

ESTIMATION DU COMMERCE A L'INTERIEUR ET ENTRE LES BLOCS MAGHREB ET L'UE DANS LE CADRE DE LA ZONE DE LIBRE ECHANGE A L'AIDE D'UN MODELE GRAVITAIRE (1998-2009)

Pr DERBAL Abdelkader
université d'Oran

M KADRI Nouria
université de Mascara

Résumé

L'objectif principal de cet article est d'effectuer une recherche empirique sur l'ampleur de l'intégration commerciale entre les pays euro- maghrébin qui formeront une région de libre échange à un intervalle de [2010-2017] selon la entrée en vigueur des accords d'associations des trois pays du Maghreb. En particulier, nous employons des spécifications de modèle de gravité afin d'estimer l'ampleur du commerce à l'intérieur et entre les blocs géopolitiques spécifiques identifiés (intra échange EU, échange l'UE- le Maghreb et intra échange des pays du Maghreb). Nous comparons l'intégration réelle et potentielle entre les membres de pays de l'EU et les pays du Maghreb et étudierons leur évolution sur la période allant de 1998 à 2009. Le choix du modèle gravitationnel adapté à notre problématique a mis en lumière la prépondérance des analyses menées sur des modèles à effets fixes. Les résultats des régressions réalisés avec effets fixes combinés (pays/ partenaires, temps) confirment la polarisation des relations bilatérales sur des pays au poids économiques importants et proches géographiquement.

Mots clés : *commerce international, modèle de gravité, l'UE, le Maghreb, le partenariat euro- méditerranéen, zone de libre échange*

الخلاص

الهدف الرئيسي من هذا البحث هو التحقق من مدى التكامل التجاري بين الدول الأوروبية ولدول المغرب العربي في إطار منطقة التجارة الحرة [2010-2017] وذلك حسب بدأ اتفاقيات الشراكة مع بلدان المغرب العربي الثلاثة. لذلك قمنا بالاستعانة بنموذج الجاذبية لتقدير التجارة داخل و بين الكتل الجيوسياسية المحددة (UE-Maghreb، UE-Maghreb، Maghreb- UE) . قارنا التجارة الفعلية والمحتملة بين الدول الأعضاء في الاتحاد الأوروبي و بلدان المغرب العربي و دراسة تطورها خلال الفترة 1998-2009 . اختيارنا لنموذج الجاذبية تتكيف مع إشكالية البحث حيث سلطت الضوء على أهمية التحليل باستخدام نماذج الآثار الثابتة. نتائج الانحدار التي قمنا بها بالآثار الثابتة مجتمعة (البلد / الشريك، الوقت) تؤكد استقطاب التبادل التجاري بين البلدان ذات أوزان اقتصادية كبيرة وقرية جغرافيا.

الكلمات المفتاحية: التجارة الخارجية، نموذج الجاذبية، الاتحاد الأوروبي، المغرب العربي، الاتحاد الأورومتوسطي، منطقة التجارة الحرة

Introduction

Les années quatre-vingts ont constitué un tournant dans la perception que l'on a des zones d'intégration. En effet, si au début de son histoire, l'Union européenne, qui réunissait les conditions requises de son aval par le GATT, ne pouvait, à elle seule, remettre en cause le multilatéralisme, la multiplication des accords dans les deux dernières décades du XX^{ème} siècle ont conduit, à l'instar de Baghwati (1997)⁶, à une levée de boucliers dans le camps des « multilatéralistes ». Les accords de toutes natures se sont multipliés ou ont été réactivés, de manière continentale comme en Amérique du Nord (ALENA), en Amérique latine (Pacte andin), en Asie (ASEAN) et en Europe (Marché unique et élargissement au pays de l'ex- AELE et aux pays d'Europe centrale et orientale), ou de manière transnationale avec l'APEC ou l'Accord Cadre de Coopération Interrégional (ACIC) signé en 1995 entre l'UE et le MERCOSUR.

Ce regain d'intérêt pour le régionalisme qui s'explique, en partie, par les difficultés de mener des négociations équitables au sein du GATT, répond à des considérations, certes économiques et mercantiles comme le montre Siroën (2000)¹⁷, mais aussi stratégiques et politiques. En cas de guerre des blocs, chacun veut, en effet, détenir la rente de situation qui la lui fera gagner. Guerres d'influences, recherche de rentes de situation, recherche de puissance hégémonique sont les termes qui sont usités pour justifier des stratégies des pays à se regrouper au sein de zones d'intégration de plus en plus grandes.

Dans le cadre d'une stratégie de renforcement des positions sur l'échiquier mondial, les petits pays cherchent à s'arrimer sur une union régionale afin de se voir protéger contre la concurrence internationale en espérant y trouver des opportunités de croissance et d'investissements. L'un des avantages supposés pour les petits pays désireux d'entrer dans une union est le fait d'appartenir à un ensemble qui leur permettrait de faire face à des blocs plus puissants. Mais pour qu'un tel avantage puisse être envisageable il faut que l'union fournisse à ces pays la possibilité de bénéficier des tarifs et préférences intra-régionaux capables d'augmenter leur bien-être au-delà de ceux auxquels ils peuvent prétendre en restant en dehors de l'union³.

L'intégration régionale repose sur la libéralisation des échanges qui devraient permettre de créer des solidarités de fait et des intérêts communs. Les zones de libre échange, qui évoluent parfois vers des unions douanières, sont vues comme un moyen de promouvoir la stabilité politique et économique et de créer un marché commun plus large qui favorise le développement des entreprises et attire les investissements directs étrangers, deux éléments qui contribuent à une insertion plus aisée des économies dans la mondialisation. Mais pour ce faire, il faut la reconnaissance de ce que peut apporter l'intégration régionale : « La régionalisation suppose que les acteurs nationaux prennent conscience des limites de la rivalité politique et économique et des bénéfices à attendre de la création de liens commerciaux et institutionnels. Si l'Union européenne a servi de modèle dans plusieurs régions, notamment l'Amérique latine, c'est parce que l'intégration régionale s'est vue reconnaître la capacité d'assurer un espace de sécurité et de paix tout en favorisant le développement des échanges commerciaux »

La communauté européenne (CE)²⁶ a reconnu et manifesté depuis longtemps son intérêt pour la stabilité et le développement de l'Algérie, du Maroc et de la Tunisie. Elle considère que ces pays sont essentiels à son propre essor, même si le traité de Rome exclut leur adhésion. Depuis 69, la CE (et plus tard l'Union Européenne) a mis en oeuvre des politiques économiques préférentielles envers ces pays afin d'encourager leur développement au travers d'une intégration économique de facto à l'Europe. L'impact de ces politiques économiques sur la croissance et le développement du Maghreb (en excluant la Libye et la Mauritanie de cette analyse) fait encore l'objet de débats.

Le déficit de la libéralisation mondiale des échanges intervient à un moment où les mutations de l'environnement international ont conduit l'UE à redéfinir sa politique à l'égard de l'ensemble de la région méditerranéenne¹⁸. L'UE est en train de remodeler les différentes politique nationales antérieures de préférences commerciale et financière et de les fusionner en une nouvelle politique méditerranéenne, visant à réaliser un nouveau partenaire plus large entre l'UE et les douze pays Méditerranéen. Le Maghreb perd ainsi définitivement sa position privilégiée avec l'UE.

Comme convenu lors de la conférence euro- méditerranéenne à Barcelone, la principale caractéristique de cette nouvelle politique méditerranéenne est le mise en oeuvre d'accords bilatéraux de libre échange

entre l'UE et chaque pays méditerranéen d'ici à l'an 2010. Chaque participant concluant des accords de libre échange supplémentaire avec l'autre, ce qui pourrait donner naissance à la plus vaste zone de libre échange (ZLE) du monde. Du point de vue de l'UE, cette politique représente le seul moyen de maintenir une certaine forme de système préférentiel avec ses voisins du sud dans le contexte de l'après Uruguay Round. Pour le Maghreb, les avantages éventuels sont une hausse des exportations grâce à une compétitivité plus forte, une incitation à poursuivre les indispensables réformes économiques, ainsi qu'un environnement plus attractif pour les IDE en provenance de l'UE. Ces avantages auront d'autant plus de chances d'apparaître que les économies du Maghreb effectueront mieux leur ajustement structurel et seront capables de maintenir un environnement macro-économique stable.

De sérieux doutes subsistent néanmoins, les accords de libre échange avec l'UE signés par les trois pays du Maghreb pourraient ne pas donner de gains significatifs à l'exportation, car les produits industriels de ces pays jouissent déjà de facto d'un libre accès à l'UE et parce que les Européens ont concédé des avantages très limités sur les produits alimentaires. Inversement, la suppression progressive des droits de douane des trois pays maghrébins provoquera non seulement une perte nette significative des recettes douanières mais également une hausse importante de leurs importations en provenance de l'Europe. Cela risque par conséquent d'avoir un effet très négatif sur la balance commerciale des trois pays. De plus la plupart des entreprises industrielles de ces pays sont incapable de survivre face à la concurrence des produits européens librement importés à moins de réaliser des améliorations technologiques et commerciales appropriées d'ici 2017 pour les trois pays²⁵.

Les pays du Maghreb (dans les années 90) se distinguent par certains caractères similaires : L'Etat demeure encore le premier investisseur, ses moyens incitatifs relatifs à l'investissement industriel et aux alliances financières avec le capital étranger sont faibles. Les capitaux industriels nationaux sont insuffisants, ils sont en général de type familial, se concentrant dans la sphère commerciale. Les capacités des entreprises maghrébines en matière d'organisation et d'innovation sont insuffisantes et la dimension des marchés locaux demeure étroite. De plus, l'économie maghrébine est peu diversifiée, tournée vers les produits primaires -

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI
hydrocarbures, phosphate, agrumes-, dont la quasi- totalité est exportée vers le marché européen.

Le Maghreb est dépendant de l'Europe sur tous les plans: économique, technologique et financier. Il présente 1 à 2% du commerce européen et inversement 60 à 70% de son commerce se réalise avec l'Europe.

Il s'agit par conséquent d'un pari sur le développement des échanges extérieurs pour dynamiser la croissance et améliorer le niveau de développement. Une ouverture plus grande aux échanges est censée permettre aux pays de bénéficier des effets de spécialisation, du transfert des techniques et d'un élargissement des marchés permettant des économies d'échelle.

C'est à cet effet, qu'il convient d'analyser le sujet autour de la problématique suivante :

Quels sont l'effet de l'accord d'association euro- méditerranéen sur le développement des échanges commerciaux euro- maghrébins ?

Section I : Les fondements théoriques de l'équation de gravité

La théorie newtonienne de la gravitation énonce que deux corps sont attirés en raison proportionnelle de leur masse et en raison inverse du carré de la distance qui les sépare. En physique, un corps est défini comme un point-masse sans extension spatiale, ce qui rappelle la théorie traditionnelle du commerce international où les pays sont appréhendés comme des entités sans dimension. Dans le cas d'un nombre quelconque de corps, le principe de gravitation engendre un système de forces qui organise le milieu où l'ensemble des corps baignent¹. D'es lors, il ne semble pas déraisonnable de penser que les entités économiques puissent, elles aussi, être assimilées à des corps s'attirant et se repoussant dans l'espace, tout en étant soumises, comme eux, à des effets de taille et de distance. En poursuivant l'analogie, on remarque que, tout comme la gravitation agrège la matière, l'activité humaine agrège les firmes et les ménages pour donner naissance a des agglomérations admettant des tailles et des compositions différentes. De surcroît, ces agglomérations échangent des flux de biens, de personnes ou d'information bien plus visibles que les ondes de gravitation⁵.

C'est donc sans surprise qu'au XIXe siècle est apparue l'idée d'une physique sociale, mettant en évidence la propension des humains à 'interagir avec les autres' (Carey 1858). Une des premières applications de la physique sociale fut d'expliquer l'intensité des mouvements migratoires en fonction de la taille des nations - des régions ou des villes - concernées et de la distance qui les sépare (Ravenstein 1885 ; Young 1924). Cette idée devait être reprise plus tard pour expliquer les comportements d'achat de consommateurs résidant en dehors des aires urbaines, mais situés dans les zones d'attraction de villes différentes (Reilly 1931).

