

Intégration financière et croissance économique : évidence empirique dans la région MENA

Zouheir ABIDA *

Résumé: L'objectif de cet article est de tester l'existence d'une relation entre l'intégration financière et la croissance économique, dans quatre pays de la région la région MENA (Tunisie, Maroc, Algérie et Egypte) en utilisant des données de panel sur la période 1980-2008. Nos résultats montrent un effet positif et significatif de l'intégration financière sur la croissance économique, même si cela ne doit pas masquer l'importance de l'enchaînement des différentes réformes, condition que nous estimons nécessaire pour le succès d'un tel processus.

Classification JEL : F32, O41, C23, C32.

Mots-clés : Intégration financière, Croissance économique, Données de panel, Cointégration.

Financial Integration and Economic Growth: Empirical evidence in the MENA region

Summary: The objective of this paper is to investigate empirically whether there is any evidence that financial integration has a positive impact on economic growth in four countries of the MENA region (Tunisia, Morocco, Algeria and Egypt). To this end, a panel data set over the period 1980-2008 was used. Our results suggest a positive and significant effect of the financial integration on economic growth, but it must not mask the importance of timing and sequences of various reforms, necessary condition for the success of such process.

JEL Classification : F32, O41, C23, C32.

Key words: Financial integration, Economic growth, Panel data, Cointegration.

* Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax, Université de Sfax - Tunisie (zouheir.abida@gmail.com).

Introduction

Une des transformations majeures de ces deux dernières décennies réside dans l'essor considérable de l'intégration financière qui, sous l'effet de la libéralisation des mouvements de capitaux et de l'ouverture des marchés financiers, touche une partie des pays émergents. Les pays de la région MENA (Moyen-Orient et Afrique du Nord) ont réussi certes à attirer de ces capitaux étrangers mais ont pris un retard dans l'ouverture de leur compte de capital empêchant les entrepreneurs locaux à investir dans les pays étrangers et notamment à l'intérieur de cette région.

La théorie économique considère que l'intégration financière peut favoriser une plus grande efficacité dans l'allocation des ressources, faciliter la diversification des risques, accroître la spécialisation de la production, contribuer au développement du système financier, améliorer le taux d'investissement et stimuler la croissance (voir notamment FMI (2001) ; Edison et al., (2002a) ; Henry (2000) ; King et Levine (1993)). Conscients de ces avantages potentiels, les pays industrialisés de l'OCDE se sont engagés dans des politiques de libéralisation de leur compte de capital depuis plus d'un quart de siècle. Nombreux sont ceux qui imputent les gains d'efficacité, la multiplication des possibilités de diversification et le développement financier de ces pays à l'ouverture des marchés financiers. Il est donc pertinent d'élargir ce processus d'intégration financière à d'autres pays en développement et notamment aux pays de la région MENA.

L'objectif de ce papier est d'étudier l'effet de l'intégration financière sur la croissance économique dans quatre pays de la région MENA, la Tunisie, l'Algérie, le Maroc et l'Égypte. Pour ce faire, cet article est subdivisé en quatre sections. Dans la première, nous passons brièvement en revue la littérature empirique liée à ce sujet. Dans la deuxième section, nous présentons un état d'avancement des politiques en matière d'intégration financière dans ces pays. Enfin, dans la dernière section nous traitons de la spécification économétrique, les données et les résultats obtenus.

1. Intégration financière et croissance économique : une revue de la littérature empirique

L'impact de la libéralisation du compte de capital sur les performances macroéconomiques a fait l'objet d'un grand nombre d'études économétriques, en se basant sur une palette de bases de données différentes. Le bilan de ces études démontre qu'il est difficile d'établir une relation robuste entre intégration financière et croissance. Certaines études décèlent une incidence positive et significative de la libéralisation du compte de capital sur la croissance, d'autres infirment une telle relation.

L'étude de Quinn (1997) est l'une des premières à déceler un lien positif entre la libéralisation du compte de capital et la croissance dans un échantillon de 58 pays sur la période 1960-1989. Klein et Olivei (1999) observent aussi un effet positif de la libéralisation sur la croissance dans les économies industrialisées sans que leur résultat ne soit confirmé pour les économies non industrialisées. Leur étude adopte une méthode légèrement différente des autres travaux réalisés dans ce domaine en ce qu'elle s'intéresse d'abord au rôle de la libéralisation du compte de capital sur le développement financier et analyse ensuite l'effet de ce développement sur la croissance. Baillu (2000) trouve également que la libéralisation du compte de capital stimule la croissance économique en promouvant le développement financier. Il montre de le degré de libéralisation (mesuré par l'indice de Quinn et la variation de l'indice de Quinn) est positivement associé à une forte croissance du PIB par

habitant en utilisant un échantillon de 60 pays sur la base de données portant sur les années 1980.

Arteta et al., (2001) soulignent qu'il pourrait y avoir des effets de seuil : la libre circulation des capitaux semble avoir un impact positif sur la sphère réelle uniquement après un niveau minimum de développement : les institutions et le cadre législatif jouent un rôle primordial. Une réglementation bancaire appropriée réduirait les effets néfastes de l'asymétrie informationnelle.

Bekaert et al., (2001) examinent l'impact de la libéralisation des marchés boursiers sur la croissance économique. Dans l'ensemble, ils montrent que l'intégration financière produit une augmentation de 1 % de la croissance annuelle du PIB par habitant sur une période de cinq ans, et que cet effet est statistiquement significatif.

Plusieurs études infirment l'existence d'une corrélation positive et significative entre le degré d'ouverture financière et la croissance économique, ou au mieux concluent à un effet mitigé de l'intégration financière sur la croissance. Les travaux d'Alesina et al., (1994) d'une part, et de Grilli et Milesi-Ferretti (1995) d'autre part, peuvent être considérés comme les premières études ayant mis en évidence l'absence de liens entre le degré d'intégration financière et la croissance économique.

