

L'impact de la libéralisation du compte de capital sur la croissance économique dans la région MENA.

The impact of capital account liberalization on economic growth in the MENA region.

ABOU-BEKR Asma¹

Doctorante .Laboratoire MIFMA
Université Abou-bakr Belkaid. Tlemcen
asmaaboubekr@gmail.com

BOUTELDJA Abdenacer

Professeur. Laboratoire MIFMA
Université Abou-bakr Belkaid. Tlemcen
bouteldja_nacer@yahoo.fr

Date de soumission : 21/09/2020 / Date d'acceptation :01.04.2021

Résumé :

Le présent travail a pour le but d'analyser l'impact de l'ouverture du compte de capital sur la croissance économique dans 8 pays des économies de la région MENA, entre 1996-2018 ; Les différentes estimations sont basées sur le modèle panel ARDL par la technique PMG (Pooled Mean Group). On a utilisé l'indice KAOPEN pour mesurer l'ouverture du compte de capital De jure. Les résultats montrent que la mesure de libéralisation du compte de capital a un effet non significatif sur la croissance économique. Les résultats deviennent significatifs après l'introduction des variables d'interaction entre l'indice KAOPEN et les mesure du niveau de développement institutionnel (corruption et bureaucratie). Ce dernier est un canal de transmission indispensable par lequel la libéralisation du compte de capital affect positivement la croissance économique sur le long terme.

Mots clés : libéralisation du compte de capital, croissance économique, panel ARDL.

Code JEL:B20 B21 B29

Abstract :

the present work aims to analyze the impact of the opening of the capital account on economic growth in 8 countries of the MENA region economies, between 1996-2018; The various estimates are based on the ARDL panel model using the PMG (Pooled Mean Group) technique. The KAOPEN index was used to measure the opening of the De jure capital account. The results show that the measure of capital account liberalization has an insignificant effect on economic growth. The results

¹ Auteur Correspondant : ABOU-BEKR Asma. E-Mail : asmaaboubekr@gmail.com

become significant after the introduction of interaction variables between the KAOPEN index and measures of the level of institutional development (corruption and bureaucracy). This last is an essential transmission channel through which the liberalization of the capital account positively affects economic growth in the long run.

Keywords : capital account liberalization, economic growth, ARDL panel.

Jel Classification Codes : B20 B21 B29

Introduction :

Un grand nombre de pays enregistrent des taux de croissance très faible à cause de l'insuffisance des ressources pour financer les activités économiques. Ces pays sont restés isoler du reste du monde malgré la libéralisation financière interne de leurs économies c'est-à-dire l'élimination de l'intervention de l'états sur le plan économique.

Pour remédier à cette problématique qu'a émergé ces dernières années ; La libéralisation du compte de capital est l'enjeux primordial pour attirer l'épargne externe ce qui va diversifier les balances de paiements, intégrer les marchés financiers locaux et stimuler la croissance économique à long terme. Cette initiative à entrainer une forte hausse des flux de capitaux internationaux pendant les deux dernières décennies, la région MENA à reçus seulement 7% du total des flux de capitaux étrangers.

A travers cette étude, on va essayer de déterminer les causes de cette faiblesse des flux des capitaux étrangers malgré les pas franchis dans le cadre de réforme financière ces deux dernières décennies par les pays de la région MENA dans le processus de la libéralisation du compte de capital. Pour cela, on va essayer de mener une analyse des données de panel sur la période allant de 1996 à 2018 sur un échantillon de 8 pays de la région MENA (Algérie, Arabie Saoudite, Egypte, Iran, Maroc, Tunisie, Jordanie, Oman).

Notre étude sera subdivisée en trois partie. La première partie présente une introduction au sujet de notre recherche, la deuxième partie est consacrée à une revue de littérature théorique et empirique sur le lien entre la libéralisation du compte de capital et la croissance économique ; quant à la troisième section, montre les résultats empiriques et leurs interprétations.

1. Une revue de littérature théorique sur le lien entre libéralisation du compte de capital et la croissance économique :

La libéralisation financière est La levée des restrictions appliquées aux flux de capitaux franchissant la frontière d'un pays donné. Il en résulte normalement un plus haut degré d'intégration financière à l'économie mondiale sous forme d'entrées et de sorties de capitaux plus importantes et une déréglementation du système économique.

Selon (KOSE M., 2009); on peut distinguer entre les effets directs de l'ouverture financière sur la croissance économique identifier par l'approche traditionnelle et des effets indirect repose sur les bénéfices collatéraux liés à la libéralisation financière et qui améliore l'efficacité économique.

