

Potentiel des Echanges Intermaghrébins: Quels Enseignements pour l'Algerie?

Potential of Inter-Maghrebin Exchanges : What are the Lessons for Algeria?

Dr. TALEB Fatima,
fatimataleb2000@yahoo.com

Dr. HACHEMAOUI Kamel,
kamelhachmaoui@yahoo.fr

Université de Mascara

Received date: 16/10/2017 Revised Paper 13/11/2017 Accepted paper: 17/11/2017

Abstract :

This paper is interested in the regional economic integration in the Maghreb (Algeria, Tunisia and Morocco). Its objective is to determine the potential of the exchanges between the three Maghreb countries and to draw lessons for Algeria. Our study uses a model of gravity on panel data (27 countries between 1995 and 2010). The results show the absence of potential of exchange between Algeria and the two other countries from the Maghreb . It means that the economic integration from the Maghreb can't be useful for Algeria only if it works in the upgrade and the diversification of its economy.

Keywords: regional Integration, Arab Maghreb Union, Model of gravity, potential of exchange.

Résumé:

Ce papier s'intéresse à l'intégration économique régionale dans le Maghreb (Algérie, Tunisie et le Maroc). Son objectif est de déterminer le potentiel des échanges intermaghrébins et d'en tirer les enseignements pour l'Algérie. Notre étude à été menée en utilisant un modèle de gravité augmenté sur données de panel (27 pays entre 1995 et 2010). Les résultats montrent l'absence de potentiel d'échange entre l'Algérie et les deux autres pays maghrébins retenus dans l'étude. Cela veut dire que l'intégration économique maghrébine ne peut être utile pour l'Algérie que si elle œuvre à la mise à niveau et la diversification de son économie.

Mots clés: Intégration régionale, Union du Maghreb Arabe, Modèle de gravité, potentiel d'échange.

الملخص:

يعنى هذا العمل بالتكامل الاقتصادي الإقليمي المغربي (الجزائر و تونس و المغرب). ويهدف إلى قياس إمكانيات للتبادل التجاري البيني المغربي التي يمكن أن يخلقها التكامل الاقتصادي. الدراسة اعتمدت على نموذج الجاذبية المطور مطبق على بيانات البائل (27 بلد للفترة الممتدة من 1995 إلى غاية 2010). بينت النتائج عدم وجود إمكانيات للتجارة بين الجزائر و البلدين الآخرين الذين شملتهما الدراسة . هذا يعني أن التكامل الاقتصادي الإقليمي المغربي لن يكون مفيداً للجزائر إلا إذا عملت على تقوية اقتصادها تنويعه.

الكلمات المفتاحية : التكامل الإقليمي، اتحاد المغرب العربي، نموذج الجاذبية، إمكانية التبادل.

1. INTRODUCTION

Impulsée par la réussite fulgurante l'Union Européenne, la tendance de regroupement économique ne cesse de prendre de l'ampleur dans la plupart des régions au monde. Elle s'étend même à des pays géographiquement éloignés. Pris probablement par l'enthousiasme, on oublie souvent que l'UE est le seul cas de réussite, tandis que la plupart des autres initiatives régionales demeurent en construction (Taleb, 2016).

Emporté par la vague du regain d'intérêt de l'intégration régionale, on a tendance à oublier que l'Union Européenne est le seul exemple de réussite. Les autres initiatives restent toujours en construction (Taleb, 2016). Le processus d'intégration régionale peut permettre aux pays engagés d'accélérer la croissance, de développer le tissu industriel,

d'intensifier les échanges commerciaux et de réduire les écarts de développement (Edwards, 19998).

Aussi, les effets positifs de l'intégration peuvent se manifester au niveau national par l'amélioration des cadres aussi bien politique qu'institutionnel et juridique (Hugon, 2003). Au niveau international, ces effets se révèlent dans les externalités induits par les investissements directs étrangers, le renforcement du pouvoir de négociation ainsi que l'apaisement des tensions pouvant exister entre les états membres(Nicolas, 2003).

Bien qu'on ne peut contester l'effet de l'intégration sur la croissance économique et le développement, ce dernier n'est pas distribué d'une manière égale entre les états membres. Cela, n'est pas en contradiction avec le cadre théorique qui stipule qu'aucun pays membre n'est perdant dans ce processus.

Le processus régional touche divers aspects: économiques, politiques...etc., et peut prendre différentes formes selon les expériences étudiées. Cet état de chose a fait apparaître plusieurs concepts qui se rapprochent les uns des autres et dont la différence n'est pas toujours évidente à saisir. Ainsi, il peut parfois s'agir de régionalisation, régionalisme et d'intégration régionale (Figuère, Guilhot, 2007).

Selon certains économistes comme Newfarmer (2005) et MashayekHi et Ito (2005) , l'intégration régionale est un optimum de second rang et qui constitue une étape vers le multilatéralisme.