Rodrik (1998) met en doute l'effet de la libéralisation du compte de capital sur la croissance. Dans son échantillon de près de 100 pays développés et en développement, et sur une période de 1975-1989, Rodrik ne soulève pas, en moyennant l'indice *Share*, l'effet significatif de cette libéralisation sur la variation en pourcentage du revenu réel par habitant.

Kraay (1998) ne décèle pas non plus de relations significatives entre le degré de libéralisation du compte de capital et la croissance, en utilisant une variété de mesures de l'ouverture du compte de capital. L'étude de Kraay porte sur un échantillon variable de pays (64, 94 ou 117 pays) sur la période 1985-1997. Il montre qu'il n'existe aucun effet significatif en utilisant les indicateurs relatifs aux restrictions imposées aux opérations en capital comme mesures du degré de libéralisation financière. En revanche, les résultats sont mitigés lorsque ces mesures sont associées à des indicateurs de volume (flux nets de capitaux) obtenus à partir des statistiques de la balance des paiements.

De même, les résultats obtenus par Edison et al., (2002b) montrent que l'effet estimé sur la croissance économique de l'ouverture du compte de capital ou de la libéralisation des marchés boursiers est mitigé. D'une part, en utilisant un indicateur d'ouverture du compte de capital, ces auteurs montrent que cet effet est plus significatif dans le cas des pays en développement par rapport aux pays industrialisés et, d'autre part, en retenant le degré de libéralisation des marchés boursiers, les résultats indiquent aussi des effets fortement significatifs pour les pays en développement comme pour les pays industrialisés.

L'approche de Reisen et Soto (2001) consiste à examiner six types de flux de capitaux (IDE, investissements de portefeuille en actions, investissements de portefeuille en obligations, crédits bancaires à long terme, crédits bancaires à court terme et flux officiels), pour tester la relation entre l'intégration financière et la

croissance économique. L'estimation porte sur 44 pays sur la période 1986-1997. Parmi les six types de flux de capitaux, seuls l'IDE et les investissements de portefeuille en actions sont positivement corrélés avec le taux de croissance. De même en s'appuyant sur l'argument selon lequel les effets sur la croissance de l'intégration financière dépendent du niveau de développement de l'économie, Edwards (2001) montre que le degré de libéralisation du compte de capital n'exerce aucun effet sur la croissance dans le cas des pays en développement.

Dans une synthèse des travaux reprise par Kose et al., (2006), aucune relation significative entre intégration financière et croissance n'a été établie. Les processus de libéralisation sont en fait tributaires des spécificités singulières des économies considérées (Prasad et al., 2003) de sorte que la levée des contrôles dépendra plus du degré d'intermédiation que du niveau de revenu du pays (Edison et al., 2002b). 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, 2007).

Pourquoi est-il difficile de trouver une relation forte et robuste entre l'intégration financière et la croissance économique alors que les fondements théoriques de cette relation sont apparemment très solides ? Cette interrogation recouvre évidemment le problème de l'efficacité des transferts d'épargne externe et donc la question des canaux de transmission vers l'investissement et la croissance. Pour Brender et Pisani (2007) par exemple, la modernisation inachevée des systèmes financiers dans les pays en développement et les économies émergentes, l'insuffisance de la supervision bancaire et la résilience limitée des marchés d'actifs ne leur permettent sans doute pas d'intermédiaire dans des conditions satisfaisantes l'épargne domestique, surtout en présence d'un niveau extrêmement élevé des taux d'épargne.

2. L'intégration financière dans la région MENA : un état des lieux

Avant d'aborder en détail les validations empiriques, il est utile de présenter la croissance et le degré de développement du système financier de chaque pays de la région considérés comme le fondement de réussite d'une politique de libéralisation du compte de capital.

2. 1. La croissance économique

De nombreux pays de la région MENA (Tunisie, Maroc, Algérie et Egypte) ont entamé à partir des années 1980 un processus de libéralisation financière. Les efforts consentis visent à promouvoir une plus grande intégration financière. Les réformes économiques entreprises par les quatre pays ces dernières années, à un rythme et avec une vigueur variables, ont en général contribué à assurer la stabilité macroéconomique et à rehausser la croissance dans la plupart des pays. Cependant, les réalisations en matière de croissance ne sont pas encore suffisamment importantes pour porter tous ces pays à des paliers supérieurs surtout par rapport aux performances des pays émergents. Le tableau 1 montre les réalisations en matière de croissance de l'ensemble de ces pays.

Tableau 1 : Croissance économique dans la région MENA, 2000-2004 et 2005-2008

(en % par an)

Pays	2000-2004	2005-2008
Tunisie	4.57	5.11
Maroc	3.8	4.75
Algérie	4.34	3.27
Egypte	4.08	6.4