1.1. L'approche traditionnel : met l'accent sur les gains d'efficience liés à la mobilité des capitaux ; ces gains prennent l'idée d'allocation optimal des

capitaux à l'échelle mondiale. la libéralisation du compte de capital affecte positivement et directement la croissance économique par :

- L'augmentation de l'épargne intérieure : La libéralisation financière peut mener à un assouplissement de contrainte de l'épargne intérieure, l'entrée des capitaux des pays à capacité de financement vers les pays à besoin de financement permettent de financer les investissements productifs et par la suite stimuler le rythme de la croissance économique.
- Réduction du coût du capital par une meilleure gestion du risque : la libéralisation du compte de capital peut stimuler la croissance économique par une meilleure diversification du risque, d'un côté l'ouverture financière facilite le partage de risque par la diversification internationale du portefeuille ce qui rend les marchés plus liquides ce dernier réduit la prime de risque et le coût du capital. D'un autre côté l'accroissement de la possibilité de partage de risque entre investisseur résident et investisseur étranger peut favoriser la diversification des risques ce qui encourage l'investissement et par la suite stimule la croissance économique. On peut ajouter que le partage de risque dans les pays en développement dépend de la composition des capitaux entrants.
- Le développement du secteur financier domestique : la libéralisation du compte de capital a un effet direct sur le système financier domestique en introduisant des services bancaires de meilleure qualité et l'effet indirect consiste à l'encouragement de développement de meilleure pratique de règles et de supervision. (Levine, Loayza, & Beck, 2000), une participation étrangère accrue dans les banques locales peut procurer des avantages considérables car elles tendent à accentuer la concurrence ce qui participe à l'amélioration de la qualité des services financiers locaux.
- Le transfert du savoir-faire technologique et managérial : l'intégration financière d'un pays peut attirer une part importante des flux d'IDE, ce dernier est susceptible d'entraîner des transferts de technologie et du savoir-faire ce qui contribue à l'augmentation du volume et de la qualité de la production et par conséquent stimule la croissance économique.

1.2. Approche collatéraux potentiels

L'approche traditionnelle explique que les avantages réels de l'intégration financière ne résident pas seulement dans l'accroissement du volume des capitaux entrants, mais surtout dans ce que l'afflux des capitaux implique comme réformes et innovations, donc l'approche traditionnelle induit des bénéfices collatéraux qui vont agir d'une façon indirecte sur la croissance économique ; il s'agit de :

- La promotion de la spécialisation : selon (Imbs, 2006) les pays qui bénéficient d'un degré élevé d'ouverture du compte de capital disposent d'un partage de risque qui leur permet de se spécialiser dans des secteurs conformes à ces avantages comparatifs.
- L'autorisation de la libre circulation des capitaux : selon (Bartolini & Drazen, 1996) indiquent que la suppression des restrictions aux mouvements de capitaux peut provoquer une hausse des entrées de capitaux et, donc, l'accroissement du niveau d'investissement dans le pays nécessaire pour la croissance du PIB.

- Adhésion à de meilleures politiques macroéconomiques : Les états des pays hôte doivent instaurer des politiques macroéconomiques saine tels qu'une stabilité au niveau général des prix et un déficit budgétaire modéré afin de recevoir des capitaux internationaux stable et éviter les risques de retournement des capitaux internationaux. Selon l'étude de (Arteta, Eichengreen, & Wyplosz, 2001) ont abouti que les pays qui ouvrent leurs de compte de capital bénéficie de cette dérèglementation lorsque ces pays arrivent à éliminer les distorsions macroéconomiques.
- Développement des institutions et la meilleure gouvernance : La libéralisation du compte de capital associer à une bonne gouvernance et un cadre institutionnel adéquat peut augmenter le niveau de croissance d'un pays. (CALDERON & KUBOTA, 2009), ont montré que seuls les pays bénéficiant d'un niveau moyen ou élevé de qualité institutionnelle et d'un appareil juridique efficace de protection des investisseurs arrivent à tirer profit de l'ouverture financière internationale.

2. Une revue de littérature empirique sur le lien ouverture du compte de capital et croissance économique :

Beaucoup de travaux économétriques menées sur la croissance économique ont mis en exergue le rôle primordial de l'ouverture du compte de capital comme facteur de croissance économique à long terme.

L'un des travaux précurseurs est celui de (Kose, Prasad, & Terrones, 2008) ont étudié la relation entre l'ouverture du compte de capital et la croissance de la productivité total des facteurs, il a utilisé un échantillon de 67 pays (21 PD et 64 PVD) sur la période (1996_2005), ils ont utilisé deux mesures d'ouverture financière ; la variables binaire extraite du rapport AREAER du FMI et la mesure construite par Chinn et Ito (2006). Les résultats montrent une relation positive et significative pour les deux mesures de l'ouverture du compte de capital pour les pays qui ont libéralisé leur compte de capital ; le taux de croissance de la productivité total des facteurs est élevé d'une moyenne de 16% sur un horizon de 10 ans par rapport au pays qui impose des restrictions sur leurs comptes de capitaux, les auteurs ont expliqué cet impact positif par la concurrence accru et du savoir-faire technologique et managériale. (Kose, Prasad, & Terrones, 2008) ajoutent que les types de capitaux n'ont pas les mêmes effet sur la production totales des facteurs; l'augmentation de 10% des flux des IDE et des investissements en portefeuille augmente de 0.4% de taux de croissance total de la productivité des facteurs, une augmentation de 10% de la dette extérieur est associé à une baisse de 0.2% du taux de croissance total de productivité. Ils ont expliqué ces résultats par le fait que ces pays ont un système bancaire inefficent et un faible tissu institutionnel, comme ils ont ajouté que ces pays attirent des flux de la dette afin de financer leurs grandes firmes locales. Kose et al (2008) ont démontré qu'il existe un certain seuil de développement financier et de qualité institutionnelle à partir la quel le pays bénéficier des avantages de l'ouverture du compte de capital. L'étude de (Gehring, 2013) a mesuré une étude sur l'impact de la libéralisation financière externe sur la croissance économique dans un contexte de l'union européenne, il a constitué un échantillon de 26 pays sur la période (1990-2007), il a mesuré la libéralisation financière externe par deux mesures, la première mesure est la mesure de jure de Chinn et Ito (2008) et la deuxième mesure est la mesure de facto qui contient les stock des passifs étrangers rapporté au PIB, l'auteur a utilisé