D'après Baldwin (1997), c'est à partir des régions que se construit la mondialisation.

Depuis sa création en 1989, L'Union du Maghreb Arabe (UMA)¹ est marquée par des niveaux très faibles d'échanges sous régionaux ne dépassant pas dans le meilleur des cas les 3% selon le rapport de la BAD en 2012. Ce papier tend à estimer le potentiel des échanges intermaghrébins en utilisant un modèle gravitationnel sur données de panel. Cette méthode permettra de tenir compte de la dimension temporelle et individuelle des échanges commerciaux et plus précisément les exportations.

2. REVUE DE LITTERATURE

Les premières analyses sur l'intégration régionale et plus précisément ceux de l'union douanière sont dus à Viner (1950). Il développe deux concepts fondamentaux : création et détournement de trafics sans avoir un a priori sur les unions douanières. Pour cela, il utilise un modèle ricardien qui s'intéresse aux effets sur le bien-être en cas de changement de localisation de production. Viner, montre que l'amélioration ou la détérioration du bien-être est d'autant plus importante que le trafic est plus au moins supérieur ou inférieur à la création ou le détournement de trafic. Il prévoit ainsi que le libre-échange contribue au bien-être en permettant aux citoyens de se procurer des biens et services à partir de la source la moins coûteuse,

¹ Lorsque la désignation des pays maghrébins ou même du sigle UMA sont utilisés c'est pour faire référence aux trois principaux pays de la région à savoir: l'Algérie, le Maroc et la Tunisie. Ce choix est dicté principalement par le poids de ces trois pays dans l'UMA, dans un sens où si une intégration régionale dans la région aboutira c'est entre ces pays que va commencer le processus.

ce qui conduit à une redistribution des ressources fondée sur les avantages comparatifs.

Plusieurs d'autres études se sont intéressées à l'impact du commerce dans un cadre d'intégration régionale. En effet, l'étude de Breuss et Egger (1999) sur l'impact de la construction de NAFTA a laissé apparaître des résultats satisfaisants quant à l'augmentation des flux commerciaux entre pays membres.

Hassan (2001), Micco et al.(2003) et Walsh (2006) ont utilisé le modèle de gravité pour examiner l'impact de l'UE et l'AELE sur le commerce bilatéral. Tous deux concluent que les accords préférentiels ont favorisé les flux commerciaux entre pays membres et les non membres. Cependant, ces accords peuvent créer une situation de détournement de trafic dans cette même région (Kien et Hashimoto, 2005 ; Westerlund et Wilhelmsson, 2006).

En 2004, Musila étudie l'impact du COMESA sur les exportations kényanes. Les résultats auxquels il aboutit laissent apparaître une amélioration des exportations du Kenya ce qui permettra l'achèvement de leur objectifs de développement. Dans le même ordre d'idée aucune situation de détournement de trafic n'est observée, bien au contraire, il y a eu une création de commerce.

Plusieurs travaux concernant d'autres régions dans le monde ont aboutit à des résultats à peu près similaires. Ainsi, ceux qui portaient sur l'impact de l'ASEAN et de l'AFTA sur les échanges dégageaient des résultats plutôt positifs quant à l'augmentation du commerce bilatéral (Lee et Park, 2005 ; Rahman, 2005 ; Pusterla, 2007).

Néanmoins, Gosh et Yamarik (2004) et Silverstovs et Schumacher (2006) remarquent que l'impact de l'ALENA sur le commerce était négatif dans la mesure où ils ont enregistré une baisse des flux commerciaux entre les pays membres.

Brenton et al. (2006) a mené une étude sur l'impact des politiques commerciales des pays maghrébins, en insistant sur l'aspect régional de ces dernières, sur la croissance et l'emploi. Ainsi, il est arrivé à une conclusion selon laquelle une accentuation de la coopération avec des partenaires de la région et de ceux de l'Union Européenne permettra au Maghreb de réaliser des gains significatifs sans pour autant négliger l'aspect multilatéral de la question.

Plusieurs travaux ont touché à cet aspect de notre étude et qui a concerné la région du Nord Afrique, le MENA et le Maghreb. Les résultats auxquels ils aboutissent sont plus ou moins divergents selon les variables considérées dans les modèles.

En effet, Al-Atrash et Youssef (2000), publie dans un document du FMI une étude sur le commerce bilatéral de 18 pays du MENA et de 43 autres en utilisant la méthode d'estimation Tobit avec des données agrégées d'une période de 3 ans (1995-1997) Ils concluent que le flux du commerce observé est en dessous de celui estimé.