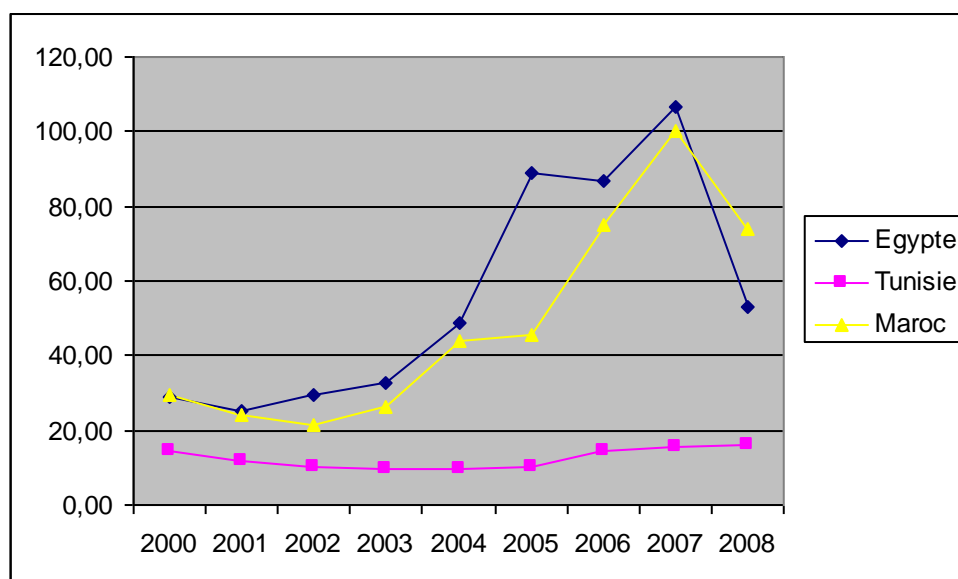
Source : World Development Indicators, 2010.

Le rythme de la croissance s'accélère dans la plupart des pays. Cependant, elle doit se renforcer davantage encore pour faire baisser le chômage et reculer la pauvreté, qui reste élevée. Pour les producteurs de pétrole, le principal défi est de mettre à profit les recettes pétrolières pour promouvoir une croissance largement partagée sans nuire à la stabilité macroéconomique. Concernant les économies émergentes, le défi majeur est de conserver la récente impulsion donnée à la croissance pour atteindre les niveaux de revenus des pays émergents de l'OCDE.

2.2. Le développement du secteur financier

Les gouvernements des pays du Maghreb ont lancé durant la dernière décennie des programmes de mise à niveau et de restructuration de leurs systèmes financiers visant à créer les conditions idéales à l'essor et au développement de leurs banques et marchés financiers pour une participation plus active et un rôle plus important dans l'économie. A cet égard, il existe des différences significatives entre les niveaux de développement financier des pays de la région comme le montre le graphique suivant :

Graphique 1 : Développement financier dans la région MENA, 2000-2008



Source : World Development Indicators, 2010.

Le graphique montre que l'état du développement financier, mesuré par la capitalisation boursière en pourcentage du PIB, est variable entre les pays de la région MENA durant la période 2000-2008. A ce titre, le Maroc dépasse les pays de la région avec un ratio de 74 % du PIB pendant l'année 2008, alors que cette part ne correspondait qu'à 15.8 % du PIB pour la Tunisie et 63 % pour l'Egypte durant la même année. Ce résultat pourrait trouver son explication dans la nature des systèmes financiers qui sont encore à caractère très bancaire avec une forte présence des banques publiques.

En Algérie, par exemple l'activité économique s'appuie encore lourdement sur l'Etat. Le système bancaire est dominé par six banques d'Etat représentant plus de 90 % des parts de marché et le reste est détenu par 15 banques privées. Les institutions financières non bancaires restent encore marginales et le marché boursier est encore embryonnaire avec uniquement 3 entreprises à la côte et un échange très faible.

Le système financier marocain est beaucoup plus large et le plus diversifié parmi les pays de la région où le total des actifs représente plus de 150 % du PIB. Cependant, il reste encore majoritairement bancaire et qui représentent 60% du total des actifs du système financier. Le secteur bancaire est composé de 22 banques commerciales (dont 6 offshore). Le marché boursier y est dynamique et demeure parmi les plus importants dans la région avec un taux de capitalisation boursière de plus de 70 % du PIB

Le système financier Tunisien est aussi diversifié avec un total actifs représentant 90 % du PIB. Avec vingt établissements de dépôts, deux banques d'affaires, huit banques offshore et neufs bureaux de représentation de banques étrangères et de services financiers, le paysage bancaire tunisien est encore sous la coupe de l'Etat qui contrôle 45 % des actifs, par le biais de participations majoritaires et minoritaires dans diverses institutions. Cependant, le marché boursier tunisien reste relativement restreint avec notamment un manque de liquidité malgré les efforts du gouvernement de dynamiser ce secteur.

En Egypte, le système bancaire connaît une mutation structurelle depuis l'adoption d'une nouvelle loi bancaire en 2003, édictée conformément aux normes prudentielles des accords de Bâle II. Le cadre réglementaire a été modifié afin d'adopter des règles de bonne gestion. En élevant le capital minimum obligatoire, la banque centrale avait pour objectif de réduire la surbancaisation et de renforcer la capitalisation des banques. Le nombre des banques présentes sur le marché domestique a ainsi baissé de 57 en 2004 à 41 en 2007. Parallèlement, l'Etat a cédé ses participations aux joint ventures et privatisé la plus petite des quatre banques publiques, Bank of Alexandria, à la fin de l'année 2006. Si la présence de l'Etat dans le secteur bancaire s'est réduite, celui-ci joue toujours un rôle de premier plan. Les banques publiques restantes détiennent encore entre 40 et 50 % de l'actif en 2007.

Toutefois, l'état de santé de ces systèmes bancaires est variable d'un pays à un autre puisque le taux des créances douteuses est élevé en Algérie avec un taux de 35 % alors qu'à l'opposé, il est de 7.7 % au Maroc. Concernant l'Egypte, la situation bancaire reste encore préoccupante avec un taux de 25 % alors que la Tunisie a fait des progrès substantiels puisque le taux a baissé de 24 % en 2003 à 17.6 % en 2007 (FMI, 2008) grâce à un traitement dynamique de ces créances. En parallèle, un effort louable est en train d'être consentis en vue de

constituer des provisions pour les créances douteuses dans tous ces pays. Pour ces pays, le taux des provisions est supérieur à 50 % en moyenne et le taux le plus élevé est celui du Maroc qui dépasse 70 %.