Enfin, la même idée encore devait être explorée avec succès par Tinbergen (1962) dans le cas du commerce international, les flux étant maintenant donnés par les exportations et les importations de pays dont la taille était mesurée par leur produit intérieur brut (PIB). En dépit de l'absence initiale de tout fondement micro-économique, l'approche gravitationnelle s'est, par conséquent, révélée d'une richesse surprenante, mais aussi d'une pertinence empirique que l'on rencontre rarement dans les sciences sociales (Leamer et Levinsohn 1994).

Ce simple modèle a été largement utilisé dans l'analyse du commerce comme a-t-il été un succès à un haut degré dans l'explication du commerce. Il a connu de nombreuses applications, les unes pour tester les théories standard de commerce, les autres pour expliquer le commerce et l'effet de certaine mesure politique sur les volumes d'échange. La multiplicité des applications de ce modèle a favorisé sa très large diffusion. Il permet de rendre compte du volume des échanges bilatéraux ainsi que de leur nature. Il peut également être utilisé pour mesurer les effets de création ou de détournement d'échanges associés à la formation des unions douanières, ou encore pour évaluer le degré de distorsion des échanges. On relève également de nombreuses applications à la modélisation des flux (ou stocks) bilatéraux d'investissements directs à l'étranger voire d'investissements de portefeuille (Portes et Rey, 2000). Dans ce dernier cas, c'est naturellement la « géographie de l'information » qui est en cause, non les coûts de transport. Rose (2000) et Engel et Rose (2001) ont enfin utilisé une telle approche pour évaluer le potentiel de création d'échanges associé au passage à la monnaie unique⁷.

D'un point de vue économique, Tinbergen (1962) a appliqué cette loi aux flux d'échanges internationaux qui s'exprime comme suit²⁴:

$$F_{ij} = G * \frac{Y_i^\alpha Y_j^\beta}{D_{ij}^\delta} \quad \text{où } F_{ij} \text{ est le flux du pays d'origine } i \text{ vers le pays}$$

destinataire j.

On retrouve bien la formulation de Newton.

Le modèle de gravité est une relation empirique reliant le volume de commerce entre deux pays à la taille des deux pays et à la distance les séparant. Cette relation est extrêmement robuste au sens où elle permet de prédire très précisément le volume de commerce international entre deux pays à partir de variables très simples à obtenir : le PIB des deux partenaires et la distance. C'est devenu l'outil « standard » de tout économiste cherchant à étudier les volumes de commerce entre nations. De nombreuses applications en ont été faites et ce modèle a en particulier été utilisé pour étudier les effets des accords d'intégration économique entre États.

$$IMP_{ij} = \delta_0 Y_i^{\delta_1} L_i^{-\delta_2} Y_j^{\delta_3} L_j^{-\delta_4} D_{ij}^{-\delta_5} P_{ij}^{\delta_6}$$

Les variables Y_i et Y_j désignent les PNB des deux pays partenaires et les variables L_i et L_j les populations de i (respectivement de j), D est la distance entre i et j , P est une variable muette, δ est le coefficient de la constante de régression. IMP_{ij} est la variable endogène représentant le volume des importations entre les deux pays. Tous les coefficients sont positifs.

Dans le modèle d'Heckscher-Ohlin, le volume des échanges est d'autant plus important que les différences de dotations factorielles relatives sont grandes entre les pays partenaires. Celles-ci sont en effet responsables du degré de spécialisation de chaque pays et de l'écart par branche entre la production et l'emploi domestique. Le volume des échanges ne dépend donc pas de la taille du pays: une économie peut avoir des échanges relativement restreints à partir du moment où ses dotations factorielles relatives ne diffèrent pas sensiblement des dotations relatives mondiales. Le modèle de gravité s'appuie sur l'idée qu'au contraire l'ouverture d'une économie est une fonction décroissante de sa taille: plus un pays est petit, plus il est tourné vers les marchés extérieurs.

En géographie comme en économie, le modèle de gravité appliqué à l'analyse des systèmes de flux est largement répandu (Gillon, 1997, Schéou, 1998). Les modèles gravitaire font partie des modèles dominants (D'Aubigny et al, 2000, Sen et Smith, 1996). Les flux peuvent être considérés comme des forces d'attraction / répulsion entre les pays, ces pays interagissant dans un système plus ou moins stable dans le temps et l'espace.

La distance, demeure une composante fondamentale du modèle gravitaire. La distance peut symboliser une mesure des coûts de transport pour acheminer une marchandise d'un point à l'autre. Elle intègre des éléments non quantifiables comme l'horizon économique, les barrières psychologiques aux échanges ou les obstacles politique. Ravenstein (1889) a en effet constaté une relation inverse entre la distance et les flux de migrations.

Les géographes et les économistes spatiaux ont proposé des distances qui ont des propriétés différentes. C'est le cas des « distances-temps » ou des « distances-coûts » qui considèrent que l'accessibilité pour aller d'une capitale à une autre ou du centre d'un pays à un autre, n'est pas forcément la même pour le trajet aller ou retour. Il ne s'agit plus alors d'un espace métrique. Le choix des voies de communication (routière, maritime, aérienne, combinée, etc.) peut aussi permettre une mesure plus fine de la distance (Hammond, McCullagh, 1974). Ainsi, Bergstrand et Festoc retiennent une distance entre les centres économiques des pays. Baldwin (1994) prend les distances directes entre les capitales des pays. Pour l'analyse des échanges entre les pays, on peut également chercher à agréger les distances mesurées à des niveaux d'échelle différents (capitales, ports, etc.). A titre d'exemple, Wang et Winters (1991) considèrent la distance navigable la plus courte entre les principaux ports des pays, à laquelle ils ajoutent la distance entre les ports et les centres économiques des pays concernés. Head et Mayer (2000) préconisent de considérer les sous unités productives de chaque pays et de pondérer les mesures bilatérales de distances entre ces régions par leurs tailles respectives¹⁰.

Les travaux de McCallum montrent par ailleurs l'importance des frontières au travers des flux intra Canada et ceux existant entre les Etats-Unis et le Canada lui-même. Selon l'auteur « les frontières comptent beaucoup plus que l'effet attendu et notre perception du niveau d'intégration actuel des économies s'en trouve modifié ... du moins jusqu'à ce que l'on

arrive à expliquer ou à résoudre cette énigme des frontières » (McCallum, 1995; Mayer, 2001). Obstfeld et Rogoff, (2000) insistent également sur l'impact des frontières sur les flux commerciaux. Toutefois l'effet frontière, tel qu'il est conçu par ces auteurs ne permet pas de discerner l'importance kilométrique qui sépare deux états, les barrières non tarifaires, les droits de douane, la volatilité du change, ou les préférences des consommateurs.

Les géographes ont également dissocié la « distance structurale : celle des relations économiques et sociales » de la « distance affective : qui intègre le rapport sensible à l'itinéraire parcouru » (Bailly, Ferras, Pumain, 1992). Dans ce type de représentation, on fait l'hypothèse que l'évaluation de la distance est intimement liée au regard de celui qui l'appréhende. Concrètement, dans le cadre des échanges commerciaux, il s'agirait d'affecter des distances différentielles en fonction des produits acheminés et des sociétés qui les transportent, et ceci de façon individuel. Cette option méthodologique nous est parue délicate à mettre en oeuvre dans un cadre d'analyse quantitative.

Section 11 L'équation de gravité, un modèle éclectique de commerce international

Les premiers modèles de gravité estimés dans la littérature sont:²¹ Beckermafl (1956) pour les flux intra européens, Poyhonen (1963), Tinbergen (1962) et Linnemann (1966). À partir de Aitken (1973), l'approche gravitationnelle est utilisée pour évaluer l'impact sur le commerce de la formation de zones d'échanges privilégiés. Plus récemment, les débats sur le régionalisme sont illustrés par des estimations d'équations de gravité que l'on peut ranger dans deux catégories:

(i) celles qui sont estimées à un niveau agrégé: Frankel et Wei (1993), Leamer (1993), Losada (1993), Hamilton et Winters (1992), De Ménil et Maurel (1994); (ii) celles qui sont estimées à un niveau désagrégé: Anderson (1979), Bergstrand (1989), Frankel (1991), Leamer (1993), Schumacher (1996), Deardorff (1995), Evenett et Keller (1998).

Les modèles de gravité peuvent être caractérisés par: (j) leurs quatre premières variables structurelles, PNB et PNB par tête; (ii) la distance, qui est la cinquième variable structurelle; (iii) l'accent mis sur les échanges bilatéraux, et non pas sur les échanges d'un pays avec le reste du monde. Aussi peut-on qualifier d'approche gravitationnelle tous les travaux qui

expliquent les échanges par les PNB et PNB par tête: Linder (1961), par exemple, introduit l'idée que les structures de demande dépendent de la richesse et que des pays ayant des niveaux de développement similaires échangent plus car ils produisent des biens qui sont fortement demandés par eux-mêmes et moins demandés par des pays à revenus différents.

Du point de vue de la filiation théorique, les modèles de gravité se situent à l'opposé des explications traditionnelles fondées sur les différences de dotations factorielles. Les tentatives de validation empirique des trois théorèmes célèbres dans de nombreux cas échoué (Leamer et Levinsohn Ohlin 1994). Les différences persistantes de rémunérations des facteurs, notamment des salaires, qui démentaient le théorème d'égalisation des rémunérations des facteurs, figuraient parmi les raisons qui ont fait que les économistes ont cherché des explications alternatives. Le fait que le commerce fût intra-branche, au lieu d'être intersectoriel, était une autre raison de douter de la thèse selon laquelle les différences factorielles étaient au coeur des échanges¹³.

Linnemann (1966) présente de manière synthétique l'ensemble des facteurs qui plaident en faveur du rejet des dotations factorielles. Un facteur décisif dans la détermination des échanges est notamment la taille des économies partenaires considérées- Linnemann voit deux raisons possibles à cela:

1) En dessous d'un certain niveau de demande, la production de certains biens, du fait de l'existence de rendements d'échelle croissants, n'est pas rentable, et le pays importateur est obligé d'importer les biens qu'il ne produit pas. Cet argument de concurrence imparfaite peut se formaliser avec une hypothèse de rendements d'échelle croissants

2) À des niveaux plus élevés de revenu par tête correspond une demande plus diversifiée, notamment de biens qui sont produits à l'étranger. Ainsi, entre deux pays de même PNB, celui qui a une population moins nombreuse importe davantage car son revenu par tête est supérieur et sa demande plus diversifiée. Cet argument rappelle le modèle de Linder (1961) car il introduit l'idée de l'hétérogénéité des demandes. Mais il n'est pas très convaincant, car, théoriquement, l'effet de diversification induit par l'augmentation du PNB par tête devrait influencer autant la demande de biens domestiques que celle de biens produits à l'étranger. Par conséquent le

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI
degré d'ouverture de l'économie ne devrait pas varier systématiquement dans le sens d'une ouverture croissante de l'économie.

Linnemann suggère que le partage de l'offre potentielle entre marché intérieur et marchés extérieurs est fonction du chiffre de la population pour des raisons tenant essentiellement à l'existence d'économie d'échelle. Deux grandes variables, indépendantes l'une à l'autre, déterminent ainsi le volume du produit exportable : le niveau du produit national et le chiffre de la population.

S'agissant maintenant de l'intensité relative des flux d'échange entre deux pôles, Linnemann est conduit à expliquer les différences constatées en ce domaine à l'aide des notions de coût de transport qui introduit l'espace spatial dans l'analyse, de distance culturelle et de barrières douanières. Sur la base de ces considérations liminaires, Linnemann construit un modèle gravitaire qui permet de mettre à l'épreuve sa démarche et la thèse générale qui l'inspire.

Cette thèse est les avantages comparatifs, hormis les disponibilités en ressources naturelles, sont le résultat de l'action humaine et que, de ce fait, ils sont davantage une variable endogène du problème qu'une variable exogène. La théorie de Linnemann se présente donc comme une alternative possible de la théorie de l'avantage comparatif, Cette phrase ne manque pas d'étonner le lecteur qui sait que l'importance du commerce extérieur est précisément déterminée dans la théorie des coûts comparatifs par les dotations factorielles: plus celles-ci sont différentes des dotations mondiales, plus les échanges avec l'extérieur sont intenses. Mais Linnemann n'envisage pas d'introduire dans l'équation de gravité le travail et le capital, voire les ressources naturelles, car il considère que les rendements d'échelles croissants dans la production expliquent mieux les différences entre les pays quant à leur ouverture au marché mondial.⁹

Anderson (1979) a pour sa part donné une généralisation de l'équation de gravité en apportant un fondement théorique. Pour cela, il suppose que chaque pays est spécialisé dans la production d'un seul bien pour lequel il est le mieux doté par rapport aux autres pays (en basant sur la théorie d'Heckscher-Ohlin, H-O). De plus, il suppose que les préférences des consommateurs sont homothétiques et identique à travers les pays et elles sont de type Cobb-Douglas. A partir de ces hypothèses, et en ce basant sur

les systèmes de dépense Anderson a déduit une nouvelle justification théorique du modèle de gravité.