des régressions en panel dynamique. Les résultats ont abouti que l'ouverture du compte de capital à un effet positif sur la croissance économique seulement quand il est mesuré par un indice de jure tandis que quand la régression a introduit la mesure de facto l'impact était non significative.

Ailleurs, l'auteur a ajouté des variables interaction entre la libéralisation financière et l'adhésion à l'union européenne, cette variable exhibe un effet positif et significative ce qu'il a expliqué par les efforts de la libéralisation financière imposé par l'Europe.

(Kunieda, Okada, & Shibata, 2014) leurs étude traite la relation entre la libéralisation du compte de capital et la croissance économique en tenant compte de la corruption au sein des gouvernements sur un échantillon de 109 pays couvrant la période (1985-2009), ils ont utilisé deux indicateurs de libéralisation du compte de capital la mesure de jure et la mesure de facto; Le niveau de corruption est mesuré par l'indicateur de corruption de l'ICRG (International Country Risk Guide). Cet indice oscille entre 0 : gouvernement peu corrompu et 6 : gouvernement hautement corrompu. Les auteurs modifient l'indice pour qu'il oscille dans le sens contraire avec 0 : gouvernement hautement corrompu et 6 : gouvernement peu corrompu.

Les résultats de l'estimation aboutissent que les deux coefficients relatifs à la libéralisation financière de jure et de facto ont un impact positive sur la croissance économique, concernant le coefficient qui mesure l'interaction entre la corruption et la libéralisation du compte de capital a un signe négatif et significative pour le mesure de jure et la mesure de facto , les auteurs confirment le constat théorique selon lequel la libéralisation financière amplifie l'impact négatif de la corruption sur la croissance économique.

A partir de ces études antérieures, on essaye de proposer une étude économétrique des données de panel ; afin de traiter la relation entre l'ouverture du compte de capital et la croissance économique dans la région MENA.

3. L'impact d l'ouverture du compte de capital sur la croissance économique dans la région MENA:

Afin d'analyser l'effet de l'ouverture du compte de capital sur la croissance économique, nous avons utilisé l'économétrie des données de panel sur un ensemble de 8 pays de la région MENA (Algérie, Arabie Saoudite, Egypte, Iran, Maroc, Tunisie, Jordanie, Oman) couvrant la période 1996-2018. L'intérêt que nous portons pour la méthode de l'économétrie de panel réside dans le fait qu'elle permet d'étudier le phénomène de la libéralisation du compte de capital dans sa diversité comme dans sa dynamique car cette méthode économétrique intègre deux dimensions, la dimension temporelle et la dimension individuelle.

3.1. Méthodologie de l'étude :

Beaucoup de modèles économétriques ont été développés dans le cadre des techniques d'économétrie de panel. Notre objectif est de déterminer la méthode la plus appropriée à retenir pour nos estimations. Comme on a cité précédemment, nos estimations seront effectuées dans le but d'illustrer la nature du lien entre l'ouverture du compte de capital et la croissance économique dans les pays de la région MENA, pour cela, on a effectué 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, on a testé la stationnarité des variables à travers les tests de racine unitaire sur

panel, par la suite on a étudié la relation de cointégration de ces variables. En dernier lieu, on a passé à l'estimation du modèle avec la méthode ARDL panel.

3.2. Spécification du modèle et variables de l'étude :

Cette étude optera deux modèles afin de mesurer l'effet de la libéralisation du compte de capital sur la croissance économique au niveau de notre échantillon. Le premier modèle utilisé les variables de contrôles et la variable ouverture financière KAOPEN. Le premier modèle à estimer est le suivant :

$$pib_{i,t} = \alpha_0 + \beta_i X_{i,t} + \alpha_1 KAOPEN + \varepsilon_{i,t} \dots (1)$$

Le deuxième modèle ajoute les termes d'interaction entre l'indicateur la libéralisation du compte de capital et les variables de la qualité institutionnelles. Le deuxième modèle à estimer est le suivant :

$$pib_{i,t} = \alpha_0 + \beta_i X_{i,t} + \alpha_1 KAOPEN + \alpha_2 INST + \alpha_3 KAOPEN * INST + \varepsilon_{i,t} \dots (2)$$

pib_{i,t}: représente le PIB réel par habitant dans le pays i à la période t, afin de mesurer la croissance économique dans notre échantillon. Tier de la base de données world développement indicateur de la banque mondiale².

