de capital est importante.

3.2.2. Le test d'homogénéité du processus générateur de données : Avant de passer à l'estimation des coefficients du modèle, il convient d'abord de vérifier la présence des effets individuels dans nos données, et cela, à travers les tests de spécification suivants :

➤ **Test d'homogénéité globale :**

Nous commençons nos estimations par le test d'homogénéité totale sous l'hypothèse :

$$H_0^1: \alpha_i = \alpha \text{ et } \beta_i = \beta, \forall i \in [1, N]$$

$$\text{versus } H_1^1: \exists (i, j) \in [1, N] / \alpha_i \neq \alpha_j \text{ ou } \beta_i \neq \beta_j$$

La statistique de Fischer F associée au test d'homogénéité totale H_0^1 s'écrit sous la forme suivante :

$$F_1 = \frac{(SCR_{1,c} - SCR_1) / [(N-1)(K+1)]}{SCR_1 / [NT - N(K+1)]}$$

Où :

SCR_1 : Désigne la somme des carrés des résidus du modèle suivant : $y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \dots (1)$

$SCR_{1,c}$: La somme des carrés des résidus du modèle contraint : $y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \dots (2)$

Les conclusions de ce test sont les suivantes : si nous acceptons l'hypothèse nulle H_0^1 d'homogénéité, nous obtenons alors un modèle pooled totalement homogène ; mais si nous rejetons l'hypothèse nulle, nous passons à une seconde étape qui consiste à déterminer si l'hétérogénéité provient des coefficients β_i .

Dans le cadre de notre échantillon, les résultats d'estimation montrent que :

- Le résultat d'estimation du modèle (2) contraint montre que $SCR_{1,c} = 0.31$.
- Pour le modèle non contraint (modèle (1)), $SCR_1 = 7.82$ Donc, la réalisation de la statistique Fischer associée au test H_0^1 , $F_1 = 5.35$.
- Ainsi, nous avons vu précédemment que F_1 suivait un Fischer avec $(N-1)(K+1)$ et $NT - N(K+1)$ degrés de liberté, donc : $F(70, 143) \approx 1.27$.

$F_1 = 5.35 > F(70, 143) \approx 1.27$ Donc, nous rejetons l'hypothèse nulle H_0^1 d'égalité des constantes α_i et des coefficients β_i . Il convient donc de passer au :

➤ Test d'homogénéité des coefficients β_i :

Ce dernier a pour but de tester l'hypothèse d'égalité des coefficients β_i entre les pays sous l'hypothèse :

$$H_0^2: \beta_i = \beta, \forall i \in [1, N]$$

versus $H_a^2: \exists (i, j) \in [1, N] / \beta_i \neq \beta_j$

Avec :

$$F_2 = \frac{(SCR_{1,c} - SCR_1) / [(N-1)K]}{SCR_1 / [NT - N(K+1)]}$$

Où, SCR_1 désigne la somme des carrés des résidus du modèle (1) et, $SCR_{1,c}$ désigne la somme des carrés des résidus du modèle contraint (modèle à effets individuels) :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Les résultats indiquent que :

$$SCR_1 = 7.82 \Rightarrow SCR_{1,c} = 0.82 \text{ donc } F_2 = 0.1261 \text{ et } F(60, 143) \approx 1.32.$$

Puisque $F_2 < F(60, 143)$, l'hypothèse nulle H_0^2 ne peut pas être rejetée, dans ce cas, nous confirmons donc la structure de panel puisque l'on est en droit de supposer qu'il existe des coefficients communs pour tous les pays entre la croissance économique et les variables explicatives.