Bergstrand fut la prochaine contribution importante en donnant au modèle une sous-tende théorique, en utilisant hypothèse de préférences d'Armington (les biens sont différenciés par le pays d'origine) et en découlant le modèle comme un « sous-système d'équilibre partiel d'un modèle d'équilibre général ». Les prix sont généralement considérés endogènes dans les modèles de gravité car ils sont des modèles d'équilibre général avec la compensation de la demande de l'exportateur et l'offre de l'importateur, mais Bergstrand (1985,1989) introduit et justifie l'utilisation des prix à partir des fonctions de production sous-jacente et des fonctions d'utilité où il fait valoir que les fortes hypothèses, telles que l'arbitrage de commodité international parfait, ne sont manifestement pas remplies dans la réalité.¹⁵

Krugman et Helpman (1985)¹⁹ proposent une formalisation de l'équation de gravité dans laquelle les approches intra-branche et interindustrielle sont réconciliées. Dans un modèle, notamment, à deux secteurs de production où les rendements d'échelle sont croissants, on peut conclure que si les dotations factorielles déterminent la spécialisation d'une économie et le nombre de firmes qui produisent des biens intensifs en capital (respectivement en travail), elles ne déterminent pas l'intensité des échanges qui dépend uniquement de la taille respective des deux économies considérées. Cette formalisation, en évitant de recourir à une approche dynamique où les facteurs de production seraient endogénéisés, rend compte de la manière dont on peut intégrer dans l'équation de gravité la théorie des avantages comparatifs ainsi que de la manière dont on peut rendre compatible cette théorie avec l'hypothèse de rendements d'échelle croissants.

Helpman (1987) estime des équations de gravité en s'efforçant de partir d'une théorie articulée du commerce international, celle de Helpman et Krugman (1985). Le modèle de commerce estimé est un modèle de compétition monopolistique, et les résultats de l'estimation sur un panel de données OCDE couvrant la période 1956 à 1981 confirment l'hypothèse que le commerce augmente avec la taille des économies. Harrigan (1992) estime aussi à partir de statistiques d'échanges bilatéraux de l'OCDE un modèle de compétition monopolistique. La conclusion qu'il tire de l'analyse

des résidus de la régression est que les pays européens ont un commerce intra-branche beaucoup plus développé que le Japon et les États-Unis. Brainard (1993) utilise une approche similaire pour étudier le comportement des firmes multinationales: si les différences de prix des facteurs sont très élevées, on s'attend à ce qu'elles soient délocalisées; la possibilité d'exploiter les rendements d'échelle suggère de manière alternative que les firmes s'implantent le plus près possible des consommateurs. Sa conclusion est que les différences de dotations factorielles n'expliquent qu'une faible part des réexportations des firmes, que les variables mesurant la similarité des économies expliquent assez bien les comportements d'échanges, qu'enfin les barrières commerciales et les coûts de transport doivent être pris en considération.

Deardorff (199, comme Anderson et Bergstrand, a analysé les échanges bilatéraux à partir du modèle Hecksher-Ohlin. Ce dernier a déduit que dans le cadre de libre échange, où il n'existe pas de barrières pour la circulation des biens entre les pays, les échanges peuvent être modélisés par l'équation de gravité si les préférences des consommateurs sont homothétiques et identiques, ou si les offres et les demandes ne sont pas corrélés (lorsqu'ils sont corrélés on s'écarte de l'équation de gravité). De même, Deardorff a supposé que lorsque les barrières existent, elles sont strictement positives pour toutes les transactions internationales. Il a supposé que ces barrières sont identiques à travers les pays. De la même manière, et en partant d'un modèle Hecksher-Ohlin,

Evenett et Keller (1998)²⁷ ont conclu que les modèles développés à partir de la théorie d'Hecksher-Ohlin ne sont valables que dans le cadre d'un échange inter-industriel, tandis que lorsqu'il s'agit d'un échange intra-industriel, il faut analyser les échanges à partir de la théorie des rendements d'échelle croissant. A partir de ces deux théories, Evenett et Keller ont prouvé les succès empiriques des modèles de gravité et ils ont conclu que les rendements croissants sont la cause importante pour une spécialisation parfaite de production et que l'équation de gravité ne peut s'appliquer que pour les pays développés.

L'aspect le plus original, et le plus moderne, de l'équation de gravité est sa dimension géographique et la prise en compte explicite des obstacles aux échanges, mesurés à l'aide d'une variable synthétique qui est la distance entre les principaux centres économiques. Dans une étude ultérieure de

Linnemann (1972 : (trade flows and geographical distance, or the importance of being neighbours in towarde balanced international growth), il approfondit son analyse de l'influence de la distance (distance physique). IL cherche ainsi à mesurer l'effet de voisinage qui résulte pour deux pays du partage d'une frontière commune sur le volume de leur échange. IL apparaît que la distance joue un rôle fondamental dans la détermination du volume des flux commerciaux⁹.

Le pouvoir explicatif de cette variable est mentionné par Leamer et Levinsohn (1994), Brainard (1993), Hummels et Levinsohn (1993), qui suggèrent de manière explicite que l'absence de la distance dans le modèle de Helpman (1987) est à l'origine de la 'faiblesse- de ses résultats empiriques. On notera, à l'instar de Leamer et Levinsohn (1994), que la dimension géographique de l'économie développée par Krugman correspond à une notion de la distance probablement plus complexe que celle qui est contenue dans l'équation de gravité: expliquant des phénomènes d'agglomération elle est, notamment, non linéaire. En ce qui concerne l'approche gravitationnelle, en revanche, chez Leamer et Levinsohn (1994) reflète une linéarité presque parfaite.

La distance fournit simplement une mesure des coûts de transports pour acheminer une marchandise d'un port (ou d'une gare) à un autre, et intègre des éléments non quantifiables comme, l'horizon économique" ou les barrières psychologiques aux échanges-. Dans la détermination des échanges bilatéraux, sont également pris en compte les obstacles artificiels, qui sont de nature politique et désignent les tarifs, quotas, contrôle des changes mis en place par les gouvernements. Il est en effet nécessaire de considérer à part les échanges qui de manière systématique sont biaisés et ne peuvent être considérés comme aléatoires: ainsi, dans le sens d'une réduction des échanges par rapport aux échanges potentiels le commerce entre l'Est et l'Ouest, entre les pays arabes et Israël, ou, dans le sens d'une augmentation des échanges par rapport aux échanges potentiels, le commerce qui s'effectue au sein du Commonwealth, de l'Empire colonial français, de la Communauté européenne (EEC, AELE, LAIA, etc.). Ce deuxième type d'obstacles artificiels est pris en compte par des variables muettes.

Section III- Justifications de la démarche économétrique utilisée

Travaillant sur des données de panel, on doit prendre en compte l'existence d'individualités plus ou moins prononcées entre les éléments de l'échantillon et les relations qu'ils entretiennent entre eux (dans le cas d'un modèle de gravité).

Il est en effet réducteur de considérer que l'ensemble des relations bilatérales entre les éléments d'un échantillon puisse être représenté par une seule et unique équation avec des paramètres communs.

C'est donc justement le fait qu'il soit nécessaire de prendre en compte la diversité des individus et de leurs relations bilatérales respectives que l'on admet qu'il soit rationnel d'introduire dans l'équation, des éléments supplémentaires reflétant la diversité de la population composant le panel.

Théoriquement, il s'agit alors de savoir s'il faut spécifier l'équation selon la méthodologie des données de panel avec des effets individuels fixes ou des effets individuels aléatoires

III-1 Le principe théorique des effets individuels

Notre propos ne sera pas ici d'exposer toute la théorie sur les différentes formes d'effets individuels ou sur les différents types de spécifications dans le cadre de l'analyse de données de panel. Nous nous attacherons à décrire les deux types d'effets individuels les plus utilisés dans la littérature, à savoir les effets fixes et les effets aléatoires.

III-1-1 La spécification des effets individuels

L'équation de gravité dans sa forme synthétique peut être représentée comme suit :

$$Y_{ijt} = A'X_{ijt} + v_{ijt}$$

Avec:

$$v_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_t + \varepsilon_{ijt}$$

α_{ij} = effet propre à la paire de pays ij et indépendant des X_{ijt} .

β_t = effet temporel indépendant des X_{ijt} et identique à tous les pays en un point donné du temps. Cet effet peut représenter par exemple la conjoncture mondiale, le cours du dollar ou du pétrole, une guerre mondiale (événements subis pas tous les individus de l'échantillon traité a la même date) etc...

L'idée de base est de savoir s'il faut considérer les effets α_{ij} et β_t comme des paramètres ou comme des variables aléatoires.

Concernant les α_{ij} la question est d'autant plus importante que dans le cas de données de panel, le nombre d'individus peut être relativement important, augmentant ainsi le nombre de paramètres (donc le nombre de α_{ij}) dans l'équation. Or le fait de considérer ces α_{ij} comme des variables aléatoires simplifie la résolution du problème dès lors que sa distribution est connue. Mais cette démarche n'est pas aisée.

Si l'estimation se fait avec des effets fixes, il s'agira de considérer les α_{ij} comme des facteurs permettant de capter les hétérogénéités inobservables entre pays de l'échantillon.

La solution théorique la plus utilisée et permettant de savoir lequel des deux types d'estimations (effets fixes ou effets aléatoires) serait plus approprié est le test de Hausman.

III-1-2 Les bases théoriques de l'estimation des effets individuels

Sur le plan théorique, rappelons que l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG) utilisé dans le cas du modèle à effets aléatoires, est asymptotiquement identique à l'estimateur *Within* sous l'hypothèse $T \rightarrow \infty$ (T représentant la dimension temporelle).

Dans le cas où T serait faible, il peut y avoir une différence entre ces 2 types d'estimateurs. C'est là que se pose le problème de la spécification et de l'estimation des coefficients.

S'agissant d'effets aléatoires, il faudra chercher d'éventuelles corrélations entre les effets individuels et les variables explicatives.

Dans le cas d'une corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives, l'estimateur des MCG est biaisé pour une valeur de $T \neq \infty, \forall N$.

Mais l'estimateur *Within*, dont la construction permet la suppression des effets individuels, est asymptotiquement non biaisé (Blue).¹¹

Tout ceci démontre l'importance que revêt la spécification des effets individuels dans le cas de donnée de panel.

Le test de spécification de Hausman ¹² va permettre de décider du choix entre effets fixes et effets aléatoires (La statistique de Hausman suit un χ^2 à K degré de liberté (K étant le nombre de variables explicatives). L'hypothèse testée concerne l'existence d'une corrélation des effets individuels et des variables explicatives

S'il y a absence de corrélation; le modèle pourra être spécifié avec des effets aléatoires et l'estimateur MCG est l'estimateur *BLUE* (Best Linear Unbiased Estimator) qui est non biaisé et convergent (respect des conditions d'orthogonalité entre variables exogènes et effets individuels).

Dans le cas contraire (présence de corrélation) on choisira une spécification à effets fixes et on utilisera l'estimateur *Within* qui sera un estimateur non biaisé.

Le test de Hausman comme il vient d'être souligné permet théoriquement de déterminer l'opportunité du choix entre effets fixes et effets aléatoires.

Cependant certains auteurs contestent l'efficacité du test de Hausman. Mundlak (1978) et Chamberlain, (1980) ont travaillé dans le cadre d'une analyse selon la méthodologie des panels avec une équation linéaire contenant des variables explicatives exogènes. Ils ont trouvé que même dans les cas où ces variables exogènes étaient corrélées avec les effets individuels ($E(\alpha_i / X_i) \neq 0$), les résultats obtenus avec effets fixes ont été sensiblement identiques à ceux avec effets aléatoires. Donc le test de Hausman, même s'il nous permet de vérifier l'existence d'une corrélation, ne semble pas suffisant pour décider du choix du type d'effets individuels (effet fixe ou effet aléatoire). En effet,

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI
pour ces auteurs, l'existence ou non d'une corrélation ne semble pas être déterminant pour justifier le choix du type d'effets individuels. Ceci réduit la portée du test.