X_{i,t} : est la matrice des variables de contrôle pour l'individu i à l'instant t, utilisées dans la littérature empirique traitant la problématique de la croissance économique. (Toutes les variables de contrôles sont tirées de la base de données world développement indicateur de la banque mondiale. Il s'agit de :

CP : c'est un indicateur de développement financier mesurer par les crédits orientés au secteur privé en pourcentage du PIB ;

Ouv : c'est un indicateur qui mesure le degré d'ouverture commerciale, il correspond à la somme des exportations et des importations au PIB;

INF: le taux d'inflation calculé par l'indice des prix à la consommation; il représente l'efficacité des politiques macroéconomiques domestique d'un pays;

EDUC : représente le stock du capital humain dans un pays i sur la période t, mesurer par le taux de scolarisation dans l'enseignement primaire.

KAOPEN : mesure la libéralisation du compte de capital de jure dans le pays i à la période t; extraite de l'étude de (Chinn.M & Ito.H, 2018);

INST: représente le niveau de développement institutionnelle dans un pays, tiré de la base des données International Country Risk Guide (ICRG); tel que:

La corruption (corru) : mesure le degré de la corruption dans un pays ; elle indique que les agents de l'états exigent des versements illégaux sous forme de pot- de- vin afin de rendre un service exemple l'octroi des prêts ou l'octroi des licences d'importation ou d'exportation ect. Cet indice oscille entre 0 : gouvernement peu corrompu et 6: gouvernement hautement corrompu. On va inverser l'échelle avec 0 : gouvernement hautement corrompu, et 6 : gouvernement peu corrompu ; en s'inspirant de l'étude (Kunieda, Okada, & Shibata, 2014), afin de faciliter l'interprétation des résultats.

La Bureaucratie (BURO) : mesure la compétence de l'administration et son autonomie par rapport aux changements politiques, ainsi que la qualité de la prestation du service public.

² Banque mondiale, World Development Indicators <http://data.worldbank.org>.

Cet indice s'établit sur une échelle de 0 à 4, 0 : signifie que la qualité de la bureaucratie est mauvaise ; tandis que la valeur 4 : signifie que la qualité de la bureaucratie est efficace.

$KAOPEN * INST$: le terme d'interaction entre la qualité institutionnelle et l'ouverture du compte de capitale.

α_0 : Le terme constant pour l'individu i ;

$\varepsilon_{i,t}$: le terme d'erreur.

3.3. Résultats des estimations et interprétation :

3.3.1. Test d'homogénéité d'Hasio :

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 :

Sous :

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

Ce test d'hypothèse jointes se ramène à un test de Fisher dont la statistique est

$$\text{donnée par : } F_1 = \frac{SCR_1 - SCR \quad N-1 \quad K+1}{SCR / (N \times T - N(K+1))}$$

Après l'estimation par la MCO du modèle contraint a montré que la somme des carrés des résidus du modèle contraints $SCR_{C1} = 11119,24$

Ensuite, on a calculé la somme des carrés des résidus du modèle non contraint, elle est égale à la somme des 8 somme des carrés des résidus des modèles estimés sur les équations individuelles. Soit

$$SCR = \sum_{i=1}^N SCR_i = SCR_1 + SCR_2 + \dots + SCR_8 = 7705,2774$$

La statistique Fisher associé à H_0^1 , $F_1 = 2,676492 > F_{(56,161)} = 1,83 e^{-07}$, nous rejetons l'hypothèse H_0^1 au seuil de 5% : égalité des constantes α_i et des coefficients β_i .

- Test d'homogénéité des coefficients β_i :

Afin de tester l'hypothèse d'égalité des coefficients β_i entre les pays, Nous nous dirigeons vers l'hypothèse H_0^2 ,

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

Avec :

$$F_2 = \frac{SCR_2 - SCR / (N - 1) \times K}{SCR / (N \times T - N(K + 1))}$$

Nous calculons la somme des carrés des résidus du modèle contraint sous l'hypothèse H_0^2 par l'estimation à effet fixe individuels $SCR_{C2} = 10396,67$

La statistique Fisher associé a H_0^2 , $F_2 = 2,461682 > F_{(49,161)} = 6,56 e^{-06}$, nous acceptons l'hypothèse H_0^2 au seuil de 5%.

- Test d'homogénéité des coefficients α_i :

Finalement, Nous nous dirigeons vers l'hypothèse H_0^3 . Afin de tester les constantes individuelles.