➤ Test d'homogénéité des constantes α_i :

Il reste enfin d'étudier le test d'homogénéité de coefficient α_i :

$$H_0^3: \alpha_i = \alpha, \forall i \in [1, N]$$

$$\text{Versus } H_a^3: \exists (i, j) \in [1, N] / \alpha_i \neq \alpha_j$$

Avec :

$$F_3 = \frac{(SCR_{1,c} - SCR_{1,c'}) / (N-1)}{SCR_{1,c'} / [N(T-1) - K]}$$

$SCR_{1,c}$: Désigne la somme des carrés des résidus du modèle (1) sous l'hypothèse (modèle à effets individuels) et, $SCR_{1,c'}$ désigne la somme des carrés des résidus du modèle contraint (modèle de pooled) :

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Dans le cadre de notre modèle, les résultats indiquent que :

$SCR_{1,c} = 0.82$ \Rightarrow $SCR_{1,c'} = 0.31$, d'où $F_3 = 17.5$ et $F(10, 203) \approx 1.83$.

Nous observons que : $F_3 > F(10, 203)$ donc, nous rejetons l'hypothèse nulle H_0^3 d'égalité des constantes α_i , ce résultat indique qu'il est nécessaire d'introduire des effets individuels dans notre modèle. La spécification finale de notre modèle est donc :

$$GDP_{it} = \alpha_i + \beta_1 CPS + \beta_2 KAO + \delta_1 M_2 + \delta_2 OPEN + \delta_3 CIVIL + U_{it}$$

3.2.3. Les résultats des régressions de l'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique :

Tableau n°2 : L'impact de la libéralisation financière sur la croissance économique.

Variable à expliquer GDP : La croissance économique		
Période : 1994-2013 ; T = 20 ; N = 11 ; Total panel observations : 20×11 = 220 Obs		
Variables Explicatives	Modèle à effets fixes	Modèle à effets aléatoires
Constante	74053.58 (7.676635)***	71777.56 (6.831718)***
CPS	335.3652 (4.738109)***	334.1024 (4.801778)***
KAO	453.0662 (0.435959)	1043.498 (1.054203)
M2	337.7401 (5.223434)***	-357.8193 (5.788172)***
OPEN	26.32125 (0.510914)	39.41132 (0.801432)
CIVIL	-10555.16 (-7.973545)***	-10201.72 (-7.830535)***
Nombre d'observations	220	220
R^2	0.820564	0.398255
R ajusté	0.807371	0.384196
Prob (F- statistic)	62.19325 (0.000000)	28.32652 (0.000000)

--	--	--

Notes : Les t statistiques sont entre parenthèses. *** Significatif au seuil de 1% au plus, ** Significatif au seuil de 5% au plus et, * significatif au seuil de 10% au plus.

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 8.

Le test de spécification de Hausman : Puisque la présence des effets individuels est confirmée, il convient donc de déterminer quelle est l'hypothèse la plus appropriée pour notre modèle (l'hypothèse à effets fixes ou celles à effets aléatoire). Pour cela, nous devons se référer au test de Hausman (1978) qui permet de distinguer entre les deux cas : Le modèle à effet fixe et le modèle à effet aléatoire.

Le tableau suivant présente les principaux résultats du test de Hausman sous l'hypothèse nulle H_0 de présence d'effet aléatoire et l'hypothèse alternative H_1 qui indique la présence des effets individuels fixes.

$$H_0 : E(\alpha_i / X_i) = 0$$

$$H_1 : E(\alpha_i / X_i) \neq 0$$

Tableau n°3 : Test de spécification de Hausman.

Valeur du test (Chi-Square.Statistic)	P-Value
6.432998	0.02663 (*)

(*) Désigne le niveau de signification au seuil de 5 %.

Source : Calculé par les auteurs en utilisant Eviews 8.

Les résultats du test d'Hausman (1978) donne la statistique $X^2(6) = 6.432998$, la P-value est inférieur au niveau de confiance 5%, donc nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives et nous utilisons par conséquent le modèle à effets individuelles fixes.