III-2 Sur le choix d'une estimation par les effets fixes.

Dans le cadre de notre présente étude nous utiliserons la méthodologie des effets fixes. Plusieurs raisons nous poussent vers ce choix. Afin de mettre en évidence celles-ci, nous exposerons les arguments empiriques utilisés dans certains travaux tout en tenant compte de la spécificité de notre échantillon qui est composé de deux groupes de pays très différents sur le plan économique et géographique.

III-2-1 Les différentes justifications empiriques

Le choix entre effets fixes et effets aléatoires dans le modèle de gravité a fait l'objet de nombreux débats empiriques parmi les auteurs (Màtyàs 1997 et 1992), Egger (2002), Judson et Owen (1996), Coulibaly (2004), Amponsah and Ofori Boadu (2005), Wall (1999), I-Hui Cheng and Wall (2005), etc..

Pour certains auteurs, le choix de l'effet peut dépendre du choix de l'échantillon. Ainsi lorsque le travail porte sur un échantillon homogène complet l'analyse selon la méthodologie des effets fixes serait la plus appropriée. Dans le cas d'un échantillon dont la population serait sélectionnée de façon aléatoire, la démarche à travers un modèle avec effets aléatoire semble mieux correspondre.

D'autres analyses tentent de fonder leurs arguments sur des bases plus économétriques. C'est le cas parmi d'autres de Cheng and Wall (2004), Egger (2000), Judson et Owen (1996), M., R. Pakko and Wall (2001), Màtyàs, Konyà and Harris (2000), Màtyàs and Harris (1998)²⁰. Selon cette approche l'estimation par la méthodologie des effets fixes est avantageuse pour plusieurs raisons parmi lesquelles :

- Elle permet d'éviter les biais d'hétérogénéité, dus à l'omission des facteurs explicatifs invariants dans le temps et qui pourraient être corrélés avec le niveau du commerce bilatéral (la variable dépendante) ainsi qu'avec quelques-unes des variables explicatives. C'est le cas où certains facteurs

non observables sont omis. Les effets fixes expliquent aussi pourquoi chaque relation bilatérale devrait être considérée comme unique et non généralisable. Ce sont ces raisons qui expliqueraient le fait que, le niveau et l'évolution des échanges entre deux pays donnés, ne soient pas forcément identiques pour tous les flux bilatéraux d'un échantillon donné.

La présence de ces effets pourrait aussi expliquer dans certains cas l'absence d'échange entre deux pays d'un échantillon donné. De telles configurations peuvent être expliquées par des éléments très divers et difficiles à prendre en compte de façon exhaustive dans une équation (liens historique, culturel ou politiques etc...).

- Par ailleurs ces éléments intervenant dans le flux des échanges sont pour la plupart difficilement quantifiables de façon exhaustive, même si certaines études telles que celles d'Andrew Rose tentent d'introduire autant de facteurs possibles. Il est pratiquement difficile d'affirmer avec certitude le caractère plus explicatif de ces facteurs sélectionnés par rapport à d'autres, sur le niveau des échanges bilatéraux. En effets les facteurs invariants contrôlant une spécificité d'une relation bilatérale que l'on intègre pour l'amélioration du pouvoir explicatif de l'équation sont presque illimités. La plupart des auteurs choisissent d'en utiliser quelques uns jugés dignes d'intérêt, mais de façon plus ou moins arbitraire. Dans ce cas l'estimation qu'ils font est celle des moindres carrés ordinaires. Cependant les coefficients peuvent être biaisés dans la mesure où l'hétérogénéité pays n'est pas totalement prise en compte

- Un autre intérêt pour choisir cette méthode pourrait être illustré par le problème lié à l'utilisation de la variable distance. Comme nous l'avons déjà longuement développé, la plupart des travaux sur le rôle de la distance mentionnent son caractère imparfait pour pouvoir refléter complètement l'ensemble des éléments créant des frictions au commerce. Cette erreur de spécification induite par la distance pourrait être corrélée avec une ou plusieurs variables explicatives, voire avec le niveau des échanges.

- Enfin des situations assez fréquentes dans les PED peuvent avoir des incidences sur le commerce de ces pays. Il en est ainsi des sanctions politiques ou financières prises à l'encontre d'un de ces pays. Ceci a déjà été appliqué par l'UE à l'encontre d'Etats ACP pour non-respect des droits de l'homme ou pour illégitimité manifeste du pouvoir : il peut s'agir des cas d'Etats prédateurs. D'autres situations à caractère exceptionnel peuvent avoir un impact sur les relations commerciales : cas de catastrophe naturelle quelles qu'en soient les causes, ou d'épidémie qui peuvent amputer le pays

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI
d'une partie de sa population active. Ces cas parmi d'autres pourraient aussi être une des causes du niveau ou de l'absence de commerce bilatéral. Ils peuvent être de courte durée donc difficile à paramétrer, mais garder un impact structurel durable sur les institutions et sur l'économie des pays victimes. Dans de telles situations, toute estimation ne tenant pas compte de ces facteurs en question, risque de trouver des justifications du commerce erronées (justification par les seuls facteurs figurants dans l'équation).

Après ces précisions, nous allons présenter ci-dessous une illustration algébrique de ce qui vient d'être démontré. L'équation de base avec empilement par paire de pays, peut être représentée de la façon suivante:

$$\log(X_{ijt}) = \beta_0 + \beta'_{ijt} \log(A_{ijt}) + \lambda_{ij}(Z_{ij}) + \gamma_{ijt}(W_{ijt}) + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Avec

- β_0 = ordonnée à l'origine commune à toutes les paires de pays sur toute la période étudiée.

- A_{ijt} = vecteur des variables de gravité évoluant avec le temps

- Z_{ij} = □ vecteur des facteurs invariants dans le temps (distance, langue commune, passé colonial, superficie, contiguïté, etc...)

- W_{ijt} = vecteur des facteurs autres que les variables gravitationnelles et qui varient avec le temps (aide au développement, taux d'investissement domestique, taux d'investissement direct étranger, membre ou non d'accords commerciaux, appartenance ou non à une monnaie commune)

La liste des variables à prendre en compte est très élevée et pas nécessairement exhaustive. Il faut aussi tenir compte des éventuelles colinéarités ou de probables double emploi de certaines variables entrant déjà dans la composition d'autres variables de l'équation.

L'intérêt des spécifications avec effets fixes est justement de tenir compte de ces hétérogénéités entre pays ou couple de pays et d'attribuer un coefficient tenant compte des spécificités de chaque relation bilatérale.

Dans sa forme simple, le modèle à effets fixes peut être présenté ainsi :

$$\text{Log}(X_{ijt}) = \beta_0 + \alpha_{ij} + \delta_t + \beta_{ijt} \log(A_{ijt}) + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Avec :

- α_{ij} l'effet fixe relatif à un couple de pays i et j . □

- $\alpha_{ij} \neq \alpha_{ji}$. Autrement dit l'effet fixe propre au couple de pays varie en fonction du sens des échanges.

- δ_t l'effet temporel spécifique à l'année t et commun à toutes les paires de pays (par exemple conjoncture mondiale affectant les relations d'échange entre les membres du groupe de pays étudié)

- $t = (1, 2, \dots, T)$

$i = (1, \dots, N)$ et $j = (1, \dots, N)$ avec i différent de j .

$\varepsilon_{ijt} \rightarrow N(0, \sigma^2)$ erreur aléatoire

III-2-2 Solution au problème des facteurs invariants dans le temps :

Par construction l'estimation par effets fixes ignore les facteurs invariants dans le temps, propres à chaque paire de pays. En effet, les effets individuels fixes se positionnent comme représentatifs des variables omises et des variables constantes dans le temps et propres à chaque paire de pays. Ainsi les coefficients de la distance, de la contiguïté ainsi que les variables culturelles, linguistiques, géographiques et toutes les variables invariantes dans le temps peuvent être absorbés dans les effets fixes individuels. Leurs coefficients respectifs ainsi que les paramètres statistiques seront dans ce cas représentés par des valeurs nulles du fait d'une probable colinéarité.

La critique qui pourrait être adressée à cette procédure par les effets fixes serait justement le risque d'absence de prise en compte des coefficients de ces variables.

La solution proposée dans Cheng and Wall (2004) et utilisée aussi dans Coulibaly (2004) et Bun and Klassen (2004) a été d'estimer dans un premier temps les effets fixes bilatéraux $\hat{\alpha}_{ij}$, puis dans un deuxième temps les intégrer dans une équation en tant que variable dépendante. Dans cette équation, les variables explicatives seraient les variables invariantes dans le temps ou omises (ou non prise en compte par l'estimation initiale selon la méthode des effets fixes) qu'ils sont sensés représenter.

Autrement dit, ceci conduit à estimer dans un deuxième temps l'équation du type suivant :

$$\hat{\alpha}_{ij} = \eta_0 - \eta_1 \text{Distance}_{ij} + \eta_2 \text{Lang}_{ij} + \eta_3 \text{fronc}_{ij}$$

Le travail de Cheng and Wall porte sur des pays de l'OCDE et quelques pays industrialisés sur quatre années. Leur estimation donne des coefficients statistiquement significatifs. Ce qui laisse penser que la distance, la contiguïté et la langue commune contribuent toutes à l'explication de l'effet fixe bilatéral, parmi d'autres.

Section IV- Spécification du modèle utilisé pour l'étude

Compte tenu de l'ensemble des observations et remarques effectuées précédemment, nous allons adopter, pour l'analyse des flux commerciaux entre l'UE et le Maghreb, un modèle de gravité de la même forme que l'équation (2) ci-dessus.

Dans un deuxième temps nous allons l'augmenter afin de mettre en évidence l'impact des variables non gravitationnelles sur le flux commercial.

IV-1 L'équation gravitationnelle.

Reprenons l'équation de base (2) :

$$\text{Log}(X_{ijt}) = \beta_0 + \alpha_{ij} + \delta_t + \beta_{ijt} \log(A_{ijt}) + \varepsilon_{ijt}$$

Elle nous permet de saisir à la fois les informations transversales et temporelles. Il n'existe donc aucune restriction quant à l'équation de base (2) hormis le fait de considérer que :

- L'empilement se fait par pays. Autrement dit pour chaque pays i on considère chacune de ses relations avec chacun des autres pays j (avec $j \neq i$) durant la période allant de $t = 1998$ à $t = 2009$

Cette équation de gravité classique sera augmentée d'autres variables qui seront interprétées comme des représentatives d'une partie des différents arguments omis (les autres facteurs de renforcement ou de friction au commerce).

IV-2 L'équation augmentée

L'équation augmentée aura la forme générale suivante :

$$X_{ijt} = e^{\beta_0 + \alpha_{ij} + \delta_t (Y_{it}^{\beta_1} Y_{jt}^{\beta_2}) (YT_{it}^{\beta_3} YT_{jt}^{\beta_4}) D_{ij}^{\beta_5}} e^{W_{ij} + \Omega_{it} + \varepsilon_{ijt}} \quad (3)$$

Avec :

- Y_{it} et Y_{jt} = PIB des pays i et j en t
- YT_{it} et YT_{jt} = PIB par tête de i et j à l'année t
- D_{ij} représente la distance géographique entre les pays i et j
- W_{ij} est un vecteur de variables capturant les renforcements ou les frictions liés au commerce bilatéral et invariantes dans le temps comme le partage d'une langue commune, l'appartenance à un groupe géographique donné
- Ω_{it} est un vecteur de variables capturant les renforcements ou les frictions liés au commerce bilatéral et variant avec le temps.
- α_{ij} = effet individuel de la paire de pays ij , sachant que $\alpha_{ij} \neq \alpha_{ji}$
- δ_t = effet temporel
- $\varepsilon_{ijt} \rightarrow N(0, \sigma^2)$ erreur aléatoire
- $i = 1, \dots, N$
- $j = 1, \dots, N-1$ Autrement dit $i \neq j$ puisque nous ne prenons pas en compte le commerce d'un pays avec lui-même.

On considère que :

- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ et β_4 sont positifs
- $\beta_5 < 0$

Notons que les coefficients des variables dans le cas d'une analyse de données de panel prenant en compte la dimension temporelle peuvent être interprétés comme des élasticités du poids des variables explicatives sur la variable expliquée. Ceci sous entend une analyse intra individuelle (within). En effets ces coefficients font plus référence à des variations dynamiques, contrairement à ceux d'une coupe transversale qui ont une réalité plus statique.