Sous :

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

avec:

$$F_3 = \frac{SCR_{C1} - SCR_{C2} / (N - 1)}{SCR_{C2} / N \times ((T - 1) - K)}$$

La statistique Fisher associé à H_0^3 , $F_3 = 3,355834 > F_{(7,329)} = 0,001791$, la P value est très largement inférieur au seuil de 5%. Pour ce seuil on rejette l'hypothèse nulle H_0^3 d'égalité des constantes. il est nécessaire d'introduire des effets individuels (Le panel à une structure à un effet individuels). On passe à étudier les différentes méthodes d'estimation incluant des constantes individuelles.

La spécification finale de notre modèle peut s'écrire comme suit :

3.3.2. Le résultat de test de racine unitaire :

Le test de racine unitaire consiste à vérifier l'ordre d'intégration de nos séries; nous nous tenons au test de racine unitaire de (Levin.L, Line.C, & chu, 1993) (LLC) , le test de Im, peseran et Shin (IPS), et le test de fisher (ADF)³, ces tests sont effectués avec un seuil de 5%. Les tests de racine unitaire sous l'hypothèse nul de présence de racine unitaire sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 1 : les résultats des tests de racine unitaire en panel

Variables	LLC		IPS		ADF	
	En niveau	1 ^{er} différence	En niveau	1 ^{er} différence	En niveau	1 ^{er} différence
PIB	-2.3856** (0.0085)	-6.9273*** (0.000)	-4.0005*** (0.0000)	- 11.5925*** (0.0000)	45.3055*** (0.0001)	118.375*** (0.0000)
INF	-5.4046*** (0.0000)	- 13.6260*** (0.0000)	-6.0402*** (0.0000)	- 13.5032*** (0.0000)	64.9705*** (0.0000)	142.121*** (0.0000)
OUV	0.4509 (0.6740)	-7.6679*** (0.0000)	1.5881 (0.9439)	-6.5013*** (0.0000)	8.3999 (0.9361)	65.2745*** (0.0000)
CP	-0.6542 (0.2565)	-5.0635*** (0.0000)	-0.5834*** (0.2805)	-5.1889*** (0.0000)	18.0940 (0.3184)	53.87*** (0.0000)
EDUC	0.3743 (0.6459)	-4.4617*** (0.0000)	1.8706 (0.9693)	-6.2702*** (0.0000)	27.4607** (0.0366)	66.5793*** (0.0000)
KAOPEN	-5.2295*** (0.0000)	-9.2370*** (0.0000)	-2.2340** (0.0127)	-8.1947*** (0.0000)	30.7163*** (0.0002)	60.8672*** (0.0000)
CORRUP	-3.8211*** (0.0001)	-9.5857*** (0.0000)	-1.9022** (0.0286)	-6.4712*** (0.0000)	39.6211** (0.009)	64.3712*** (0.0000)
BUROC	-0.2570 (0.7595)	-6.3351** (0.0000)	0.5192 (0.6982)	-4.4594*** (0.0000)	7.8950 (0.7933)	38.337*** (0.0000)

Note : les valeurs entre parenthèse sont des probabilités. La stationnarité des variables correspond à :* significatif au seuil de 10% ,** significatif au seuil de 5%, ***significatif au seuil de 10%.

Source : calculé par l'auteur à partir du logiciel evIEWS10

3.4. Le résultat du test de cointégration :

Pour tester la relation de cointégration entre les variables dans l'économétrie des données de panel, on utilise le test de cointégration de (Pedroni, (1995))

³ Hurlin C., Mignon V. (2006) "Une Synthèse des Tests de Cointégration sur Données de Panel", Université d'Orléans et Université Paris X- Nanterre.

sous l'hypothèse nul d'absence de cointégration entre les variables de l'étude ; l'hypothèse alternative nous permet de conclure.

le test de cointégration de Pedroni utilise 11 test pour examiner le relation de cointégration entre les variables du modèle.

Le tableau ci-dessous, présente les résultats du test de cointégration de Pedroni.

Tableau3 : résultats du test de cointégration en panel :

Dimension intra-individuelle	Statistique	prob	Statistique Pondéré	Prob
Panel v-Statistic	-1.396733	0.9188	-1.680400	0.9536
Panel rho-Statistic	-1.358552	0.0871	-1.251690	0.1053
Panel PP-Statistic	-8.797070	0.0000	-8.243238	0.0000
Panel ADF-Statistic	-6.238364	0.0000	-6.700370	0.0000
Dimension inter-individuelle	Statistique		Prob	
Group rho-Statistic	-0.790820		0.2145	
Group PP-Statistic	-10.04541		0.0000	
Group ADF-Statistic	-5.927072		0.0000	

Source : calculé par l'auteur à partir du logiciel evIEWS10

A partir des résultats du test de Pedroni, la majorité de ces tests sont inférieurs à la valeur critique de la loi normale pour un seuil de 5% à l'exception des statistiques de test panel v-statistique et le test panel rho-statistique ; ce qui donne lieu au rejet de l'hypothèse nul d'absence de cointégration. C'est-à-dire il existe une relation de cointégration (relation de long terme) entre les variables de l'étude

Après avoir tester la stationnarité de nos variables, on a aperçu que les variables du modèle ne sont pas intégrées au même niveau, mais aucune variable n'est stationnaire après la 1^{ère} différence c'est-à-dire elles sont tous stationnaires soit en niveau ou à la 1^{ère} différence.