Conformément aux résultats des tests de spécification, les régressions ont été effectuées par la méthode des effets fixes corrigée de l'hétéroscédasticité, les effets fixes représentent les effets individuels spécifiques des pays qui peuvent influencer la croissance économique. À partir des résultats du tableau n°2 nous remarquons qu'il y a des variables explicatives qui sont statistiquement significatives alors que d'autres ne le sont pas, et par la suite qui n'ont pas d'impact sur notre variable endogène. Il ressort des estimations les résultats suivants :

- ✓ Le coefficient de détermination (R^2) est de 82.05 %, la variance expliquée représente environ 80.73% de la variance totale, donc il y a une forte relation entre les variables explicatives et la variables endogène.
- ✓ La valeur de la probabilité de la statistique de Fisher est de (0.0000), elle signifie que le modèle est globalement significatif.
- ✓ **L'indicateur de la libéralisation du secteur bancaire (CPS)** est de signe positif et significatif. Ce résultat est conforme aux différents travaux théoriques et empiriques menés sur l'étude de la libéralisation du secteur financier interne [Hermes et Lensink (2003), Aghion et al (2005), Dornbusch (2001), Levine (2004)], ce qu'il signifie que cette dernière influe positivement sur la croissance économique dans ces pays puisqu'elle participe à l'augmentation de (335.3652) dans le PIB par

habitant. En fait, ces résultats indiquent que la libéralisation du secteur bancaire interne permet de fournir des ressources financières pour financer les investissements dans divers secteurs économiques, contribue à encourager la concurrence entre les banques en réduisant ainsi le coût de l'intermédiation financière et contribue aussi à l'allocation optimale des ressources financières aux investissements les plus productifs ce qu'il permet de réaliser des taux de croissance économique positifs et élevés.

- ✓ Par ailleurs, **L'indicateur de la libéralisation du compte de capital (KAO)** apparaît avec un signe positif qui signifie que la libéralisation du compte de capital influe positivement sur la croissance économique, une conclusion qui est conforme avec les prévisions théoriques réalisés sur le sujet. La non significativité de cet indicateur peut être expliquée par le fait que malgré les réformes appliquées dans le cadre de la politique de libéralisation financière il existe toujours des restrictions imposées sur les transactions du compte de capital (tel que sur les IDE et la balance de paiement, la présence d'un taux de change administré...).
- ✓ Nous constatons aussi que **l'indicateur (M2)** est de signe positif et significatif avec une augmentation de 1% de cet indicateur entraîne une augmentation de 5.22 % de la croissance économique dans ces pays. Ce résultat indique que les ratios de dettes liquides sont élevés dans plusieurs pays de la région tel que Bahreïn, la Jordanie et le Maroc, reflète qu'il y a une intermédiation financière efficace et un secteur financier concurrentiel qui fournit une bonne performance en termes d'activités de prêt. Par conséquent, ces pays ont des niveaux plus élevés de développement financier. En outre, ils bénéficient d'un secteur bancaire moderne et efficace qui joue un rôle essentiel pour attirer les investissements et de stimuler les perspectives de croissance, parce qu'ils ont fait des progrès significatifs vers l'avant dans la réforme et la libéralisation de leurs services financiers, il y a aussi une intermédiation réussie entre l'épargne et le secteur privé crédits.
- ✓ Le signe associé à l'indicateur de **l'ouverture commerciale (OPEN)** est négatif et n'a pas d'effet significatif sur la croissance. Ce résultat n'est pas dans la même ligne avec la littérature théorique de l'économie qui stipule que l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance économique des pays, et que les pays développés qui contribuent avec une part importante dans le commerce mondial ont atteint des taux élevés de croissance économique par rapport aux pays en développement. Enfin, dans certains pays de la région, ni le commerce des biens, ni celui des services, ne semblent avoir un effet positif significatif sur la croissance parce que ces pays dépendent essentiellement du secteur du pétrole. En fait, la littérature sur la diversification des exportations et la croissance économique a montré que les pays de la région MENA devraient diversifier leurs exportations pour contribuer à réduire l'instabilité des exportations ou l'effet négatif des termes de l'échange des produits de base.
- ✓ D'autre part, **l'indice de la liberté civile (CIVIL)** est significativement négatif avec un ordre de degrés de liberté qui prend une forme inversée ou 7 représente une quasi-absence de liberté civile. Ce résultat est conforme avec plusieurs prévisions théoriques réalisées qui indiquent la présence d'une relation positive entre la croissance économique et la liberté civile en fournissant un environnement approprié pour accélérer la croissance ou à travers son impact sur les déterminants fondamentaux de la croissance. Cela a été confirmé par l'étude de Przeworski et Limongi (1993) et Behrman (1999) qui montrent que la liberté civile influe positivement sur la croissance à travers la protection de la propriété privée, qui à son

tour stimule l'épargne et l'investissement, et par conséquent, elle participe à l'augmentation de capital humain et l'amélioration de sa qualité.