Ainsi, il s'avère, que les systèmes financiers dans ces pays sont encore à dominante bancaire et encore marqués par une prédominance des banques publiques qui n'ont pas les capacités de gestion des risques de base et sont alourdies par des prêts improductifs. La domination des banques publiques a également permis à ces économies d'exercer un contrôle direct ou indirect sur l'expansion du crédit. Le fait que les gouvernements tiennent les marchés financiers, explique que la transparence ne soit assurée, ce qui fait fuir les capitaux étrangers.

2.3. Le contrôle du capital

Le contrôle des mouvements de capitaux dans ces quatre pays est encore strict. En effet, les transactions sur le capital sont encore totalement contrôlées dans tous les pays avec une petite exception pour l'Algérie où le transfert du capital à l'étranger est conditionné par l'accord préalable de la banque centrale. S'agissant de l'investissement direct étranger l'état des législations diffère d'un pays à un autre. En Algérie par exemple, l'investissement des étrangers dans le pays est libre à l'exception de certains secteurs jugés stratégiques par les autorités. Cependant, les choses sont différentes au Maroc et en Tunisie puisque l'IDE dans ces pays ne fait l'objet d'aucune restriction mais l'investissement à l'étranger des résidents est conditionné par l'accord préalable des autorités monétaires.

L'investissement de portefeuille reste plus contrôlé par rapport l'investissement étranger et l'élément commun entre les différents pays est que les résidents ne peuvent procéder à de telles transactions avec l'étranger qu'avec l'accord des autorités monétaires. En Algérie, le rapatriement des revenus du capital est possible mais contrôlé et l'accord de la Banque Centrale est toujours nécessaire dans ce cas. Au Maroc, le transfert du capital par les résidents étrangers en devises étrangères est libre tant qu'il se fait à partir de leurs dépôts en monnaies étrangères et le Maroc constitue une exception par rapport aux pays de la région.

Pour les opérations de crédit en devises effectuées par des résidents à des résidents, elles restent encore plus contrôlées par les autorités. En effet, les contrôles s'appliquent à toutes les transactions en crédit, garanties et facilités financières en Algérie. Au Maroc, en Tunisie et en Egypte, les contraintes sont moins serrées puisque certaines transactions de crédit ne sont pas conditionnées par l'aval des autorités monétaires.

Les différents états des systèmes bancaires et financiers ainsi que les restrictions sur les mouvements du capital dans ces quatre pays font que la libéralisation du compte capital n'est pas immédiate et ces pays ont encore du chemin à faire pour parvenir à cet objectif.

3. Intégration financière et croissance économique : une investigation empirique

Nous présentons successivement, le modèle et les variables, la méthode économétrique et les résultats des diverses estimations qui dans l'ensemble corroborent les hypothèses théoriques.

3.1. Présentation du modèle et des variables

Notre essai d'investigation empirique s'inscrit dans le cadre des études cherchant à dégager l'effet de l'intégration financière sur la croissance économique. En s'inspirant des différents travaux réalisés dans ce sillage, et dans la même lignée des études de Edison et al., (2002a et b) et de Klein et Olivei (2008), nous allons essayer de vérifier si l'intégration financière a été à l'origine de la stimulation de la croissance économique dans les pays MENA.

La spécification générale du modèle que nous allons estimer afin de dégager l'effet de l'intégration financière sur la croissance économique, peut s'écrire de la manière suivante :

$$y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta x_{i,t} + \gamma IF_{i,t} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, 4 ; t = 1, \dots, 29 \quad (1)$$

où $y_{i,t}$ est le PIB réel par habitant de l'année (t), $y_{i,t-1}$ est le PIB initial par habitant, $x_{i,t}$ est la matrice des variables de contrôle, $IF_{i,t}$ représente l'indicateur d'intégration financière. Finalement, η_i , ν_t , $\varepsilon_{i,t}$ représentent respectivement les effets spécifiques individuels, les effets temporels et le terme d'erreur. Les variables sont exprimées en logarithme.

Notre étude exploite un échantillon de 4 pays de la région MENA (Tunisie, Maroc et Algérie et Egypte) pendant la période 1980-2008. Le choix de l'échantillon et de la période a été dicté par la disponibilité des données. Les données sont extraites de la base de données WDI (2010).

3.1.1. Les variables de contrôle

C'est l'ensemble de variables réelles souvent utilisées afin d'expliquer la croissance économique. Il s'agit essentiellement de :

- CREDIT : Les crédits accordés au secteur privé rapporté au PIB comme proxy du niveau de développement financier. Plusieurs études se sont penchées sur les liens potentiels entre le développement du secteur financier et la croissance économique. Des études récentes ont cherché à décrire le mécanisme par lequel les systèmes financiers influent sur le développement économique, faisant valoir que le développement du secteur financier favorisera une plus grande mobilisation de l'épargne et une meilleure répartition des ressources économiques, stimulant ainsi les investissements productifs et la croissance économique (Levine, 2004).
- DPUB : La dépense courante du gouvernement rapporté au PIB comme proxy de la taille de l'Etat. L'hypothèse

sous-jacente est que plus la consommation courante de l'Etat est élevée, plus il devrait avoir besoin de ressources pour financer son déficit à venir. Face au risque de déficit budgétaire, les investissements seront moins importants et donc le revenu par tête reculerait.

- INF : De nombreux travaux ont démontré que la stabilité macroéconomique, et notamment la stabilité des prix, compte parmi les principaux déterminants de la croissance à long terme¹. Ainsi, l'inflation est choisie comme proxy afin de saisir le niveau de stabilité macroéconomique d'un pays quelconque. Le taux d'inflation est le taux de croissance annuel du déflateur implicite du PIB.