Achy (2007), de son côté, applique le modèle de gravité augmenté de plusieurs variables culturelles et institutionnelles sur un échantillon composé de 146 pays. Pour cela, il utilise des sous périodes quinquennales allant de 1970 à 2000. Son analyse repose sur une estimation du modèle gravitationnel à l'aide de la méthode MCO sur

des données regroupées (pooled data). Les résultats obtenus montrent que le commerce entre les pays de l'Afrique du Nord est 10 fois plus faible que son potentiel

Une autre étude menée par Millogo et Oulmane (2012) afin d'estimer le potentiel du commerce entre les pays du Maghreb a été réalisée sur un échantillon de 191 sur une période de 25 ans allant de 1982 à 2006. Les résultats obtenus montrent qu'il existe un potentiel de commerce entre les pays de l'UMA notamment entre l'Algérie et le Maroc tandis que les autres pays semblent atteints leurs potentiels.

Cependant, un autre travail de la Banque Mondiale portant sur l'impact de l'UMA sur le commerce des biens entre les pays du Maghreb et qui utilise des données de panel sur un échantillon de 170 pays sur une période s'étalant de 1980-2004, ne prévoit pas d'impact positif sur les membres de la région.

3. METHODOLOGIE

3.1. Construction du modèle

Par un souci de rigueur économétrique, il a été judicieux d'introduire la forme logarithmique aux variables indicatrices de l'équation pour donner une forme linéaire à leur évolution dans le temps.

S'appuyant sur le modèle de Tinbergen (1962), notre modèle s'écrit sous la forme de l'équation suivante :

$$\ln X_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln Dis_{ij} + \alpha_4 \text{Contig}_{ij} + \alpha_5 \text{SFM}_{ij} + \alpha_6 \text{Colony}_{ij} + \alpha_7 \text{UMA} + \alpha_8 \text{Petrole} + v_t + u_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Avec :

α_0 : constante;

α_1, α_2 et $\alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ et $\alpha_6, \alpha_7, \alpha_8$: les coefficients associés aux variables explicatives ;

i et j représentent respectivement les pays exportateur et importateur ;

$\ln X_{ijt}$: Le logarithme du volume des exportations du pays i vers le pays j ;

$\ln Y_{it}$: Le logarithme du Produit Intérieur Brut (PIB) du pays i ;

$\ln Y_{jt}$: Le logarithme du Produit Intérieur Brut (PIB) du pays j ;

$\ln D_{ij}$: Le logarithme de la distance pondérée entre les pays i et j .

v_t : Les effets temporels

u_{ij} : Les effets individuels

ε_{ij} : Les résidus

Et les variables muettes suivantes :

Contigij : La variable binaire pour l'effet d'une frontière commune prend la valeur 1 si i et j ont une frontière commune et 0 autrement.

SFM_{ij} : Cette variable binaire est égale à 2 si les deux n'ont pas de façade maritime, elle prend la valeur 1 si l'un n'en a pas et 0 si tous les deux en ont.

Colonyij: Variable binaire de lien colonial est égale à 1 si i et j ont des liens coloniaux et 0 sinon.

UMA : Cette variable prend la valeur 1 si i et j appartiennent à l'UMA et 0 autrement.

Petrole: est une variable muette qui tient en compte si le pays i est un exportateur de pétrole. Elle prend la valeur 1 si le pays en est un et 0 dans le cas contraire.

3.2. Echantillons et sources des données

Notre étude porte sur un échantillon de 27 pays sur la base de données disponibles pour une période allant de 1995 à 2010. Ces pays sont répartis sur les cinq continents et représentent, selon nos calcul à partir des données du commerce international fournies par le FMI, plus de 85% du commerce mondial à savoir l'Algérie, l'Allemagne, l'Arabie Saoudite, l'Argentine, le Bahreïn, la Belgique, le Brésil, la Chine, l'Egypte, les Emirats Arabes Unis, l'Espagne, les Etats Unis d'Amérique, la France, la Grande- Bretagne, l'Iran, l'Iran, l'Italie, la Jordanie, le Kuweit, la Libye, le Maroc, la Mauritanie, le Mexique, la Russie, la Syrie, la Tunisie et la Turquie.

Les données collectées proviennent essentiellement de la base de données « *IMF Direction of Trade Statistics (2011)* », du fichier de données actualisées sur les liens historiques et coloniaux « *Col-regfile* » et de la base de données « *Distance* » pour les données géographiques du CEPII².

Dans cette étude, il ne sera question de prendre que les observations qui ne présentent pas des données manquantes et ce dans un souci de rendre le modèle plus solide et les résultats escomptés plus significatifs.

L'utilisation de la méthode de panel permet de mener à la fois des estimations en coupe et en série et ce à partir des mêmes données et répond donc aux préoccupations des économistes. L'exigence de validité d'un modèle dans les dimensions individuelle et temporelle et

² Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales

la recherche d'une conciliation des résultats obtenus dans ces deux dimensions sont généralement à la source d'une amélioration de la spécification estimée ou d'un approfondissement de la compréhension du phénomène étudié (Sevestre, 2002). Rappelons que nous avons utilisé le logiciel STATA11.2 pour effectuer les analyses statistiques.