Conclusion :

Mc Kinnon et Shaw (1973) et leurs partisans ont conclu que la politique de libéralisation financière dans ses divers aspects stimule l'épargne et augmente le volume des ressources financières et par conséquent le volume des investissements va augmenter et leur qualité va s'améliorer et donc réaliser une croissance économique. Ainsi, un certain nombre d'études théoriques et pratiques ont prouvé que la politique de libéralisation financière affecte positivement le développement financier et la croissance économique.

Pour rendre plus explicite et plus objectif l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique, nous avons procédé par une analyse empirique en données de panel sur un échantillon de 11 pays de la région MENA pour la période 1994-2013. Les conclusions atteintes soutiennent ce qui a été indiqué dans la littérature théorique et empirique qui a abordé le sujet des conditions de la réussite de la politique de la libéralisation financière dans les pays en développement. Les résultats indiquent que le développement financier est une condition préalable pour une mise en œuvre réussie de la politique de libéralisation financière dans les pays en développement, puisqu'il permet de développer le secteur financier qui à son tour peut stimuler l'épargne et de fournir les fonds nécessaires à diverses activités économiques qui influent positivement sur les taux de croissance économique de ces pays. Ainsi, la base de la théorie de la libéralisation financière est le développement financier, qui est le principal pilier de la croissance économique dans les pays en développement.

Référence :

- Adam Przeworski and Fernando Limongi (1993), « Political Regimes and Economic Growth », The Journal of Economic Perspectives, Vol. 7, No. 3, pp. 51-69, Published by: American Economic Association.
- Anthony O'Sullivan, Marie-Estelle Rey and Jorge Galvez Mendez (2011), « Foreign Investment Policies and Job Creation in the MENA Region », Arab World Competitiveness Report, OECD, « Opportunities and Challenges in the MENA Region », World Economic Forum, OECD.
- Banque mondiale, World Development Indicators <http://data.worldbank.org>.
- Berthelemy, J. et Varoudakis, A., (1995), « Thresholds in financial development and economic growth », Manchester School of Economic and Social Studies, 63 (0), 1995, p.70-84.
- Charles Wyplosz (2002), « How risky is financial liberalization in the developing countries? », Comparative Economic Studies, Vol. 44, No. 2, 2002.
- Chipote Precious, Mgxekwa Bahle, Godza Praise (2014), « Impact of Financial Liberalization on Economic Growth: A Case Study of South Africa », Mediterranean Journal of Social Sciences MCSEER Publishing, Rome-Italy. Vol 5 No 23 November 2014.
- Demirgüç-Kunt, A. et E. Detragiache (1998), « Financial Liberalization and Financial Fragility », IMF Working Papers n° 98/83.
- Demirgüç-Kunt, A. et E. Detragiache (1998), « The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developed and Developing Countries », IMF Staff papers, Vol. 45 (1).
- Dennis Quinn (1997), « The correlates of change in international financial regulation », The American Political Science Review, Vol. 91, No. 3, September 1997.
- Edward S. Shaw (1973), « Financial deepening in economic development », Oxford University Press, New York, U.S.A.
- Garbis Iradian and George T. Abed (2013), « IIF Regional Overview on Middle East and North Africa Arab Spring Countries Struggle, GCC Prospects Favorable », Middle East and Africa Department, Institute of International Finance.