- OUV : On considère que l'ouverture commerciale favorise la croissance à long terme grâce aux améliorations qu'elle entraîne en matière de technologie et de productivité totale des facteurs (Edwards, 1998 ; Dollar et Kraay, 2004). Comme Berthélemy et Varoudakis (1998), nous utilisons le taux d'ouverture commerciale calculé par le ratio (Exportations+Importations)/PIB.

3.1.2. L'indicateur d'intégration financière

La littérature sur l'intégration financière a proposé plusieurs types d'indicateurs. Généralement, les études empiriques sur la libéralisation du compte de capital utilisent des variables *dummies* qui prennent la valeur zéro en absence de restrictions, et un lorsque celles-ci existent. Dans notre étude, nous avons utilisé la variable LIDE (flux net des investissements directs étrangers rapporté au PIB), comme étant proxy du degré de libéralisation du compte de capital. Cet indicateur est utilisé par Kraay (1998) ; Lane et Ferreti (2002).

3.2. Méthodologie économétrique

L'analyse économétrique se décompose en trois étapes : la première consiste à vérifier le degré d'intégration des variables utilisées, ensuite, on recherche l'existence d'un vecteur de cointégration et enfin, on estime ce vecteur. Cette dernière étape permettra de conclure sur la nature du lien qui unit l'intégration financière et la croissance économique.

3.2.1 Tests de stationnarité des variables

Une étape préliminaire à l'estimation consiste à tester l'ordre d'intégration de nos séries. Le test le plus fréquemment utilisé, lorsque la dimension temporelle est limitée, est celui de Im, Pesaran et Shin (2003) (IPS par la suite). IPS ont introduit un test, nommé t-bar, basé sur la moyenne des statistiques de Dickey-Fuller (ou Dickey-Fuller Agmenté) calculées pour chaque individu du panel. IPS proposent de tester l'hypothèse nulle $\rho_i = 0 \quad \forall i$, contre l'hypothèse alternative : $\rho_i < 0$ pour $i = 1, 2, \dots, N_1$ et $\rho_i = 0$ pour $i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$. On constate que, sous l'hypothèse alternative, la valeur de ρ_i peut différer entre les individus.

¹ Pour un examen critique de la documentation spécialisée, voir par exemple Rodrik et al., 2002.

Plus spécifiquement, la statistique t-bar repose sur une régression de type ADF :

$$\Delta y_{it} = \rho_i \cdot y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \cdot \Delta y_{i,t-j} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

avec p_i le nombre de retard choisi de façon à éliminer l'autocorrélation des résidus.

La statistique alternative t-bar permettant de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus ($\rho_i = 0$) est la suivante :

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(p_i, \beta_i) \quad (3)$$

où $t_{iT}(p_i, \beta_i)$ correspond à la statistique individuelle de Student associée à l'hypothèse nulle ($\rho_i = 0$) dans le modèle (2) pour un nombre de retard p_i et un vecteur de paramètres ADF $\beta_i = (\beta_{i,1}, \dots, \beta_{i,p_i})$. Il s'agit de la statistique ADF standard obtenue à partir d'un modèle avec constante et qui est programmée dans la plupart des logiciels usuels pour un retard p_i donné.

A partir des N statistiques ADF individuelles $t_{iT}(p_i, \beta_i)$, IPS proposent d'utiliser la statistique standardisée $Z_{tbar}(p, \beta)$ centrée sur l'espérance de la distribution asymptotique η de la statistique individuelle ADF et réduite par la variance de cette même distribution :

$$Z_{tbar}(p, \beta) = (N)^{1/2} (\bar{t}_{NT} - E(\eta)) / (\text{var}(\eta))^{1/2} \quad (4)$$

où les moments $E(\eta)$ et $\text{var}(\eta)$ correspondent à l'espérance et à la variance asymptotique (quand $T \rightarrow \infty$) d'une statistique ADF sous l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\rho_i = 0$) dans un modèle avec constante.

L'étude d'IPS montre que cette statistique standardisée converge faiblement vers la distribution normale centrée réduite, ce qui permet de la comparer aux valeurs critiques de la distribution N(0,1). Les résultats du test IPS sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Les résultats du test IPS (2003)

	Variables en niveau		Variables en différence 1 ^{ère}	
	Avec constante	Const. + tendance	Avec constante	Const. + tendance
PIB par tête	3.25	2.05	-3.25***	-3.17***
IDE	0.09	-0.63	-3.27***	-2.32**
DPUB	0.2	-2.55	-5.03***	-5.02***
DF	-0.1	0.24	-2.79***	-1.47*
LINVEST	-0.26	0.39	-2.35***	-1.84**
INF	-1.11	-2.07	-3.99***	-2.79***
OUV	0.97	-0.85	-3.43***	-2.82***

Notes : Données en panel stationnaire à *10 %, ** 5 %, *** 1 %.

Comme l'indique le tableau 2, les tests de racine unitaire sur données de panel ne rejettent pas l'hypothèse de racine unitaire pour nos sept séries, pour les pays de la région MENA. De plus, les tests menés sur les séries en différences premières confirment l'hypothèse de stationnarité. Autrement dit, les séries sont tous intégrées d'ordre 1. Nous testons maintenant la présence de relation de cointégration entre la croissance économique et l'intégration financière.