4. RESULTATS DE L'ESTIMATION

Avant de présenter les résultats de ce travail, il sera question de prime abord de vérifier la conformité des signes des coefficients obtenus avec ce qui a été présenté dans la théorie. Dans un second temps, nous effectuerons les estimations nécessaires dans un but de mieux répondre à notre problématique.

4.1. Validité du modèle

Avant de procéder à une estimation du modèle présenté plus haut, il a été question de s'assurer de la stationnarité des variables utilisées. Pour se faire, nous avons utilisé le test ADF qui montre que toutes les variables sont stationnaires au niveau (voir annexe) ce qui permet de continuer l'analyse.

En procédant à des régressions sur l'équation (1) en coupe instantanée, on a abouti à des résultats satisfaisants dans la mesure où ces derniers sont en concordance avec les signes attendus et qu'ils sont significatifs comme le montre le tableau suivant.

Tableau 1: Estimation par la méthode MCO

InX	Coef.	Std. Err.	T	P> t	[95% Conf. interval]	
InY _i	.9249937	.0073161	126.43	0.000	.9106527	.9393346
InY _j	.7456106	.0072364	103.04	0.000	.7314259	.7597953
Indis	-1.040189	.0187278	-55.54	0.000	-1.076899	-1.003479
Contig	.1171433	.0626602	1.87	0.062	-.0056823	.2399689
Sfm	-.1409903	.0565152	-2.49	0.013	-.2517706	-.03021
Colony	.3663969	.0592045	6.19	0.000	.2503451	.4824487
petrole_o	-.889932	.0313551	-28.38	0.000	-.9513939	-.8284701
Uma	.4729135	.0916489	-5.16	0.000	.2932647	.6525623
_cons	-6.228297	.1840673	-33.84	0.000	-6.589103	-5.86
Number of obs = 10748			R-squared = 0.7419			
F(10, 10737) = 3859.46			Adj R-squared = 0.7417			
Prob > F = 0.0000						

Avec un coefficient de détermination $R^2=0,74$ les variations des exportations sont expliquées à 74% par les variables explicatives du modèle et le signe des coefficients sont tous conformes à la théorie et sont en général statistiquement significatifs. Ces résultats nous permettent de poursuivre la régression en introduisant la dimension temporelle avec en utilisant en premier lieu l’estimateur des effets fixes (*fixed effects*). En second lieu nous procédons à une estimation par le modèle à effets aléatoires (random effects). Enfin, il sera question de choisir entre ces deux estimateurs.

4.2. Choix du modèle d'estimation

Afin de capter les effets individuels, on utilise l’estimateur «within». Cet estimateur mesure le rapport entre la variation de l'observation de l'individu et la moyenne. L’estimateur « within » des effets fixes calcule la matrice de variance-covariance en fixant les

erreurs de l'équation (1). Ainsi les effets individuels et temporels sont supposés constants et retenus dans la constante α_0 .

Cet estimateur donne des coefficients significatifs dans l'ensemble au seuil de 5%, et des signes attendus. Toutefois les coefficients associés aux PIB de i et j baissent considérablement notamment pour le pays d'origine i . Il est à noter que l'un des inconvénients de cet estimateur est qu'il ne prend pas en considération les variables invariantes dans le temps d'où la non prise en compte des autres variables de l'équation.

Les estimations réalisées affichent un signe négatif du coefficient de la variable relative à l'appartenance à la zone UMA contrairement à ce qui a été constaté avec la méthode des MCO. En effet ; avec cette méthode les pays appartenant à cette région tendent à commercer.

De ce fait, nous allons utiliser l'estimateur des effets aléatoires « between » puis nous allons faire le choix entre ces deux estimateurs. L'estimateur « between » avec l'utilisation des moindres carrés généralisés offre de meilleurs résultats qui vont dans la même tendance que ceux obtenus avec la méthode des moindres carrés ordinaires, avec $R^2_{\text{between}}=0,749$. Les autres coefficients sont tous significatifs à un seuil de 5% et conformes aux signes anticipés.

Les effets individuels peuvent être fixes ou aléatoires. A ce niveau, il est question de spécifier quel modèle adopter. Les modèles à effets fixes et à effets aléatoires permettent de prendre en compte l'hétérogénéité des données. Néanmoins, les hypothèses sur la nature des effets spécifiques diffèrent d'un modèle à l'autre.