Ainsi dans le cas des PIB, les coefficients β_1 et β_2 pourront être exprimés sous la forme suivante :

$$\beta_1 = \frac{\partial X_{ijt} / X_{ijt}}{\partial \text{PIB}_{it} / \text{PIB}_{it}}$$

$$\beta_2 = \frac{\partial X_{ijt} / X_{ijt}}{\partial \text{PIB}_{jt} / \text{PIB}_{jt}}$$

Egger (1999) en s'inspirant de Hsiao (1986), considère à juste titre qu'interpréter ces coefficients comme des élasticités dans le cas d'une coupe transversale, serait une erreur conceptuelle dans la mesure où on est dans une situation statique correspondant à une intersection d'effets mixtes croisés inter et intra individuelle (between et within).

En effet, l'approche par la coupe transversale suit une logique statique puisqu'il s'agit d'une intersection entre les données en longitude et celles en latitude (au temps t , le couple de pays (i, j)).

Le concept d'élasticité, en faisant intervenir des variations relatives, introduit en lui-même une dimension dynamique. Ces variations s'apprécient ici par l'introduction du temps. Ainsi peut-on dire que l'approche dynamique serait plus conforme à la logique des élasticités que l'approche par coupe transversale.

Lorsqu'il s'agit d'une analyse en coupe transversale dans ce cas β_1 et β_2 sont les dérivées partielles de logarithme du commerce par rapport aux logarithmes des PIB respectifs et PIB par tête. Par ailleurs, les coefficients β_1 et β_2 peuvent aussi correspondre à des propensions marginales à commercer ou aux parts de la valeur ajoutée ayant fait l'objet d'un échange. En effet, le PIB d'un pays peut-être représenté par la somme des valeurs ajoutées. Une partie de cette valeur ajoutée peut être utilisée sur place, exportée ou encore importée. La partie de la valeur ajoutée ayant fait l'objet d'échange peut ainsi être matérialisée par les coefficients β_1 et β_2 et de même pour β_3 et β_4

IV-3 La transformation logarithmique

Le modèle de base sera revu sous forme *log*. Comme prévu nous ajouterons dans un deuxième temps un certain nombre de variables supplémentaires.

Après transformation log l'équation augmentée (3) ci-dessus peut être spécifiée avec la forme suivante:

$$\begin{aligned} \text{Log } X_{ijt} = & \beta_0 + \alpha_{ij} + \delta_t + \beta_1 \log Y_{it} + \beta_2 \log Y_{jt} + \beta_3 \log Y_{T_{it}} + \beta_4 \log Y_{T_{jt}} + \\ & \beta_5 \log D_{ij} + \\ & W_{ij} + \Omega_{it} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

Dans cette équation Ω_{it} fait référence aux facteurs non gravitationnels variant avec le temps. Il s'agit des variables sociales, politiques et économiques. Nous aurons pour W_{it} les arguments suivants :

$$\Omega_{it} = \beta_6 \text{euromed}_{it}$$

- euromed_{it} : pour apprécier l'effet de l'existence d'accords commerciaux, le modèle gravitationnel a été augmenté par une variables muettes qui est une variables d'intérêt. Elles expriment le partage d'un accord commun (Ghossh et Yamarik, 2004 ; Carrère, 2004). Nous définissons dans notre modèle une dummy pour la zone de libre échange euro- méditerranéenne.

W_{ij} fait référence aux données non gravitationnelles supposées invariantes dans le temps. Les arguments de cette variable sont les suivants :

$$- W_{ij} = \beta_7 \text{langc}_{ij} + \beta_8 \text{fronc}_{ij}$$

- langc_{ij} : fait référence au partage d'une langue commune entre le pays i et le pays j. C'est un dummy qui prend la valeur 1 lorsque les deux partenaires commerciaux parlent la même langue officielle et 0 dans le cas contraire.

- fronc_{ij} : pour tenir compte de la contiguïté entre les pays, nous utilisons la variable « Fronc » qui prend la valeur 1 si les deux pays partagent une frontière commune et 0 sinon. La variable « adjacence » complète notion de la distance géographique, puisque l'existence d'une frontière commune crée un trafic frontalier souvent intense. Les échanges de produits pondéreux par exemple, ne faisant usuellement l'objet que d'échanges internes, peuvent donner lieu à ce type de commerce. Tout comme la distance, l'adjacence capte d'autres facteurs que les coûts de transports (proximité culturelle, etc.).

La distance « D » a été définie comme étant la distance kilométrique séparant les capitales des deux pays ou encore la distance circulaire entre les capitales des pays qui est calculé en fonction de la longitude et de la latitude de chaque pays Nous retenons dans notre modèle la première définition de la distance.

Les PIB et le PIBT représentent comme on a dit des indicateur qui révèle la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs des deux pays partenaire, ils devraient donc avoir des effets positifs sur les exportations.

La«distance» est un proxy qui permet d'approcher les coûts de transport entre les deux pays partenaires, ils devraient donc avoir un effet négatif sur le commerce bilatéral.

L'ensemble des variables muettes permet de déterminer si le partage d'une langue commune, et d'une frontière commune entre les pays partenaires augmentent le commerce. Il s'agit de préserver les bonnes relations de voisinage. Théoriquement, les tarifs préférentiels offerts dans le cadre d'un accord commercial favorisent les échanges commerciaux entre les pays membres, nous avons pris en compte ce phénomène par les variables muettes régionales. Il s'agit de variables muettes indiquant l'appartenance ou non à un accord régional. A une date donnée, elles sont égales à 1 si les deux pays sont membres, à 0 sinon. Un signe positif associé à une variable de ce type traduira la capacité d'un accord à intensifier les relations commerciales entre ses membres.

Enfin, plusieurs travaux (déjà cités à la section précédente) prennent en compte les liens historiques et culturels qui expriment les flux bilatéraux de commerce, ces variables devraient avoir théoriquement un effet positif sur le commerce bilatéral par exemple.

La transformation logarithmique du modèle typique (l'équation (4) ci-dessus) nécessite l'adoption d'une solution aux données manquantes. En effet remplacer ces données par le chiffre zéro génère des nombres indéterminés

Nous utiliserons la solution adoptée par Wang et Winters (1992). Elle consiste à mettre un petit nombre à la place de zéro, avant la transformation logarithmique

Vu que nous utilisons des données de commerce bilatéral et que dans certains cas ces données ne sont pas disponibles (problème de données manquantes), nous avons décidé d'effectuer notre régression en utilisant $\log(X_{ij}+1)$ comme variable à expliquer. Nous aurons donc $\log(X_{ii}+1)=0$.

En partant du modèle (1) et en effectuant les modifications proposées nous obtenons le modèle suivant:

$$\text{Log}(X_{ijt}+1) = \beta_0 + \alpha_{ij} + \delta_t + \beta_1 \log Y_{it} + \beta_2 \log Y_{jt} + \beta_3 \log Y_{T_{it}} + \beta_4 \log Y_{T_{jt}} + \beta_5 \log D_{ij} + \beta_7 \text{lang}_{cij} + \beta_8 \text{fronc}_{ij} + \beta_6 \text{euromedit} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

L'ensemble de ces variables aussi bien celles qui sont de nature gravitationnelle que celles qui sont ajoutées dans l'équation augmentée sont recueillies à partir de sources diverses.

L'autre intérêt de ce mode d'échantillonnage utilisé dans ce travail est de permettre une analyse de l'évolution des échanges à travers le temps et sa spécificité régionale.

IV-4 Les sources des données

Nous effectuons nos estimations pour un échantillon de 30 pays consistés en EU-27 (Autriche, Belgique, Luxembourg, Bulgarie, République de Tchèques, Danemark, Estonie, Finlande, France, Allemagne, Suède, Hongrie, Irlande, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni, Pologne, Grèce, Portugal, Espagne, Chypre, Lettonie, Malte, Slovaquie, Slovénie, et Lituanie, Roumanie), et les trois pays du Maghreb (Algérie, Maroc, Tunisie). La période analysée s'étale de 1998 à 2009. Le choix de cette période est du à l'absence des données des exportations pour la Bulgarie avant l'année 1998 et l'Algérie, Maroc et l'Espagne pour l'année 2010, 2011. Les sources des différentes données quant à elle sont assez homogènes. Les valeurs des exportations ont été collectées à partir de la base de données UNcomTrade, ils sont exprimés en million de US\$. Le PIB et le PIB par tête sont disponibles dans World Économique Outlook Database (Octobre 2010), IMF.

Les distances entre pays ont été collectées du programme du Professeur John. A Bayer.

Les dummy (variables muettes) de langue et de la frontière ont été construites grâce à la base des données disponible sur geo-cepii.

V- Procédures techniques de l'estimation et résultats

Nous utiliserons le logiciel Eviews la version 6 pour effectuer les opérations de calculs économétriques. Plusieurs raisons peuvent justifier le choix de ce logiciel. La taille des fichiers qu'il peut traiter est virtuellement illimitée.

Quelques précisions méritent d'être soulignées:

- La première concerne l'estimateur within. Ce dernier ne permet pas d'estimer l'effet de variables invariantes dans le temps (comme la variable « distance » ou certaines variables dummies). Ceci provoque alors une stricte colinéarité avec les effets fixes.

- La deuxième précision concerne les données sur les effets fixes individuels. Il est équivalent d'estimer le modèle avec l'ensemble des effets fixes individuels sans la constante ou de l'estimer avec l'ensemble de ces effets moins 1, et la constante. En effet si on conserve la constante l'estimation des effets fixes est faite sous la contrainte que le Nème effet fixe soit nul. Notons que dans ce cas, les effets seront estimés sous la forme d'écart par rapport à la constante. Le Nème effet sera nul puisqu'il est égal à la constante. Par contre, dans le cas d'une non prise en compte de la constante, cette dernière sera considérée comme le Nème effet individuel.

- Par ailleurs que l'on conserve la constante ou qu'on l'élimine, les effets temporels seront au nombre de $(T - 1)$. Le « Tème » effet temporel est nul et les autres effets temporels seront estimés comme des écarts par rapport à celui-ci.

A titre d'illustration : si nous considérons un échantillon avec 10 paires de relations bilatérales sur 5 ans, la procédure estimera 9 effets fixes avec une constante (ou 10 effets fixes sans la constante) et 4 effets temporels $(T-1)$.

La constante qui complète les 9 effets fixes est de la même valeur que l'effet représentant la 10^{ème} paire de pays.

- Si on procède à une estimation avec la constante, chaque effet individuel sera représenté en terme d'écart par rapport à la constante. Ainsi, le 10ème effet est nul (puisque'il est inclus à la valeur de la constante) et les 9 autres effets seront représentés sous forme d'écarts par rapport à la constante.

- En l'absence de la constante les 10 effets seront représentés par leur valeur propre et non sous forme d'écarts. Dans ce cas on identifie le 10ème effet par la valeur que devait prendre la constante.

Quant aux effets temporels, le résultat obtenu pour chaque année sera interprété comme un écart par rapport à la « Tème » année. Ce dernier effet temporel aura une valeur de 0. Dans notre exemple illustratif, nous aurons 4 effets temporels sous forme d'écarts par rapport au 5ème effet positionné à 0 (comme étant l'année de référence).

Si on conserve la constante l'estimation des effets fixes est faite sous la contrainte que le dernier α_{ij} soit nul et que le dernier δ_t soit nul.