Concernant le test de cointégration à montrer la présence d'une relation de cointégration entre les variables de l'étude ce qui explique l'existence d'une relation de long terme dans ce modèle. Par conséquent le modèle le plus a priori afin d'analyser l'effet de la libéralisation du compte de capital sur la croissance économique est le modèle ARDL en panel par la technique PMG.

La méthode repose sur la spécification dynamique de panel du modèle Auto Régressive Distributive Lags (ARDL) de la forme suivante :

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} x_{i,t-j} + U_i + \varepsilon_{i,t}$$

i : le nombre d'individus avec $i = 1, \dots, N$ / t : le nombre de période avec $T = 1, \dots, T$

p : le nombre de retard de la variable dépendante / q : le nombre de retard de la variable indépendante

X_{it} : un vecteur à $K \times 1$ variables explicatives / δ_{ij} : sont $k \times 1$ vecteur de coefficient

γ_{ij} : sont des scalaires

U_i : l'effet spécifique pays.

Puisque les variables de l'équation sont cointégrées, donc ces variables ont une réaction à toute déviation d'équilibre à long terme ce qui nécessite un modèle à correction d'erreur Dans lequel les dynamiques de court terme des variables de système sont influencées par la déviation d'équilibre ; donc on va ré-paramétriser l'équation précédente dans l'équation à correction d'erreur comme suit :

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{t-1} - \sigma x_{it} + \sum_{j=1}^p \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + U_i + \varepsilon_{i,t}$$

Le paramètre ϕ_i et la vitesse de correction des erreurs du terme d'ajustement.

3.5. Résultat de l'estimation en panel ARDL:

Nos estimations passent par deux modèles ; la premier modèle se base sur l'approche traditionnelle de l'effet de la libéralisation du compte de capital sur la croissance économique, on utilisant la variable de l'ouverture du compte de capital de jure de Chinn et Ito (2018) , dans le second modèle on va se basé sur l'approche collatérale concernant le niveau du cadre institutionnelle, en introduisant les mesures de la qualité institutionnelles ainsi leurs termes d'interaction.

Le tableau ci-dessous résume l'estimation de long terme et court terme de l'effet de l'ouverture du compte de capital de jure sur la croissance économique :

Tableau 4 : résultats de l'estimation du 1^{er} modèle en panel ARDL(1,1, 1,1,1,1)

Relation à court terme			
Variables	Coefficient	t-statistic	Prob
COINTEQ01	-0.864079	-5.301994	0.0000
D(CP)	0.101124	0.995498	0.3214
D(OUV)	0.106360	1.917093	0.0575
D(INF)	-0.022942	-0.259270	0.7959
D(EDUC)	0.020055	0.121889	0.9032
D(KAOPEN)	-6.451382	-1.081895	0.2814
C	0.407088	0.594258	0.5534
Relation à long terme			
Variables	Coefficient	t-statistic	Prob
CP	-0.040208	-3.317025	0.0012
OUV	0.023337	1.043241	0.2989
INF	0.180158	1.448530	0.1500
EDUC	0.030183	1.930593	0.0558
KOPEN	0.543231	0.958668	0.3396

Concernant les variables de contrôle pour l'estimation du premier modèle et du deuxième modèle (voir tableau 3 et 4), par la technique PMG, on a constaté que :

L'indice de développement financier (CP) : le coefficient de la variable CP à un effet négativement significative sur la croissance économique sur le long terme. Cela peut être expliquer par la faiblesse des secteurs financier des pays de la région MENA dans l'accumulation de l'épargne domestique pour financer leurs

investissements dans divers secteurs économiques malgré l'ouverture du compte de capital au sein de ces pays. Donc ces pays n'ont pas réussi l'attraction des capitaux étrangers malgré le lever de restrictions sur l'entrée des capitaux internationaux. Au niveau du deuxième modèle (tableau 4) le coefficient de l'indice développement financier devient positif après l'introduction des variables du développement institutionnelle, ce qui confirme l'étude (Keho, 2012) .

La variable ouverture commerciale (OUV) : cette mesure a un effet positif et significative sur le long terme et ceux qu'à court terme, d'un côté ce résultat confirme la littérature théorique de l'économie ; cette dernière stipule que l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance économique. D'un autre côté et selon l'étude de Kose et al (2006) ; l'ouverture commerciale doit précéder l'ouverture du compte de capital, c'est-à-dire l'ouverture commerciale est considérée comme l'une des préconditions nécessaires afin de réussir l'ouverture du compte de capital.

La variable inflation (INF) : le coefficient de l'inflation est négativement significative, plusieurs pays de la région MENA se caractérisent par une instabilité macroéconomique, selon (Robert & Barro, 1997) le pays qui se caractérise par un taux d'inflation élevé peut introduire des distorsions dans le choix des investissements à long terme dont les agents économiques soit locaux ou étrangers s'orientent vers les projets moins productifs ce qui répercute négativement sur la croissance économique.