Bien que le test d'Hausman soit fréquemment utilisé pour permettre de décider du choix entre effets fixes et effets aléatoires, certains auteurs comme Chamberlain contestent son efficacité (Diouf, 2008). En effet, dans son analyse sur données de panel, il trouve que même dans les cas où les variables exogènes étaient corrélées avec les effets individuels, les résultats obtenus avec effets fixes ont été semblables à ceux avec effets aléatoires. Dans ce cas le test de Hausman, même s'il permet de vérifier l'existence d'une corrélation, ne semble pas suffisant pour choisir entre les deux types d'estimation chose qui limite la portée du test.

En effet, selon Kpodar (2007) et Freudenberg et al. (1998), la spécification avec effets fixes ne semble pas être appropriée pour évaluer les effets des accords régionaux ou internationaux et donc l'utilisation du modèle à effets aléatoire semble plus pertinente, ce qui est le cas pour notre travail. Le même cas de figure a été rencontré dans un travail de Millogo (2012). Il ya également lieu de noter que lorsque l'échantillon n'est pas assez grand et par conséquent pas complet, il est préférable selon Cadoret (2004), dans ce cas d'opter pour un modèle à effets aléatoires.

A cela, il est à ajouter que le pouvoir explicatif du modèle à effets aléatoires dans notre étude est plus fort que celui du modèle à effets fixes. Avec un $R^2_{\text{between}} = 0.7499$ pour le premier modèle et $R^2_{\text{within}} = 0.2652$ pour le second chose qui renforce notre choix du modèle à effets aléatoires. On doit cependant vérifier s'il n'y a pas de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives.

4.3. Vérification de l'absence de corrélation

Pour s'assurer de l'absence de corrélation, on applique le test de Breusch-Pagan (1979) qui est généralement utilisé pour vérifier la présence de plus d'une source d'hétéroscédasticité. Pour cela deux hypothèses sont formulées :

$$\begin{cases} H_0 : V(\varepsilon_j) = \sigma^2 \text{ (homoscédasticité)} \\ H_1 : V(\varepsilon_j) \neq \sigma^2 \text{ (hétéroscédasticité)} \end{cases}$$

La statistique suit la loi de chi-deux avec K degré de liberté qui représente le nombre des variables explicatives utilisées dans le modèle. Par conséquent, si la p-value associée au test d'hétéroscédasticité se trouve généralement en dessous du seuil de 0,05, on pourra dire les données s'écartent significativement de l'homoscédasticité, donc on rejette l'hypothèse nulle.

Le test de Breusch-Pagan étant effectué révèle la présence d'effets individuels (voir annexe). En effet, le test de $\text{Chi}^2 = 32114.11$ avec $p\text{-value} = 0,0000$ donc inférieure à 0,05 ce qui nous ramène à rejeter l'hypothèse nulle et admettre qu'il existe un effet d'hétéroscédasticité.

L'estimateur de Hausman-Taylor (1981) permet de corriger une éventuelle corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives tout en testant la présence de variables explicatives endogènes. Pour se faire, nous fixons les variables Y_i et Y_j et D_{ij} parce qu'elles sont considérées comme étant susceptibles de générer des effets endogènes.

Le tableau qui suit nous fournit des résultats qui vont jusqu'à présent dans le même sens des résultats précédents. Il est également

essentiel que les coefficients des variables sont tous très significatifs et des signes conformes à la théorie. Toutefois, ces coefficients ont considérablement changé de valeur notamment pour le produit intérieur brut du pays exportateur et la contiguïté.

Après avoir effectué un test de vérification d'une probable endogénéité des variables explicatives et la variable expliquée, les résultats du test d'endogénéité nous permettent de rejeter l'hypothèse de la présence de variables endogènes.

A ce stade, on procède au test de l'hypothèse d'absence d'autocorrélation entre les variables explicatives et les erreurs ϵ_{ijt} . Pour ce faire, nous faisons appel aux variables instrumentales. Les résultats montrent des coefficients significatifs au seuil de 5%. Ce qui nous mène à la conclusion de l'absence de corrélation entre les variables explicatives et les erreurs. Il ya lieu de préciser que la validité des instruments utilisés est testée par la suite et les résultats auxquels on a abouti sont plutôt satisfaisants.

Le tableau ci-dessous résume les résultats enregistrés. Il est à noter que les coefficients relatifs aux variables Y_i et Y_j ont augmenté par rapport aux résultats obtenus avec la méthode de effets aléatoires ou encore ceux de l'estimateur Hausman-Taylor. Dans le même ordre d'idée, le signe de la variable UMA s'est vu changé en devenant positif ce qui implique que l'appartenance à cette zone affecte positivement les exportations. Dans ce cas de figure, faire partie de l'UMA augmente le commerce de 1.4 fois lorsqu'il se passe entre les pays de cette même région.