3.2.2. Tests de cointégration en panel

Pour étudier l'existence d'une relation de cointégration, on s'est référé aux travaux de Pedroni (1999, 2004). Tout comme les tests IPS (2003), les tests de Pedroni prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent différer entre les individus. Une telle hétérogénéité peut se situer à la fois au niveau des relations de cointégration et au niveau de la dynamique de court terme. Ainsi, sous l'hypothèse alternative, il existe une relation de cointégration pour chaque individu du panel. La prise en compte d'une telle hétérogénéité constitue un avantage puisqu'en pratique, il est rare que les vecteurs de cointégration soient identiques d'un individu à l'autre du panel. La mise en oeuvre des tests nécessite au préalable d'estimer la relation de long terme suivante :

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1,it} + \beta_{2i} x_{2,it} + \dots + \beta_{Mi} x_{M,it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

avec $i = 1, \dots, N$ désigne l'individu, $t = 1, \dots, T$ et $m = 1, \dots, M$.

Sur les sept tests proposés par Pedroni, quatre sont fondés sur une dimension *within* ou intra-individuelle et trois sur la dimension *Between* ou inter-individuelle. Les deux catégories de tests reposent sur l'hypothèse nulle d'absence de cointégration : $\rho_i = 1 \quad \forall i$, ρ_i , désigne le terme autorégressif des résidus estimés sous l'hypothèse alternative tels que :

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \mu_{it} \quad (6)$$

La distinction entre les deux catégories de tests se situe au niveau de la spécification de l'hypothèse

alternative :

- pour les tests fondés sur la dimension *within*, l'hypothèse alternative s'écrit : $\rho_i = \rho < 1 \forall i$,

- pour les tests fondés sur la dimension *Between*, l'hypothèse alternative s'écrit : $\rho_i < 1 \forall i$.

Nous constatons ainsi que le test fondé sur la dimension *Between* est plus général au sens où il autorise la présence d'hétérogénéité entre les individus sous l'hypothèse alternative.

Pedroni (1996) a montré que, sous des normalisations appropriées basées sur des fonctions de mouvements browniens, chacune des sept statistiques suit une loi normale centrée réduite pour T et N suffisamment importants :

$$\frac{Z_{NT} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{V}} \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

où Z_{NT} désigne une des sept statistiques normalisées, les valeurs de μ et V sont tabulées dans Pedroni (1999) et représentent respectivement la moyenne et la variance ajustées. A partir de ces valeurs, il est alors possible de calculer les valeurs critiques relatives à chacun des sept tests (voir Pedroni, 1999, tableau 2). Le tableau 3 présente les résultats des tests.

Tableau 3 : Tests de cointégration (Pedroni, 1999)

panel v-stat	panel rho-stat	panel pp-stat	panel adf-stat	group rho-stat	group pp-stat	group adf-stat
4.41*	2.38**	1.32	3.66*	2.88*	-0.33	3.03*

Notes : l'hypothèse de racine unitaire est acceptée à * 10%, ** 5%, *** 1%. La distinction entre panel et group tient à la distinction intra (panel, *within*) et inter (group, *between*) individuelle de la relation de cointégration.

En général, l'absence de cointégration est rejetée dans tous les pays au seuil de significativité de 5%, à l'exception des statistiques panel pp-stat et group pp-stat. Le rejet de l'absence de cointégration entre la croissance économique et ses déterminants est robuste parce qu'il est corroboré par la statistique group-rho (Pedroni, 2004). Cette statistique est la plus conservatrice des sept en petits échantillons car ses tailles critiques empiriques sont inférieures aux seuils critiques théoriques dans les simulations de Pedroni. Nous passons maintenant à l'estimation de la relation de cointégration entre la croissance économique et l'intégration financière.

3.2.3. Estimation de la relation de cointégration

Les modèles dynamiques se caractérisent par la présence d'une ou de plusieurs valeurs retardées de la variable endogène parmi les variables explicatives. Dans ce modèle, la présence de la variable dépendante retardée

ne permet pas d'utiliser les techniques économétriques standards. L'estimation des modèles dynamiques par les méthodes classiques (MCO et Within) donne des estimateurs biaisés et non convergents à cause de la corrélation entre la variable endogène retardée et le terme d'erreur. Pour contourner cette difficulté, plusieurs propositions ont été faites, la plus populaire étant celle fondée sur la méthode des moments généralisées développée par Arellano et Bond (1991). Sa popularité s'explique par plusieurs avantages et notamment la prise en compte d'effets fixes inobservables, de l'endogénéité des explicatives, ainsi que la possibilité de travailler avec des panels non cylindrés.

La procédure d'Arellano-Bond consiste à réécrire l'équation initiale en différence première, ce qui élimine les effets fixes individuels, puis à utiliser comme instruments pour les séries différenciées leurs propres niveaux retardés. Cette méthode améliore l'estimation par variables instrumentales d'Anderson et Hsiao (1982) en faisant référence à un ensemble de conditions d'orthogonalité définissant des estimateurs GMM optimaux. Elle résout, par ailleurs, le choix délicat concernant la liste des instruments.

On a, toutefois, montré que cette première version omet un ensemble de conditions d'orthogonalité que l'on peut retrouver en considérant un système constitué de deux équations. Dans l'équation en différences premières, les variables sont alors instrumentées par leurs valeurs en niveau retardées d'au moins une période. En revanche, dans l'équation en niveau, les variables sont instrumentées par leurs différences premières². Le système d'équations ainsi obtenu est estimé simultanément, à l'aide de la méthode des moments généralisés. Blundell et Bond (1998) ont testé cette méthode à l'aide des simulations de Monte Carlo. Les auteurs ont montré que l'estimateur des GMM en système est plus efficace que celui des GMM en différences d'Arellano-Bond, notamment lorsque la variance des effets individuels est relativement grande comparativement à celle des résidus idiosyncrasiques, ou lorsqu'on est en présence de variables persistantes. Dans ce dernier cas, le biais affectant l'estimateur d'Arellano-Bond et conduisant à une sous-estimation du coefficient autorégressif serait, selon ces auteurs, corrigé par l'estimation du système.