Si on supprime la constante, seul la restriction suivant sera imposée : $\delta_t = 0$

V-1 Démonstration de la procédure d'estimation

Considérons l'équation générique de la forme suivante :

$$\text{Log}(X_{i_{jt}} + 1) = \beta_1 + \alpha_{ij} + \delta_t + \sum_{j=\ell}^k \beta_j \text{Log}(A_{i_{jt}}) + \varepsilon_{i_{jt}} \quad (6)$$

Avec :

- β_1 = constante de l'équation
- δ_t = effet temporel
- α_{ij} = effet fixe individuel

Cette équation peut être réécrite de la façon suivante selon la méthode moindres carrés à variable muette (MCVM) (LSDV (least squares dummy variable)) afin d'estimer les effets individuels combinés (ij) fixes et temporels⁴ :

$$\text{Log}(X_{i_{jt}}) = \sum_{j=2}^k \beta_j \text{Log}(A_{i_{jt}}) + \delta_t + \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \text{Paire}_{ij} + \varepsilon_{i_{jt}} \quad (7)$$

Avec :

- paire_{ij} = Paire unique de 2 pays i et j sur la période étudiée. Autrement dit, dans notre cas, la période de notre étude va de 1998 à 2009. La relation commerciale bilatérale entre le pays i et le pays j sur cette période est unique et ne peut être assimilable à d'autres. L'unicité de cette relation tient aussi en compte de la situation de chacun des 2 pays. Pour résumer, on peut donc dire que paire_{ij} représente une configuration de la relation i, j et est caractérisé par 2 éléments :

- L'intervalle de temps couvert par l'étude,
- l'identification des 2 pays

Cette configuration est donc unique. Elle peut ainsi être représentée par un dummy qui est égale à 1 lorsque cette configuration de relation bilatérale se présente et est de 0 dans le cas contraire. A titre d'exemple, s'agissant des exportations de la France vers le Maroc sur la durée de notre période, on peut dire qu'elle a la valeur de 1 lorsqu'on rencontre cette occurrence dans le tableau des données et 0 autrement. Cette relation bilatérale sera

différente de celle dans laquelle le Maroc serait exportateur et la France importateur. Ainsi il y a autant de dummies que de couples de pays. Ainsi α_{ij} est différent de α_{ji}

- Les α_{ij} représentent les coefficients de ces dummies que sont les α_{ij} . Ils représentent ainsi la constante propre à chaque paire de pays sur la longueur de la période. (Méthode least squares dummy variable (LSDV)) Notons là aussi que α_{ij} est différent de α_{ji} .

Ainsi peut-on dire que les α_{ij} α_{ij} représentent les effets fixes combinés⁸ des relations bilatérales individuelles.

Autrement dit :

- lorsque la relation ij est présente (compte tenu du sens des échanges) alors le dummy $\alpha_{ij} = 1$ donc $\alpha_{ij} \alpha_{ij} = \alpha_{ij}$ qui sera l'effet fixe entre i et j

- lorsqu'il s'agit d'une relation autre que ij alors $\alpha_{ij} = 0$ donc $\alpha_{ij} = 0$

L'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) des paramètres β_i et α_{ij} dans le modèle à effets fixes est appelé estimateur Within; ou estimateur à effets fixes ou estimateur LSDV (Least Square Dummy Variable). Comme nous l'avons vu, le terme Within s'explique par le fait cet estimateur tient compte de la variance intra groupe de la variable endogène. La troisième appellation LSDV tient au fait que cet estimateur conduit à introduire des variables dummies, qui dans la spécification correspondent aux vecteurs colonnes de paire.

L'estimateur Within ou LSDV de β_i ; obtenu dans le modèle à effets individuels fixes est identique à l'estimateur des MCO obtenu à partir d'un modèle transformé où les variables expliquées et explicatives sont centrées sur leur moyennes individuelles respectives¹³ :

$$[\log(X_{ijt} + 1) - \text{moylog}(X_{ijt} + 1)] = \sum \hat{\beta}' [\log(A_{ijt}) - \text{moylog}(A_{ijt})] + \varepsilon_{ijt}$$

(8)

Les réalisations des estimateurs des constantes α_{ij} sont alors déduites de la relation :

$$\hat{\alpha}_{ij} = \text{moylog}(X_{ijt} + 1) - \hat{\beta}'(\text{moylog}(A_{ijt}))$$

avec:

$$\begin{aligned} \text{moy log}(X_{ijt} + 1) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \log(X_{ijt} + 1) \\ \text{moy log } A_{ijt} &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \log A_{ijt} \end{aligned} \quad \forall i \in [1, n], \forall j \in [1, n-1]$$

Ces précisions faites, nous procéderons dans un premier temps à l'analyse économétrique par coupes transversales sur les années des relations commerciales entre les pays de l'échantillon, puis dans un deuxième temps, à différentes analyses longitudinales

V-2 Analyse économétrique

Comme nous l'avons déjà précisé, nous procéderons d'abord à une analyse par coupes transversales¹⁶. Nous avons choisi de faire ces coupes transversales sur quatre dates avec des intervalles de 3 années pour les 4 premières dates: 1998, 2002, 2005 et 2009. Nous prenons en considération d'existence des données manquantes dans le cas d'absence d'échange entre les pays du Maghreb et l'Europe de l'Est.

Pour vérifier la robustesse de notre modèle nous procéderons par la suite à une série d'analyses longitudinales. Mais soulignons que le problème de la méthode par coupe est qu'elle risque d'occulter le rôle de certains types de variables dummies variant dans le temps. C'est le cas par exemple de la variable désignant l'adhésion ou non à un accord commercial à la date t . C'est ainsi que la variable Euromed_{ijt} Alg et All apparaissent nulles en 1998. A cette date cet accord n'était pas encore entré en vigueur. Les conclusions devront donc signaler l'année d'étude afin d'éviter un biais d'interprétation.

De façon générale, l'existence de variables dummies liées à des événements datés doit être prise en considération lors d'une coupe transversale. Ces variables prennent la valeur 1 lorsqu'un phénomène est constaté et la valeur de 0 lorsque ce phénomène est absent. C'est le cas lorsqu'on prend une variable comme l'adhésion à un organisme internationale. Avant la date d'adhésion la valeur de cette variable dummy de référence sera de 0. Une coupe transversale à une date où la variable prend la valeur 0 donnera un résultat différent de celle où la valeur serait de 1.

Notons que cette analyse portant sur 4 dates avec des intervalles de 3 années, comporte un certain nombre de limites parmi lesquelles la longueur de la période séparant 2 dates et le nombre d'observations. D'une part, dans de tels cas, des événements importants et de courte durée peuvent être ignorés du fait de la longueur de l'intervalle de temps entre deux observations. C'est ainsi que nous avons choisi de mener par la suite une analyse longitudinale sur les 12 années consécutives de notre étude. Les résultats obtenus nous montrent un faible niveau du commerce bilatéral nord – sud et sud- sud (UE- Maghreb et Maghreb- Maghreb)

V-2-1 Analyse du commerce bilatéral par coupes transversales des relations Maghreb- UE

Dans cette première partie de l'analyse économétrique nous allons procéder à des coupes transversales. Certains auteurs retiennent une série de coupes transversales constituant une succession de situations datées et permettant de mesurer des évolutions de façon non continue. Dans le cadre de la présente étude nous avons choisi 4 coupes transversales : 1998, 2002, 2005 et 2009. Nous avons choisi des intervalles de 4 ans.

Nous utiliserons comme variable dépendante X_{ij} C'est les exportations du pays i vers le pays j . Pour cette analyse, nous utiliserons naturellement la méthodologie des moindres carrés dans chacune des régressions successives à travers les différentes coupes transversales (1996, 2000, 2003 et 2007). Nous avons choisi l'équation suivante:

$$\text{Log}(X_{ij} + 1) = \beta_0 + \beta_1 \log Y_i + \beta_2 \log Y_j + \beta_3 \log YT_i + \beta_4 \log YT_j + \beta_5 \log D_{ij} + \beta_6 \text{lang}_{ij} + \beta_7 \text{fronc}_{ij} + \beta_8 \text{euromed}_i \quad (9)$$

- Y_i et Y_j désignent respectivement les PIB des pays i et j
- YT_i et YT_j désignent respectivement les PIB par tête des pays i et j
- D_{ij} représente la distance entre les deux pays
- Le paramètre Lang_{ij} (langue commune), fronc_{ij} (frontière commune), euromed_i (partenariat euro- méditerranéen) sont les données non gravitationnelles.

Nous avons du changer l'équation en enlevant les variables de contrôles Y_i et Y_j du fait d'une multi colinéarité avec YT_i et YT_j

	LNx	LNPIBO	LNPIBD	LNPIBTO	LNPIBTD	LND	LANGC	FRONC	EUROMED
LNx	1.00000 0	0.50440 2	0.446084	0.453400	0.319613	-0.389166	0.105257	0.217879	0.47604 0
LNPIBO	0.50440 2	1.00000 0	-0.034483	0.618742	-0.021336	-0.187884	0.032165	0.099639	0.43280 1
LNPIBD	0.44608 4	- 0.034483	1.000000	-0.021336	0.618742	-0.185311	0.041427	0.105782	0.43280 1
LNPIBTO	0.45340 0	0.61874 2	-0.021336	1.000000	-0.034483	-0.169181	0.076465	0.042335	0.48335 9
LNPIBTD	0.31961 3	- 0.021336	0.618742	-0.034483	1.000000	-0.165951	0.073054	0.051034	0.48335 9
LND	- 0.38916 6	- 0.187884	-0.185311	-0.169181	-0.165951	1.000000	-0.217547	-0.458717	- 0.187408
Langc	0.10525 7	0.03216 5	0.041427	0.076465	0.073054	-0.217547	1.000000	0.389044	0.14963 8
Fronc	0.21787 9	0.09963 9	0.105782	0.042335	0.051034	-0.458717	0.389044	1.000000	0.14581 9
Euro med	0.47604 0	0.43280 1	0.432801	0.483359	0.483359	-0.187408	0.149638	0.145819	1.00000 0

On constate une corrélation entre LNPIBTO et LNPIBTO et entre LNPIBD et LNPIBTD

Donc la nouvelle équation est la suivante :

$$\text{Log}(X_{ij} + 1) = \beta_0 + \beta_1 \log YT_i + \beta_2 \log YT_j + \beta_3 \log D_{ij} + \beta_4 \text{langc}_{ij} + \beta_5 \text{fronc}_{ij} + \beta_6 \text{euromedi} \quad (10)$$

V-2-1-1L'équation de base appliquée à l'année 1998

Les résultats des régressions pour l'année 1998 sont reportés dans le tableau ci-dessous. Pour l'année 1998, les coefficients des variables gravitationnelles sont statistiquement significatifs. On peut constater, après contrôle des autres variables, que le coefficient de la langue commune est négatif et n'est pas significatif (la P value est supérieur à 0.05), signifiant que la langue commune n'est pas un facteur influant sur le commerce dans la région. Mais la définition que nous avons choisie pour la variable langue commune (officielle) peut expliquer ce résultat. De plus les flux du commerce entre les trois pays du Maghreb qui partagent une langue commune est faible inversement aux pays de l'UE qui ont des langues officielles différentes et un flux d'échange fort. Par contre les relations issues de frontière est positif et statistiquement significatif

Soulignons aussi que le coefficient de la distance est du signe attendu et statistiquement très significatif.

Pour ce qui est de la variable d'intérêt euromed, la date de sa signature est trop proche pour que l'on puisse en conclure de son efficacité, malgré le fait que le coefficient du dummy correspondant soit positif, statistiquement significatif (équation c du tableau ci-dessous). Cette situation pourrait peut-être s'expliquer par la part encore importante à cette époque du commerce des anciens pays d'outre mer avec leurs partenaires historiques européens. Mais on peut fort bien s'attendre à ce que plus tard la place privilégiée qu'occupaient ces pays méditerranéens puisse être remplacé par les pays du PECO. C'est ce que nous allons vérifier dans les coupes suivantes.

Tableau V-1: Résultat de la régression (MCO) par coupe transversale sur l'année 1998

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.764112	2.125539	4.593710	0.0000
LNPIBTO	1.176380	0.133094	8.838692	0.0000
LNPIBTD	0.735695	0.116574	6.310975	0.0000
LND	-1.298415	0.162035	-8.013179	0.0000
LANGC	-0.902020	0.892494	-1.010672	0.3125
FRONC	1.070601	0.483026	2.216446	0.0269
EUROMED	1.401729	0.259667	5.398175	0.0000
R-squared	0.404928	Mean dependent var		18.13452
Adjusted R-squared	0.400791	S.D. dependent var		3.873207
S.E. of regression	2.998196	Akaike info criterion		5.041912
Sum squared resid	7757.661	Schwarz criterion		5.080279
Log likelihood	-2186.232	Hannan-Quinn criter.		5.056592
F-statistic	97.87408	Durbin-Watson stat		1.480332
Prob(F-statistic)	0.000000			

V-2-1-2 L'équation de base appliquée à l'année 2002

Pour 2002 les mêmes constats qu'en 1998 peuvent être faits. Mais l'ancienneté de la signature de euromed permet d'estimer son efficacité relative. On constate dans le résultat de l'équation que l'adhésion au partenariat euro méditerranéen reste un élément positif pour le maintien des relations commerciales bilatérales mais son évolution reste faible.