Tableau 2: Estimation avec les variables instrumentales (2 SLS)

lnX	Coef.	Std. Err.	Z	P> z 	[95% Conf. interval]	
lnY_i	.8939055	.0319084	28.01	0.000	.8313662	.9564448
lnY_j	.7433213	.0073048	101.76	0.000	.7290042	.7576384
Indis	-1.039955	.0237615	-43.77	0.000	-1.086526	-.9933828
Contig	.1458066	.0679226	2.15	0.032	.0126807	.2789326
petrole_o	-.9322647	.0373649	-24.95	0.000	-1.005499	-.8590308
Uma	.3578108	.1131739	3.16	0.002	.1359939	.5796276
_cons	-5.776567	.3354202	-17.22	0.000	-6.433978	-5.119155

Number of obs = 10744
Wald chi2(6) =14776.45
Prob > chi2 = 0.0000
R-squared = 0.7405

Dans la mesure où l'autocorrélation des résidus est fréquente dans les données de panel, nous faisons intervenir le modèle autorégressif de correction d'erreurs d'ordre 1.

On va utiliser le test de Durbin et Watson afin de détecter une autocorrélation des erreurs d'ordre un. Il repose sur l'estimation d'un modèle autorégressif de premier ordre pour les résidus estimés. Avec cet estimateur, nous obtenons des coefficients entièrement significatifs au seuil de 5%, avec R^2 between=0,75.

Tableau 3 : Estimation avec la méthode autorégressive

LnX	Coef.	Std. Err.	Z	P>z	[95% Conf. interval]	
lnY_i	.5895065	.0165928	35.53	0.000	.5569852	.6220279
lnY_j	.4981629	.0163899	30.39	0.000	.4660392	.5302866
Indis	-.7699768	.056233	-13.69	0.000	-.8801915	-.6597622
Contig	.5760175	.1959385	2.94	0.003	.1919851	.9600499
Sfm	-.6002708	.1724434	-3.48	0.000	-.9382536	-.262288
Colony	.337463	.1308864	2.58	0.010	.0809305	.5939956
petrole_o	-1.214475	.0982192	-12.36	0.000	-1.406981	-1.021969
Uma	-.6970462	.2653726	-2.63	0.009	-1.217167	-.1769255
_cons	-1.261611	.5111989	-2.47	0.014	-2.263542	-.259679
Number of obs = 10744 Wald chi2(9) = 3446.68 Prob > chi2 = 0.0000 R-sq: within = 0.2598 between = 0.7598 overall = 0.7161						

De ce fait, notre prédiction se fera sur la base du modèle autorégressif de correction d'erreur AR(1).

5. ANALYSE DU POTENTIEL DES ECHANGES

Afin de pouvoir se prononcer sur l'impact d'une éventuelle 'intégration maghrébine, il sera question avant tout de calculer le potentiel d'échange entre les pays du Maghreb.

5.1. Potentiel de l'intégration pour l'Algérie

A la lumière du tableau ci-dessous, nous constatons que la Tunisie est le premier partenaire commercial de l'Algérie dans la région Maghreb suivi par le Maroc avec respectivement 714,2 et 537.25 millions de dollars d'importations (réelles observées). Les simulations obtenues montrent pourtant que ces chiffres se situent au delà du niveau potentiel. Le tableau montre également que l'Algérie est

Potentiel des Echanges Intermaghrébins... Journal of Economic & Financial Research
 nettement supérieure à son potentiel d'exportation qui est 5 fois plus grand que avec ses partenaires.

Tableau 4: Répartition du potentiel d'exportation de l'Algérie

	Maroc	Tunisie	Total
Exportations observées(millions\$)	537.25	714.20	1251,45
Exportations simulées(millions\$)	123.30	128.62	251,92
Pourcentage	435,7	555,2	496,7

Source : Calculs de l'auteure

5.2. Potentiel de l'intégration pour le Maroc

Les exportations marocaines représentent 57% de leur niveau potentiel qui est d'environ 494,77 millions de dollars. L'Algérie et la Tunisie sont les premières destinations pour les produits marocains au regard des flux d'exportation observées. Nonobstant ce constat, les prédictions donnent un potentiel existant uniquement avec le partenaire algérien.

Tableau 5 : Répartition du potentiel d'exportation du Maroc

	Algérie	Tunisie	Total
Exportations observées(millions\$)	139.13	144.51	283,64
Exportations simulées(millions\$)	411.11	83.66	494,77
Pourcentage	33,84	172,7	57,32

Source : Calculs de l'auteure

5.3 . Potentiel de l'intégration pour la Tunisie

La Tunisie présente un ratio de 158,3% pour les exportations observées sur le potentiel estimé. Ce qui laisse à conclure que les

échanges de la Tunisie avec les deux autres pays voisins a atteint ses limites. En effet, les exportations tunisiennes vers l'Algérie représentent 474,5 millions de dollars contre une valeur simulée de 369.21. Pour celles avec le Maroc, elles dépassent également leur potentiel avec 232.9 millions de dollars comme valeur réelle et 78.37 millions de dollars seulement comme valeur estimée.