Pour toutes ces raisons, nous avons opté ici, et conformément à la majorité des travaux empiriques actuels, pour la mise en œuvre de l'estimation préconisée par Blundell et Bond.

Pour tester la validité des variables retardées comme instruments, Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995), et Blundell et Bond (1998) suggèrent le test de suridentification de Sargan et le test d'autocorrélation de second ordre. Dans la régression, les résultats de ces deux tests sont conformes aux attentes. Les statistiques du test de suridentification de Sargan ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse H_0 , celle de la validité des variables retardées comme instruments. Pour le test d'autocorrélation, les résultats du test ne rejettent pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre des résidus. Les résultats de l'estimation sont indiqués dans le tableau 4.

² Seule la différence première la plus récente est utilisée, l'utilisation d'autres différences premières retardées entraînent une redondance des conditions de moments (Arellano et Bover, 1995).

Tableau 4 : Estimation en GMM en système (1980-2008)

Variable dépendante : PIB réel par habitant	
PIB initial par habitant	0.97*
IDE	0.01**
CREDIT	0.006***
DPUB	-0.031**
INF	-0.007**
OUV	0.022**
constante	0.18**
Observations	116
Test de Sargan (p-value)	0.62
Test de corrélation de second ordre (p-value)	0.89

*, ** et *** sont les significativités respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Estimations de l'auteur.

L'estimation donne des résultats intéressants quant à la relation de cointégration entre l'intégration financière et la croissance économique. Une augmentation du ratio IDE/PIB de 10 % implique une augmentation de 0.1 % du PIB par habitant, ce qui souligne l'importance de la politique d'ouverture au capital étranger et le rôle moteur de l'IDE dans le processus de croissance des pays de la région MENA. Ce résultat confirme les conclusions de quelques études économétriques qui ont été menées sur le sujet : Edison et al., (2002b) ; Kose et al., (2006) et Klein et Olivei (2008) entre autres travaux.

L'ensemble des variables de contrôle demeure de signe attendu et significatif. Il existe un lien positif entre le ratio crédit au secteur privé/PIB et le développement économique. Une hausse de 10 % du niveau de crédit au secteur privé entraînera une augmentation du PIB par habitant d'environ 0.06 %. Les dépenses gouvernementales interviennent dans l'explication de la croissance économique par un signe négatif et significatif. En fait, ce coefficient confirme les résultats de Barro et al (1995) qui suggèrent que plusieurs aspects non productifs des dépenses publiques telles que la corruption politique peuvent être à l'origine du ralentissement de la croissance économique.

Plusieurs travaux théoriques et empiriques ont montré que la détermination de la relation entre la libéralisation du compte de capital et la croissance économique reste largement tributaire de certaines conditions. Il s'agit essentiellement du niveau de la stabilité macroéconomique (Kose et al., 2006 ; Ben Gamra et Plihon, 2007) et de l'ouverture commerciale (Kose et al., 2006 ; Ito, 2006). Selon Kose et al., (2006), la libéralisation du compte de capital ne doit être mise en place qu'une fois l'ouverture commerciale est achevée. Dans notre étude, nous voulons tester les effets qu'exerce la libéralisation du compte de capital sur la croissance économique, tout en tenant compte de ces conditions.

Pour ce faire, nous avons retenu le taux d'ouverture commerciale pour tester l'hypothèse selon laquelle la libre circulation des biens et services constitue une condition nécessaire pour la réussite d'une politique de la libéralisation du compte de capital. Le niveau de stabilité macroéconomique a été représenté par l'inflation. Un

taux d'inflation élevé défavorise les investissements à long terme et exerce un effet nuisible sur la croissance économique. L'inflation exerce un effet négatif et statistiquement significatif sur la croissance économique suggérant ainsi que plus l'inflation est élevée, plus les effets positifs de l'ouverture du compte de capital sur la croissance économique se réduisent. On peut conclure donc que la maîtrise de l'inflation est une condition nécessaire pour la réussite d'une politique d'ouverture du compte de capital.

Selon Kose et al., (2006), l'ouverture commerciale doit impérativement précéder la libéralisation du compte de capital. Dans la régression, le coefficient de la variable ouverture est de signe positif et significatif. On peut dire donc que plus un pays est ouvert commercialement sur l'extérieur, plus les effets qu'exerce la libéralisation de son compte de capital sur la croissance économique seraient importants. Par conséquent, on peut affirmer que l'ouverture commerciale constitue une pré-condition nécessaire pour la réussite d'une politique d'ouverture du compte de capital.

Conclusion

L'objet de cet article était d'analyser la relation entre l'intégration financière et la croissance économique dans la région MENA. Sur la base d'approches théoriques généralement utilisées dans la littérature, nous avons exposé un modèle théorique qui décrit l'interaction entre certaines variables macroéconomiques et la croissance économique. Ce modèle a fait, par la suite l'objet d'une estimation par les techniques économétriques récentes des panels dynamiques non stationnaires pour un échantillon de quatre pays de la région (Tunisie, Maroc, Algérie et Egypte) sur la période 1980-2008. Nous avons en particulier utilisé les tests d'intégration sur données de panel récemment proposés par IPS (2003) ainsi que les tests de cointégration sur données de panel développés par Pedroni (1999, 2004), ce qui nous a permis de constater l'existence de plusieurs sources d'impulsion influençant la croissance économique dans la région.

L'analyse économétrique montre que l'intégration financière, le développement du secteur financier, les politiques macroéconomiques et l'ouverture du commerce peuvent jouer un rôle moteur dans la croissance du PIB réel. Ces résultats montrent la justesse des priorités de réforme des gouvernements et laissent conclure, en particulier, que l'ouverture du compte de capital, la modernisation des systèmes bancaire et financier et la libéralisation du commerce pourraient accroître le potentiel de croissance dans ces pays.