La variable capital humain (EDUC) : cette mesure a un effet positif et significative sur la croissance dans les deux régressions, ce qui affirme l'étude de (Mankiw, Romer, & Weil, 1990), les auteurs ont trouvé une relation positive entre le taux de scolarisation et la croissance économique. Ils expliquent ce résultat par le fait que l'investissement dans l'éducation peut contribuer indirectement à la croissance économique.

La variable d'ouverture du compte de capital de jure (KAOPEN) : les coefficients de la mesure libéralisation du compte de capital du premier modèle (tableau 3) ont un effet positif et non significatif, ce résultat peut être expliqué par deux points, d'un côté la mesure de libéralisation du compte de capital de jure ne tient pas en compte l'aspect quantitative c'est-à-dire, l'existence d'un contrôle de capitaux ne va pas avec précisent le niveau réel d'intégration financière dans les marchés financiers internationaux. D'un autre côté la libéralisation du compte de capital n'est favorable à la croissance économique que sous la condition du cadre institutionnel adéquat.

On va essayer d'élargir notre modèle en intégrant le rôle du cadre institutionnel comme condition nécessaire pour améliorer le niveau de développement de la région.

Le tableau ci-dessous résume l'impact de l'ouverture du compte de capital sur la croissance économique en intégrant des mesures institutionnelles

Tableau5: résultats de l'estimation du 2ème modèle en panel ARDL(1,1,1,1,1,1)

Relation à court terme								
Variables	Equation 1		Equation 2		Equation 3		Equation 4	
	Coef	prob	Coef	Prob	Coef	Prob	coef	prob
COINTEQ0	-0.88714	0.0000	-0.86991	0.0000	-0.87744	0.0000	-0.86251	0.000
1	0.089404	0.3953	0.136819	0.0782	0.081099	0.4181	0.18004	0.0451
D(CP)	0.086901	0.1221	0.0743362	0.1471	0.095184	0.1430	0.11790	0.0458
D(OUV)	-0.10217	0.0350	-0.05213	0.0835	-0.07556	0.0789	-0.02746	0.0130
D(INF)	-0.91817	0.0539						
D(CORRUPT			0.21356	0.5451				
ION)	-7.25094	0.2740	0.134277	0.7387	-0.10277	0.0345	0.310530	0.0029
D(BUROC)					-0.00794	0.0750		
D(KAOPEN							0.66435	0.0046
)	0.021282	0.9097	0.238481	0.5234	0.046098	0.9417	0.13996	0.0041
D(KAOPEN	-2.49151	0.0122	-3.976321	0.0041	-0.04138	0.9417	-4.88823	0.0036
*CORRUP)								
D(KAOPEN								
*BUROC)								
D(EDUC)								
C								
Relation à long terme								
Variables	Equation 1		Equation2		Equation3		Equation4	
	Coef	prob	Coef	Prob	Coef	Prob	coef	Prob
CP	0.037271	0.0027	0.020499	0.0280	0.040457	0.0011	0.038894	0.0010
OUV	0.052564	0.0087	0.035476	0.0002	0.053832	0.0071	0.054219	0.0002
INF	-0.305076	0.0098	-	0.0448	-0.28714	0.0137	0.210344	0.0089
CORRUP	-0.102210	0.0276	0.135122					
BUROC				0.0023				
KAOPEN	0.239802	0.5511	0.604585	0.0798	-0.15038	0.0349	0.543231	0.3396
KAOPEN*C			0.095292		-0.07171	0.0397		
ORRUP							0.708597	0.0000
KAOPEN*B	0.044233	0.0038		0.0006	0.030308	0.0091	0.07082	0.0000
UROC			0.024933					
EDUC								

Source : calculé par l'auteur à partir du logiciel eviews10

Sur le court terme la vitesse d'ajustement (COINTEQ01) reflète par le coefficient de la correction d'erreurs dans les régressions à court terme de nos équations a un signe significativement négative dans toutes nos estimations ce qui explique que les perturbations et les chocs seront ajuster avec une vitesse de 80% dans la prochaine période.

Dans un premier temps, on étudie l'effet direct des mesures institutionnels (corruption, bureaucratie) sur la croissance économique.

Le résultats obtenus stipule que la variable corruption a un effet négatif et significative, la variable bureaucratie a un effet positif et significative; ce résultat vérifie la littérature théorique qui stipule que la solidité du cadre institutionnelles dans un pays stimule leur croissance économique.

Dans un deuxième temps, on a introduit les termes d'interactions entre la mesure de la libéralisation externe et du cadre institutionnel ; on commence par entée la

mesure d'interaction entre l'indice KAOPEN et l'indice de corruption (KAOPEN*CORUP), le résultat obtenu indique un effet négatif et significative avec simultanément un coefficient d'élasticité négative de la mesure KAOPEN sur le long terme. Ce résultat suggère que la mesure corruption à un effet néfaste sur l'ouverture du compte de capital de jure et par conséquent sur la croissance économique. Ce résultat montre qu'une baisse de 1% de la mesure KAOPEN pourrait être aggravé à près de 0.07% du degré de corruption.