Tableau 6 : Répartition du potentiel d'exportation de la Tunisie

	Algérie	Maroc	Total
Exportations observées(millions\$)	475.71	232.9	708,61
Exportations simulées(millions\$)	369.21	78.37	447,58
Pourcentage	128,8	297,1	158,3

Source : Calculs de l'auteur

6. DISCUSSION DES RESULTATS

Contrairement à la majorité des résultats obtenus jusque là, le potentiel pour le commerce intra-régional de marchandises au Maghreb semble limité . En effet, on a pu s'attendre à un potentiel relativement important compte tenu des faibles niveaux actuels du commerce intra-régional maghrébin. Cependant, les résultats empiriques obtenus à partir du modèle de gravitationnel appliqué aux échanges commerciaux sur données de panel suggèrent que les pays du Maghreb échangent beaucoup plus entre eux.

Autrement dit, le niveau actuel des échanges intra-régional de marchandises au Maghreb est plus important qu'anticipé après avoir tenu compte des principaux facteurs d'importance représentés par les différentes variables explicatives utilisées dans le modèle choisi . Les

tableaux relatifs au potentiel de chacun des pays maghrébins présentés plus haut montre qu'il n'y a pas de potentiel à une amélioration des termes d'échange entre comme le prévoit la théorie de l'intégration régionale.

Ces résultats nous paraissant imprévus, nous avons analysé le modèle en se servant de données sur une période plus longue allant de 1980 à 2010, les résultats montrent toujours une absence d'un potentiel de commerce intra-régional de marchandises, à l'exception des exportations marocaines vers l'Algérie.

Il est impératif de souligné à ce stade que le fait d'être un pays producteur de pétrole affecte négativement le niveau des échanges bilatéraux notamment lorsque ces derniers impliquent des pays en voie de développement, ce qui le cas pour l'Algérie. Ceci nous ramène au principal frein à une intégration maghrébine efficace qui est la faiblesse de la diversification des exportations maghrébines. En effet, la faible diversification des produits exportés est un handicap non négligeable qui explique en partie cette situation.

Il ya lieu également de signaler que dans la plupart des études menées, il est fait référence au « phénomène de concentration », qui consiste essentiellement en une concentration des produits de base et des marchés, et qui est considéré comme le principal facteur de l'instabilité des recettes d'exportation. Pour les pays maghrébins, il y a une concentration des exportations vers les marchés européens accentuée par une faible complémentarité qui ne les permet pas d'entrer dans la catégorie des partenaires commerciaux naturels

avancée par Krugman et appuyée par la suite par plusieurs auteurs comme Yeats³.

Cette faible complémentarité du commerce intra-régional peut se traduire dans le cadre des pays maghrébins par les similarités dans les structures commerciales notamment pour le Maroc et la Tunisie ; des marchés restreints ; d'une faible diversification des exportations qui limite l'expansion des activités à forte valeur ajoutée.

7. CONCLUSION

Dans ce papier, il a été question de présenter un modèle gravitationnel en utilisant les données de panel afin de tenir compte des dimensions temporelle et individuelle. On a essayé d'estimer le potentiel des échanges commerciaux entre les pays partenaires afin de mettre en évidence les gains que peut en tirer l'Algérie. Les résultats auxquels nous avons abouti montrent l'inexistence de potentiel d'échange entre les pays maghrébins, exception faite pour le Maroc peut espérer des gains d'échange avec l'Algérie. Cela est dû au fait que les pays du Maghreb ne sont pas des "partenaires commerciaux naturels".

Enfin, nous sommes arrivés à la conclusion que l'Union du Maghreb Arabe telle est conçue actuellement ne peut apporter de bénéfices pour l'Algérie en termes d'échanges commerciaux du fait de sa structure économique et celle de ses échanges commerciaux. De ce

³ Yeats A.J. (1998), Does MERCOSUR's Trade Performance Raise Concerns about the Effects of Regional Trade Arrangements? *The World Bank Economic Review*, Vol. 12, N° 1, pp. 1-28.

fait, il faut penser d'abord à résoudre le problème de la faible diversification de sa production ainsi de sa dépendance envers les hydrocarbures. Sans une mise à niveau de la structure économique de

L'Algérie, il ne sera question d'une intégration régionale puisqu'elle ne pourra tirer les avantages prédits par la littérature.

BIBLIOGRAPHIE

Achy L. (2007), Le commerce intra-régional : l'Afrique du Nord est-elle une exception? *Economies du Maghreb*. Dossier: Justice, politique et société, pp. 501-520.

Al-Atrash H., Yousef T. (2000), Intra-Arab Trade: Is It Too Little?, IMF Working paper, International Monetary Fund.

Baldwin R.G. (1997), The Causes of Regionalism, *The World Economy*, Vol.24, Issue 7, pp. 865-887.