BIBLIOGRAPHIE

- Anderson T. W., Hsiao C., 1982, « Formulation and estimation of dynamic models using panel data », *Journal of Econometrics*, vol. 18, pp. 47-82.
- Arellano M., Bond F., 1991, « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *Review of Economic Studies*, vol. 58, n°2, pp. 277-297.
- Arellano M., Bover O., 1995, « Another look at the instrumental variables estimation of error components models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n°1, pp. 29-52.
- Alesina A., Grilli V., Milesi-Ferretti G., 1994, « The Political economy of capital controls », *in*: Leiderman L., Razin A., *Capital mobility: The impact on consumption, investment, and growth*, Cambridge University Press for CEPR.
- Arteta C., Eichengreen B. Wyplosz C., 2001, « When does capital account liberalization help more than it hurts? », *NBER Working Paper*, n°8414.
- Barro R., Mankiw G., Sala-I-Martin X., 1995, « Capital mobility in neoclassical models of growth », *American Economic Review*, vol. 85, n°1, pp. 103-115.
- Blundell R., Bond S., 1998, « Initial conditions and moment restrictions in dynamic development », *Journal of Econometrics*, vol. 87, n°1, pp. 115-143.
- Baillu J., 2000, « Private capital flows, financial development, and economic growth in developing countries », *Bank of Canada Working paper*, n°15.
- Bekaert G., Harvey C. R., Lundblad C., 2001, « Does financial liberalization spur growth? », *NBER Working Paper*, n° 8245.
- Brender A., Pisani F., 2007, *Les déséquilibres financiers internationaux*, Paris, La Découverte, Collection Repères.
- Ben Gamra S., Plihon D., 2007, « Politiques de libéralisation financière et crises bancaires », *Economie Internationale*, vol. 4, n° 112, pp. 5-28.
- Berthelemy J. C., Varoudakis A., 1998, « Développement financier, réformes financières et croissance : une approche en données de panel », *Revue Economique*, vol. 49, n°1, 195-206.
- Dollar D., Kraay A., 2004, « Trade, growth and poverty », *Economic Journal*, vol. 114, n°493, pp. 22-49.
- Edison H., Levine R., Ricci L., Slok T., 2002a, « International financial integration and economic growth », *Journal of International Money and Finance*, vol. 21, n°6, pp. 749-776.
- Edison H., Klein M., Ricci L., Slok T., 2002b, « Capital account liberalization and economic performance: a review of the literature », *IMF Working Paper*, n°120.
- Edwards S., 2001, « Capital mobility and economic performance: are emerging economies different », *NBER Working Paper*, n° 8076.
- Edwards S., 1998, « Openness, productivity, and growth: What do we really know », *Economic Journal*, vol. 108, n°447, pp. 383-398.
- FMI (1998, 2001, 2008) *World Economic Outlook*, World Economic and Financial Surveys.
- Grilli V., Milesi-Ferretti G. M., 1995, « Economic effects and structural determinants of capital controls », *IMF Staff Papers*, vol. 42, n°3, 517-551.
- Henry P. B. (2007), « Capital Account Liberalization: Theory, Evidence, and Speculation », *Journal of Economic Literature*, vol. 45, n°4, pp. 887-935.

- Henry P., 2000, « Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices », *Journal of Finance*, vol. 55, n°2, pp. 529-564.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y., 2003, « Testing for unit roots in heterogeneous panels », *Journal of Econometrics*, vol. 115, n°1, 53-74.
- Ito H., 2006, « Financial development and financial liberalization in Asia: thresholds, institutions and the sequence of liberalization », *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 17, n°3, 303-327.
- Kao C., Chiang M.H., 1999, « On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data », *Center for Policy Research Working Papers*, n° 2.
- King R., Levine R., 1993, « Finance, entrepreneurship and growth: theory and evidence », *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n°3, 513-542.
- Klein M. W., Olivei G. P., 2008, « Capital account liberalization, financial depth, and economic growth », *Journal of International Money and Finance*, vol. 27, n° 6, pp. 861-875.
- Klein M., Olivei G., 1999, « Capital account liberalization, financial depth, and economic growth », *NBER Working Paper*, n° 7384.
- Kose M. A., Prasad E., Rogoff K., Wei S. J., 2006, « Financial globalization: a reappraisal », *IMF Working Paper*, n°189.
- Kraay A., 1998, « In search of the macroeconomic effects of capital account liberalization », *The World Bank Group*, October.
- Lane R., Milesi-Ferrei G. M., 2002, « The external wealth of nations », *Journal of International Economics*, vol. 55, n°2, 263-294.
- Levine R., 2004, « Finance and Growth: Theory and evidence », *NBER Working Paper*, n°10766.
- Pedroni P., 2004, « Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis », *Econometric Theory*, vol. 20, n°3, pp. 597-625.
- Pedroni P., 1999, « Critical values for cointegrating tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n°1, pp. 653-670.
- Pedroni P., 1996, « Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity », Indiana University, *Working Paper in Economics*, n° 96-020.
- Quinn D., 1997, « The correlates of change in international financial regulation », *American Political Science Review*, vol. 91, n°3, pp. 531-551.
- Reisen H., Soto M., 2001, « Which types of capital inflows foster developing country growth? », *International Finance*, vol. 4, n°1, pp. 1-14.
- Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F., 2002, « Institutions rule: The primacy of institutions over integration and geography in economic development », *IMF Working Paper*, n°189.
- Rodrik D., 1998 « Who needs capital-account convertibility? », *Essays in International Finance*, n° 207, Princeton University.