Ce résultat peut expliquer que la corruption ralentit d'une façon indirect le rythme de la croissance économique par le découragement de l'entrée des capitaux étrangers.

Ensuite on introduit la mesure d'interaction entre l'indice KAOPEN et l'indice de la bureaucratie (KAOPEN*BUROC), la variable d'interaction a un effet positif et significatif simultanément avec un coefficient d'élasticité positive de la mesure KAOPEN sur le long terme. Ce résultat suggère qu'une hausse de 1% de la mesure KAOPEN est susceptible d'être accroître à près de 0.01% d'une bonne qualité bureaucratique. Ce résultat peut être expliquer qu'une bonne efficacité bureaucratique va éviter la lourdeur des procédures administratives pour l'entrées des capitaux étrangers, ce qui confirme l'étude de Moro (1995) qui a prouvé que la qualité de la bureaucratie stimule positivement le taux d'investissement et par la suite le taux de la croissance économique.

Conclusion :

A travers ce papier, on a essayé de vérifier l'effet de l'ouverture du compte de capital sur la croissance économique sur les données de panel à travers un échantillon de 8 pays de la région MENA sur la période 1996-2018.

Les résultats de l'étude montrent que La libéralisation financière ne conduit pas systématiquement à la stimulation de la croissance économique. Mais cette relation est conditionné par le niveau du développement institutionnelle, ce dernier était prouvé après l'introduction des termes d'interactions entre l'indice de la libéralisation du compte de capital et les indicateurs institutionnelles (corruption et bureaucratie), dans notre modèle ces variables d'interaction sont statistiquement significative ce qui explique que le développement institutionnelle est un canal de transmission par lequel la libéralisation du compte de capital affect positivement la croissance économique.

Les pays de la région MENA doivent consolider leurs cadres institutionnelles à travers la lutte contre la corruption afin d'encourager l'entrée des capitaux étranger qui se caractérise par l'efficacité et la stabilité afin de stimuler le rythme de la croissance économique à long terme.

Malgré l'impact positive de la qualité de la bureaucratie dans notre échantillon mais cela reste insuffisant si on la fait comparer par les pays développés. Une bonne efficacité bureaucratique évite la lourdeur des procédures administratives dont la numérisation est la solution primordiale pour améliorer la qualité de la bureaucratie dans les pays de la région MENA, la numérisation a beaucoup d'avantage sur les pays qui veulent ouvrir leur compte de capital car elle diminue l'asymétrie d'information et lutte contre les fraudes fiscales.

Références bibliographiques:

1. **Arteta, C; Eichengreen, B; Wyplosz, C.** (2001), "When does capital account liberalization help more than it hurts? ", National bureau of economic research, N°8414.
2. **Bartolini, L; & Drazen, A.** (1996), " Capital Account Liberalization as a Signal", National bureau of economic research; Working Paper, N° 5725.
3. **CALDERON, C; KUBOTA, M.** (2009), " Does Financial Openness lead to deeper Domestic Financial Markets?", Working Paper N°4973, World Bank, P57.
4. **Chinn, M; Ito, H.** (2018), "The Chinn-Ito Index– A de jure measure of financial openness – ", data base.
5. **Gehring, A.** (2013), " Growth, productivity and capital accumulation: The effects of financial liberalization in the case of European integration", International Review of Economics & Finance N° 25, P290-300.
6. **Imbs, J.** (2006), " The real effects of financial integration", Journal of International Economics N° 68, P 290-324.
7. **Keho, Y.** (2012), "Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA". Revue Economique et Monétaire (BCEAO), N°12, P 9–43.
8. **KOSE M., P. E.** (2009), " Financial Globalization: A Reappraisal", 8–62. IMF Staff Papers, vol56, n° 1, P10.
9. **Kose, M; Prasad, E; Terrones, M.** (2008), "Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth?", National Bureau of Economic Research, Inc, N°14558, P 245-340.
10. **Kunieda, T; Okada, K; Shibata, A.** (2014), " corruption, capital account liberalization, and economic growth: Theory and evidence", International Economics, N°139, P86-100.
11. **Levin, L, Line, C, & chu.** (1993), " Unit Root Test in Panel Data: New Results". University of , P234
12. **Levine, R., Loayza, N., & Beck, T.** (2000), " Financial intermediation and growth: Causality and causes", Journal of **monetary Economics**, N°1, vol 46, 30-70.
13. **Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N.** (1990), " A contribution to the empirics of economic growth". National bureau of economic Research., No 3541, P189-220.
14. **Pedroni, P.** (1995), " Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With An Application To The PPP Hypothesis", Working paper in economics, Indiana University, N° 92, vol 13, P324-350.
15. **Robert, J., & Barro, R.** (1997), " Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study". Harvard Institute for International Development, Development Discussion Paper, N° 579. P127-160.