Banque Africaine de Développement (2010), Perspectives économiques pour l'Afrique. Juin.

Banque Mondiale (2006), Une nouvelle vision économique pour le Maghreb ?, vol. 1, n°38359.

Brenton P., Baroncelli E., Malouche M., (2006), Trade and Investment Integration of the Maghreb, middle east and North Africa Working paper series N44, The World Bank.

Breusch, T.S. and A.R. Pagan, (1979), A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica* 47, 1287- 1294.

Cadoret I., Benjamin C., Martin F., Herrard N. (2009), *Econométrie appliquée : Méthodes, applications, corrigés*. Ed. De Boeck.

Diouf M. (2008), L'aide pour le commerce et l'insertion dans l'économie mondiale : le cas de la convention de Lomé. Thèse de doctorat en Sciences Economiques sous la direction de J-M Siröen. Université Paris Dauphine.

Freudenberg M., Gaulier G. et Ual-Kesenci D. (1998), La régionalisation du commerce international: Une évaluation par les intensités relatives bilatérales. CEPII, Document de travail N° 98-05.

Figuière C., Guillot L. (2007), Vers une typologie des "processus" régionaux. Le cas de l'Asie Orientale. *Revue Tiers-Monde*, n°192, pp. 895-917.

Ghosh S., Yamarik S., (2004), "Does trade creation measure up? A reexamination of the effects of regional trading arrangements, *Economics Letters*, vol. 82(2), pp. 213-219.

Hausman J. A. (1978), Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Vol. 46, N°6 pp. 1251-1271.

Kpodar K. (2007), manuel d'initiation à stata (version 8), centre d'études et de recherches sur le développement international.

Mashayekhi M., Ito T., (2005), multilateralism and regionalisme: the new interface, United Nations New York and Geneva.

Millogo A. et Oulmane N. (2012), Potentiel de commerce dans l'espace maghrébin. *Mondes en développement* n°158, p. 115-126.

Newfarmer R., Hoekman B., (2005), Preferential Trade Agreements, Investment Disciplines and Investment Flows, 39 *Journal of World Trade*, Issue 5, pp. 949-973

Nicolas F., (2003), « A l'heure de la mondialisation : mondialisation et intégration régionale, des dynamiques complémentaires », *cahiers Français*, n°317, pp 59-63, Novembre-Décembre.

Schumacher D., Siliverstovs B., (2006), Home-Market and Factor-Endowment Effects in a Gravity Approach, *Review of World Economics*, vol. 142(2), pp.330-353.

Sevestre A. (2002), *Econométrie des données de panel*, Dunod Eds.

Taleb F. (2016), *Le Projet d'Intégration Régionale Maghrébine : Impact sur l'Algérie*, thèse de doctorat soutenue à l'Université de Tlemcen.

Yeats A.J. (1998), Does MERCOSUR's Trade Performance Raise Concerns about the Effects of Regional Trade Arrangements? *The World Bank Economic Review*, Vol. 12, N°. 1, pp. 1-28.

Annexe

test de stationnarité des variables du modèle

Fisher-type unit-root test for lngdp_o
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = 702
Ha: At least one panel is stationary Avg. number of periods = 15.38

	Statistic	p-value
Inverse chi-squared(1404) P	3268.2250	0.0000
Inverse normal Z	-31.3995	0.0000
Inverse logit t(3514) L*	-30.9613	0.0000
Modified inv. chi-squared Pm	35.1803	0.0000

Fisher-type unit-root test for lngdp_d
Based on augmented Dickey-Fuller tests

Ho: All panels contain unit roots Number of panels = 702
Ha: At least one panel is stationary Avg. number of periods = 15.38

	Statistic	p-value
Inverse chi-squared(1404) P	3503.6795	0.0000
Inverse normal Z	-33.5099	0.0000
Inverse logit t(3514) L*	-33.6350	0.0000
Modified inv. chi-squared Pm	39.6236	0.0000

Fisher-type unit-root test for lnX
 Based on augmented Dickey-Fuller tests

 Ho: All panels contain unit roots Number of panels = 702
 Ha: At least one panel is stationary Avg. number of periods = 15.46

	Statistic	p-value
Inverse chi-squared(1404) P	3759.0895	0.0000
Inverse normal Z	-33.3646	0.0000
Inverse logit t(3514) L*	-34.7244	0.0000
Modified inv. chi-squared Pm	44.4436	0.0000

Test Breuch Pagan

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\text{lntrade}[\text{id},\text{t}] = \text{Xb} + \text{u}[\text{id}] + \text{e}[\text{id},\text{t}]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lntrade	8.334437	2.886942
e	.5776459	.7600302
u	1.564107	1.250643

Test: Var(u) = 0
 chibar2(01) = 32114.11
 Prob > chibar2 = 0.0000