Comme précédemment la frontière a un impact positif sur le commerce bilatéral. Mais le coefficient de la langue commune reste non significatif qui nous mène à dire que avoir une langue commune n'a pas un effet sur le commerce bilatéral comme le montre le commerce intra Maghreb

Tableau V-2 : Résultat de la régression par coupe transversale sur l'année 2002 (équation 10)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.55131	2.077308	6.042104	0.0000
LNPIBTO	1.014808	0.106065	9.567822	0.0000
LNPIBTD	0.554834	0.105941	5.237210	0.0000
LND	-1.273784	0.157278	-8.098913	0.0000
LANGC	-1.066608	0.593126	-1.798282	0.0725
FRONC	1.805153	0.427987	4.217775	0.0000
EUROMED	1.520485	0.285002	5.334993	0.0000
R-squared	0.384723	Mean dependent var		18.17026
Adjusted R-squared	0.380445	S.D. dependent var		3.655604
S.E. of regression	2.877391	Akaike info criterion		4.959659
Sum squared resid	7145.106	Schwarz criterion		4.998026
Log likelihood	-2150.452	Hannan-Quinn criter.		4.974339
F-statistic	89.93669	Durbin-Watson stat		1.406248
Prob(F-statistic)	0.000000			

V-2-1-3 L'équation de base appliquée à l'année 2005

Comme dans les précédentes années, la frontière garde un impact le plus positif sur le commerce bilatéral. Les accords préférentiels régionaux semblent être un facteur de renforcement du commerce bilatéral en 2005 puisque le coefficient du euromed reste positif et faiblement supérieur aux années précédentes. Les autres variables gravitationnelles sont significatives et ont les signes attendus

Tableau V-3: Résultat de la régression par coupe transversale sur l'année 2005 à partir de l'équation 10

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.54560	1.882531	7.726618	0.0000
LNPIBTO	0.955442	0.096407	9.910468	0.0000
LNPIBTD	0.445796	0.096321	4.628234	0.0000
LND	-1.320303	0.143569	-9.196279	0.0000
LANGC	-1.138903	0.542013	-2.101249	0.0359
FRONC	1.788550	0.389399	4.593099	0.0000
EUROMED	1.637637	0.226076	7.243736	0.0000
R-squared	0.400683	Mean dependent var		18.50252
Adjusted R-squared	0.396516	S.D. dependent var		3.379024
S.E. of regression	2.624967	Akaike info criterion		4.776028
Sum squared resid	5946.462	Schwarz criterion		4.814395
Log likelihood	-2070.572	Hannan-Quinn criter.		4.790708
F-statistic	96.16217	Durbin-Watson stat		1.494171
Prob(F-statistic)	0.000000			

V-2-1-4 L'équation de base appliquée à l'année 2009

Comme en 1998, l'existence de frontière commune a toujours un impact positif sur le commerce bilatéral avec les pays concernés, le coefficient est statistiquement significatifs.

Pour ce qui est de l'impact de la distance et le PIB par tête sur les constantes de l'équation, tel qu'il a été observé aux années précédentes, a été confirmé.

Dans cette année la langue garde son non influence sur l'intensité du commerce sur les pays étudiés. Mais la différence pour cette année c'est la non signification du coefficient de l'accords préférentiel euromed. L'accord préférentiel régional semblent ne pas être un facteur de renforcement du commerce bilatéral. On peut interpréter ce résultat par l'adhésion des pays de PECO en 2004 et 2007 à l'UE qui a entraîné le détournement (a détourné) du commerce de l'UE vers ces pays et la non création de l'échange entre ces pays avec les pays maghrébin.

Tableau V-4: Résultat de la régression par coupe transversale sur l'année 2009 (l'équation 10)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.850274	3.330943	2.356772	0.0187
LNPIBTO	1.259028	0.102432	12.29130	0.0000
LNPIBTD	0.551139	0.102496	5.377175	0.0000
LND	-1.353709	0.148316	-9.127189	0.0000
LANGC	-0.843844	0.558032	-1.512179	0.1309
FRONC	1.870577	0.402308	4.649617	0.0000
EUROMED	3.345355	2.722689	1.228695	0.2195
R-squared	0.331715	Mean dependent var		19.48523
Adjusted R-squared	0.327069	S.D. dependent var		3.311741
S.E. of regression	2.716700	Akaike info criterion		4.844727
Sum squared resid	6369.337	Schwarz criterion		4.883094
Log likelihood	-2100.456	Hannan-Quinn criter.		4.859407
F-statistic	71.39413	Durbin-Watson stat		1.360587
Prob(F-statistic)	0.000000			

V-2-1-5 Remarque générale sur l'approche par coupe transversale :

Les observations, faites dans le cadre de l'analyse du commerce bilatérale par coupes transversales entre l'UE et le Maghreb sont :

- La plupart des coefficients sont du signe attendu et statistiquement significatif. Le PIB par tête des est de signe positif dans les équations indiquant que les pays pauvres avec une forte population pour un PIB donné seront moins impliqués dans le commerce régional (la demande effective) . Donc la richesse et le développement d'un pays à un effet positif sur l'intensité du commerce bilatéral. Le signe de la distance est du signe attendu et statistiquement très signifiant.

- Dans les différentes coupes transversales, nous observons la non signification du coefficient de la langue Cette observation semble nous indique que l'impact de cette dernière sur l'échange bilatéral dans la région étudiée est neutre.

- L'appartenance à l'accord euro méditerranéen a été un facteur positif pour le commerce entre les pays de Maghreb et le groupe de pays de l'UE dans les trois coupes transversales effectuées (98, 2002, 2005). Mais le coupe transversale du l'année 2009 montre l'effet d'éviction

- Le facteur de la frontière liant les pays de l'UE reste important et il peut avoir le même effet pour les pays maghrébin.

- En terme de significativité globale, on a un R² total qui est assez similaire entre les quatre coupes transversales d'estimation au tour de 40%.

V-2-2 L'analyse longitudinale des échanges UE -Maghreb sur 12 ans

Nous sommes partis de 870 paires de pays, avec 9 variables sur 12 années. Nous allons procéder dans un premier temps à la régression de la variable explicative avec les variables évoluant dans le temps, puis dans un deuxième temps nous nous consacrerons à la régression des effets fixes avec les variables invariantes dans le temps.

Notre modèle est le suivant :

$$\text{Log}(X_{ijt}+1) = \beta_0 + \alpha_{ij} + \delta t + \beta_1 \log Y_{it} + \beta_2 \log Y_{jt} + \beta_3 \log YT_{it} + \beta_4 \log YT_{jt} + \beta_5 \log D_{ij} + \beta_6 \text{lang}_{cij} + \beta_7 \text{fronc}_{ij} + \beta_8 \text{euromed}_{it} + \varepsilon_{ijt}$$

V-2-2-1 Régression de la variable expliquée avec les variables évoluant dans le temps

Nous utiliserons l'équation de base en ne prenant en compte que les variables évoluant dans le temps. Nous appliquerons la méthodologie des données de panel avec effets fixes et effets temporels. L'équation que nous allons utiliser est la suivante :

$$\text{Log}(X_{ijt}+1) = \beta_0 + \alpha_{ij} + \delta t + \beta_1 \log YT_{it} + \beta_2 \log YT_{jt} + \beta_3 \text{euromed}_{it}$$

Les variables $\log Y_{it}$, $\log Y_{jt}$ sont exclues de l'équation du fait d'une multi colinéarité

Notons que, du fait de choix méthodologique, la somme totale des effets fixes différenciés (α_{ij} et

α_{ij}) ($n(n-1)$) est de 780 et effets temporels est $T-1=11$

Les résultats des régressions successives (estimation MCVM (Within)) sont reproduits dans les tableaux ci-dessous.

Tableau V-5 : La régression à effets fixes

Dependent Variable: LN(X+1)				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1998 2009				
Periods included: 12				
Cross-sections included: 870				
Total panel (balanced) observations: 10440				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.305441	1.372702	0.951001	0.3416
LNPIBTO	0.815645	0.101126	8.065593	0.0000
LNPIBTD	1.025737	0.101108	10.14498	0.0000
EUROMED	0.150541	0.050752	2.966234	0.0030
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.881588	Mean dependent var	18.63906	
Adjusted R-squared	0.870646	S.D. dependent var	3.515103	
S.E. of regression	1.264236	Akaike info criterion	3.387686	
Sum squared resid	15273.28	Schwarz criterion	4.001863	
Log likelihood	-16799.72	Hannan-Quinn criter.	3.595136	
F-statistic	80.57193	Durbin-Watson stat	1.275276	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Les résultats de la régression du commerce avec les variables évoluant dans le temps sont les suivants :

Les signes des coefficients sont conformes à ce qui est attendu et sont, pour la majorité, statistiquement significatifs (p value est nule).

Le PIB par tête est de signe positif indiquant que les pays riche avec une faible population pour un PIB donné (population à pouvoir d'achat fort) seront les plus impliqués dans le commerce dans la région euro méditerranéenne.

Concernant l'impact de l'appartenance à la zone de libre échange euro méditerranéenne est positif et statistiquement significatif, notons que la valeur de son coefficient reste faible. Ainsi euromed, n'a qu'un impact faible sur le commerce.

R-squared est élevé (88%)ce qui explique le pouvoir explicatif du modèle

- **Quelques remarques sur les effets temporels**

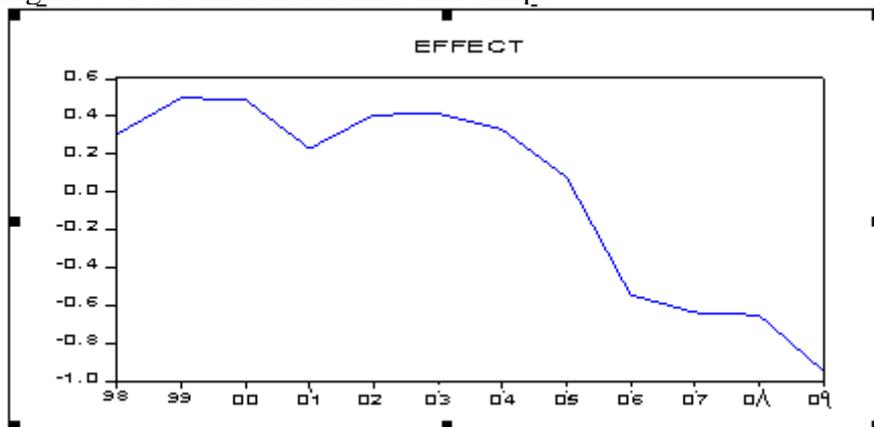
Rappelons que les effets temporels sont tirés de la régression de la variable dépendante avec les variables évoluant dans le temps

Tableau V-6 : Les effets temps

	DATEID	Effect
1	1/1/1998	0.306585
2	1/1/1999	0.497534
3	1/1/2000	0.488644
4	1/1/2001	0.231201
5	1/1/2002	0.408476
6	1/1/2003	0.415145
7	1/1/2004	0.331313
8	1/1/2005	0.080500
9	1/1/2006	-0.539901
10	1/1/2007	-0.632684
11	1/1/2008	-0.646173
12	1/1/2009	-0.940639

Source : output Eviews

Figure V-1 : évolution des effet fixe temps



Source : output Eviews

On peut, au vu des données, dire que 2004 semble avoir coïncidé avec le début d'une conjoncture défavorable pour les échanges entre notre échantillon de l'UE et les pays du Maghreb

Après contrôle des autres variables, les relations UE- Maghreb ont été marquées, à partir de 2004, par une dégradation continue jusqu'à la fin de notre période d'observation. Mais notons que R- squared est faible.

Tableau V-7 : La régression MCO à effet fixe temps

Dependent Variable: LN (X +1)				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1998 2009				
Periods included: 12				
Cross-sections included: 870				
Total panel (balanced) observations: 10440				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.409100	0.435071	-3.238782	0.0012
LNPIBTO	1.285303	0.031273	41.09943	0.0000
LNPIBTD	0.795731	0.031278	25.44051	0.0000
EUROMED	1.114298	0.084741	13.14951	0.0000
Effects Specification				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.281131	Mean dependent var	18.63906	
Adjusted R-squared	0.280165	S.D. dependent var	3.515103	
S.E. of regression	2.982322	Akaike info criterion	5.024717	
Sum squared resid	92722.50	Schwarz criterion	5.035139	
Log likelihood	-26214.02	Hannan-Quinn criter.	5.028237	
F-statistic	291.2098	Durbin-Watson stat	0.216147	
Prob(F-statistic)	0.000000			

R-squared est faible donc le modèle n'a pas de pouvoir explicatif. Ceci confirme que la configuration des échanges des pays étudiés des diverses zones doit être – en dehors des déterminant standard- analysé en offrant une place privilégiée à la spécificité des comportements des pays plus qu'à celle des périodes.