- Geert Bekaert, Campbell R. Harvey and Christian T. Lundblad (2003), « Equity market liberalization in emerging markets », The Southern and Southwestern Finance Association. Journal of Financial Research, July/August 2003.
- Guillaumeont, S. et Kpodar, R. (2006), « Développement Financier, Instabilité Financière et Croissance Economique », *Économie et Prévision*, 3 (174), 87-111.
- Gülenay Baş Dinar, Başak Çakar Dalgıç, Pelin Varol Iyidoğan (2015), « Financial liberalization and economic growth in turkey : a reexamination », *Hacettepe University Journal of Economics and Administrative Sciences*, Vol. 33, Issue 1, 2015, p. 19-43.
- Heritage Foundation, (2015) <http://www.heritage.org/index/>.
- Hossein Askari (2006), « Middle East Oil Exporters: What Happened to Economic Development? », First Edition, London: Edward Elgar Publishing Limited.
- Hye, Q. M. A., and Wizarat, S. (2013), « Impact of Financial Liberalization on Economic Growth: A Case Study of Pakistan », *Asian Economic and Financial Review*.
- Indice de la Fondation du patrimoine de la liberté économique <http://www.heritage.org/index/explore?view=by-region-country-year>.
- Jere Behrman (1999), « Labor markets in developing countries », Chapter 43 in *Handbook of Labor Economics*, 1999, vol. 3, Part B, pp 2859-2939 from [Elsevier](#).
- Jerry Hausman (1978), « Specification Tests in Econometrics, *Econometrica* », 1978, vol. 46, issue 6, pages 1251-71.
- Lance Taylor (1983), « Structuralist macroeconomics : Applicable models for the third world », Basic Books, New-York, 1983.
- Menzie D. Chinn and Hiro Ito (2002), « Capital account liberalization, institutions and financial development: Cross country evidence », NBER Working Paper No 8967, Issued in May 2002, NBER Program(s): IFM.
- Michael W. Klein (2005), « Capital account liberalization, institutional quality and economic growth: Theory and evidence », NBER Working Paper No 11112, Issued in February 2005, NBER Program(s): IFM.
- Mustapha Kamel Nabli and Marie-Ange Véganzonès Varoudakis (2004), « Reforms and Growth in MENA Countries: New Empirical Evidence », Washington, DC: World Bank.
- Niels Hermes and Robert Lensink (2003), « Foreign direct investment, financial development and economic growth », *Journal of Development Studies*, 2003, vol. 40, issue 1, pages 142-163.
- Odedokun, M., 1996, « Alternative Econometric Approaches for Analyzing the Role of the Financial Sector in Economic Growth: Time-Series Evidence from LDCs », *Journal of Development Economics*, 50, 119-146.
- Oladipo, O.S. (2010), « Does Trade Liberalization Cause Long Run Economic Growth in Mexico? An Empirical Investigation », *International Journal of Economics and Finance*. 1916-9728.
- Philippe Aghion, Nick Bloom, Richard Blundell, Rachel Griffith and Peter Howitt (2005), « Competition and Innovation: an Inverted-U Relationship », *The Quarterly Journal of Economics* (2005) 120 (2): 701-728.
- Raymond Atje and Boyan Jovanovic (1993), « Stock markets and development », *European Economic Review*, Volume 37, Issues 2-3, April 1993 (PP. 632-640).
- Ronald I. McKinnon (1989), « Financial liberalization and economic development: a reassessment of interest-rate policies in Asia and Latin America », *Oxford Review of Economic Policy* 5 (H) 4, U.S.A.
- Ronald I. McKinnon (1973), « Money and capital in economic development », The Brookings Institution, Washington, U.S.A.
- Ross Levine (2004), « Finance and Growth: Theory and Evidence », Working Paper 10766, NBER Working Paper Series.
- Rüdiger Dornbusch (2001), « [Fewer Monies, Better Monies](#) », *NBER Working Papers* 8324, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Saoussen Ben Gamra (2009), « Does financial liberalization matter for emerging East Asian economies growth? Some new evidence », *International Review of Economics and Finance* 18, 2009 (PP. 392-403).
- Sonal Dhangra (2004), « Equity markets vs capital account liberalization : A comparison of growth effects of liberalizations policies in developing countries », Rutgers University, July 2004.