Nous citons encore que l'évolution des dynamiques de comportement dans le temps à l'exportation et à l'importation par le biais de PIB par tête et euromed. Au demeurant l'effet de seuil et significatif et positif indiquant que la manière dont les dynamiques de comportement des pays évoluent s'expliquent également par les variations des niveaux d'insertion des pays au partenariat.

- Quelques remarques sur les effets individuels combinés α_{ij}

Tableau V-8 : Régression MCO à effets fixes couples pays

Dependent Variable: LN (X +1)				
Method: Panel Least Squares				
Sample: 1998 2009				
Periods included: 12				
Cross-sections included: 870				
Total panel (balanced) observations: 10440				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.861490	0.530977	11.03906	0.0000
LNPIBTO	0.572955	0.075498	7.588998	0.0000
LNPIBTD	0.783017	0.075465	10.37588	0.0000
EUROMED	0.138238	0.047665	2.900230	0.0037
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.880986	Mean dependent var	18.63906	
Adjusted R-squared	0.870139	S.D. dependent var	3.515103	
S.E. of regression	1.266713	Akaike info criterion	3.390643	
Sum squared resid	15350.83	Schwarz criterion	3.997178	
Log likelihood	-16826.16	Hannan-Quinn criter.	3.595513	
F-statistic	81.21414	Durbin-Watson stat	1.277160	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Les effets combinée de types α_{ij} ont marqués par i) : la force d'attraction de l'UE15 dès lors qu'elle est partenaire de l'échange ii) : l'appartenance à une zone naturelle d'échange et iii) : le poids des tensions internationales

i) : On observe que l'UE15 est toujours un partenaire de premier rang puisque, lorsque cette zone est partenaire de l'échange, tant à l'import qu'à l'export, les effets couples α_{ij} sont toujours significatifs et positifs avec des valeurs des coefficients qui sont élevés. Ceci traduit donc la force d'attractivité de l'UE15 sur les pays de PECO et aussi les pays de Maghreb

ii) : Les coefficient traduit l'importance des phénomènes d'appartenance à une zone naturelle d'échange. Ainsi lorsqu'il s'agit de relations intra zone, les effets α_{ij} sont significatifs et positif. C'est le cas des relations Alg-Tun, Tun-Mar, Est- Bul, Let-Lut (indice des pays en annexe)...A l'inverse, les coefficients qui traduisent les relations de partenariat des pays du Maghreb avec les pays du PECO sont généralement

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI
significatifs et négatifs indiquant ainsi des phénomènes de répulsion entre les deux zone

iii) La construction européenne s'est toujours placée dans logique l'intégration en profondeur, qui ne contentant pas seulement de modifier les condition d'échanges (α_{ij} plus élevé), la construction euro- Maghreb, à l'inverse, se situe dans une logique superficielle (démocratie, environnement..)

De manière générale, les coefficients des effets α_{ij} ont toujours des valeurs élevées quand les pays sont proches géographiquement, plus encore quand ils ont une frontière commune dans le cas des relations (Alg- Tun), (Pol - Rtg)

V-2-2-2 Régression des effets fixes avec les variables invariantes dans le temps

A partir des valeurs estimées de α_{ij} , issues de l'équation du tableau ci-dessus, nous testerons l'équation suivante :

$$\alpha_{ij} = \eta_0 + \eta_1 \text{Distance}_{ij} + \eta_2 \text{Langc}_{ij} + \eta_3 \text{fronc}_{ij}$$

La méthode que nous allons utiliser est celle des moindres carrés (MCO). A partir de la régression de α_{ij} dont les résultats sont reproduits dans le tableau ci-dessous, nous constatons que le coefficient de la distance est du signe attendu et statistiquement très significatif.

Au vu des résultats obtenus, on peut dire que, pour ce qui concerne les variables gravitationnelles, certaines des conclusions faites à partir des procédures par coupes transversales ont été confirmées par l'approche longitudinale sur les 12 années. Ainsi, dans le modèle la variable frontière commune exerce, globalement sur la période d'analyse, une force d'attraction entre les partenaires. Mais la langue reste non significative statistiquement et de signe négatif.

Tableau V-9: La régression des effets fixes avec les variables invariantes dans le temps

Dependent Variable: α				
Method: Least Squares				
Sample: 1 870				
Included observations: 870				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.37500	1.050303	14.63863	0.0000
LND	-1.322392	0.141723	-9.330813	0.0000
LANGC	-0.618088	0.545511	-1.133045	0.2575
FRONC	1.406820	0.392891	3.580690	0.0004
R-squared	0.157427	Mean dependent var		5.841151
Adjusted R-squared	0.154508	S.D. dependent var		2.890367
S.E. of regression	2.657711	Akaike info criterion		4.797394
Sum squared resid	6116.926	Schwarz criterion		4.819318
Log likelihood	-2082.867	Hannan-Quinn criter.		4.805783
F-statistic	53.93466	Durbin-Watson stat		1.251801
Prob(F-statistic)	0.000000			

Conclusion

La réussite d'une mesure préférentielle peut être appréhendée par sa brièveté dans le temps et par la capacité finale du pays bénéficiaire à s'insérer dans l'économie mondiale et à diversifier ses partenaires commerciaux en dehors de sa zone préférentielle.

L'objectif de la préférence commerciale est l'acquisition de la compétitivité et de l'autonomie du pays bénéficiaire. Nous avons donc choisi l'insertion dans le commerce de l'UE comme moyen de mesurer l'efficacité de cette forme d'aide.

Plusieurs moyens peuvent être utilisés pour mesurer l'insertion. Nous avons choisi le flux des échanges comme instrument de mesure. Le choix de l'équation de gravité appliqué aux données de panel nous a permis d'élargir notre champ d'analyse sur une longue période

L'objectif de ce chapitre était de contribuer une évaluation des effets de l'accord s'association euro- méditerranéen entre les pays de Maghreb et l'UE sur les économies maghrébine par l'adoption d'un démantèlement tarifaire progressif, et à travers d'une modélisation gravitaire des flux

Estimation du commerce a l'intérieur et entre les blocs Maghreb et l'UE dans le cadre de la zone de libre-échange a l'aide d'un modèle gravitaire (1998-2009.....Pr DERBAL & KADRI
d'échange qui permettant d'évaluer l'impact de cette intégration des pays du Maghreb à l'union européenne. Aux variables explicatives traditionnelles, nous avons intégré notamment des variables telles que les frontières entre pays, la langue officielle commune et la variable d'intérêt la zone de libre échange Euromed qui évalue l'intégration du Maghreb à l'union européenne.

Ce qui ressort du présent travail c'est le faible niveau relatif du commerce des pays de Maghreb par rapport aux pays de l'UE et surtout après l'élargissement aux pays des PECO.

Les préférences dont ont bénéficié l'ensemble des pays du Maghreb vis à vis de l'UE n'ont pas été déterminantes pour faire la différence sur le marché européen qui été déjà ouvert aux exportations maghrébine. Les résultats économétriques nous l'ont confirmé.

Les résultats semblent confirmer les réserves précédemment émises par une grande partie de la littérature. L'offre de préférence, si elle n'est pas accompagnée d'une recherche de compétitivité et d'une plus grande diversification aussi bien des exportations que des partenaires commerciaux, ne permet pas au pays bénéficiaire de réussir son insertion dans l'économie mondiale. Or l'existence d'une offre préférentielle, du fait qu'elle assure un débouché aux produits éligibles, ne semble pas encourager la recherche de gains de productivité, ni une politique de diversification. La situation de rente qu'elle provoque indirectement peut contribuer à une forte concentration de la production. Il semble donc que l'offre de préférence ne soit pas une condition suffisante pour un développement durable.

Bibliographie

- 1- Alain Léon, Thierry Sauvin, 02/2005, De l'économie internationale à l'économie globale, Ellipses, transversale (collection dirigée par Alain Nonjon), p109
- 2- Alan V. Deardorff, Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? Paper prepared for NBER, conference en regionalization of the world economy, Vermont, 10/95
- 3- Anne. Krueger, April 1995, Free Trade Agreement Versus Custom Union, Working Paper No. 5084, national bureau of economic research, Cambridge, p14
- 4- Badi H. Baltagi (2005), Econometric Analysis of Panel data (Third Edition), John Wiley and Sons, , LTd, England, p13
- 5- Baldwin Richard, Daria Taglioni (September 2006), Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations, national bureau of economic research, Working Paper 12516, Cambridge.
- 6- Baldwin Richard. E (1997), The Causes of Regionalism, World Economy, 20(7), p 865-890.
- 7- Baldwin Richard.E (1993), A Domino Theory of Regionalism, Working Paper No. 4465, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- 8- Dalila.Nicet Chenaf, Arnaud.Wachs (2006), Les risques d'un effet d'éviction des pays du bassin Méditerranéen avec l'élargissement de l'UE, publication GRES, université Montesquieu BordeauxIV, p 34-45
- 9- Daniel Dufourt (1979), L'économie mondiale comme système, collection science des systèmes, presses universitaires deLyon, p504
- 10- Didier Josselin et Bernadette Nicot (13/03/2003), un modèle gravitaire géoéconomique des échanges commerciaux entre les pays de l'UE., les PECO et les PTM, Cybergeog : revue européenne de géographie, no. 237, p 6
- 11- Dormont, B. (1989), « Introduction à l'économétrie des données de Panel : théorie et applications à des échantillons d'entreprises » Paris, CNRS, p 29
- 12- Hurlin Christophe, « L'Économétrie des Données de Panel : Modèles Linéaires Simples », Séminaire Méthodologique, Ecole Doctorale Edocif, Université Paris–Dauphine, p 20- 26
http://www.dauphine.fr/eurisco/christophe.hurlin_cours.html

- 13- Imed MEDHIOUB, l'intérêt des modèles de gravite pour la prévision de nouvelles nuitées touristiques tunisiennes: Cas des pays de l'Europe de l'Est, unité de recherche en économétrie de la production (fseg sfax), école supérieure de commerce, p 4
- 14- James.E.Anderson (79), A theoretical foundation for the gravity equation, American economic review, p 106 -116
- 15- Jeffrey H. Bergstrand (Feb., 1989), The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade, The Review of Economics and Statistics, Vol. 71, No. 1, pp. 143-153
- 16- Jean-Marc Siroën, les modèles de gravité dans l'analyse empérique du commerce international, université paris dauphine, www.Dauphine.fr/ Siroën
- 17- Jean Marc Siroën (septembre 2004), la régionalisation de l'économie mondiale, collection repères, édition la découverte, Paris, p 9.
- 18- Jean-Yves Moissoner, le partenariat euro- méditerranéenne : l'échec d'une ambition régionale, p60-64
- 19- Krugman. Paul [1991d], « The Move toward Free Trade Zones », Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, pp 5-25, November/December.
- 20- László. Mátys., Mark. Harris (février1998), "The Econometric of Gravity Models", Melbourne institute working paper n°5/98, université de Melbourne, p5-7
- 21- Mathilde Maurel (août 1998), régionalisme et désintégration en Europe orientale : une approche gravitationnelle, CNRS édition, Paris, p 175
- 22- Mátys László, Harris Mark (février1998), "The Econometric of Gravity Models", Melbourne institute working paper n°5/98, université de Melbourne
- 23- Mohamed Boussetta, décembre 2003, Espace Euro –méditerranéen et coûts de la non intégration sud-sud : le cas du Maghreb : Maroc , Algérie et Tunisie, 3eme Conférence du FEMISE, Marseille, p2
- 24- Pierre-Philippe Combes, Thierry Mayer et Jacques-François Thisse, décembre (7, 2005), Gravitation et coûts de transfert, p 03
- 25- Philipe Hugo (mai2005), Barcelone 10 ans après, communication au colloque du Caire, p 03
1. Armand Imbert (nov 2002), les accords d'association euro-méditerranéen : état de la situation, direction générale des relations extérieures CE, p02

- 26- Rabhi Meddeb (sep 2001), l'association avec l'UE : chance et déficit pour PSEM, COMETE engineering, p01
- 27- Simon J. Evenett and Wolfgang Keller (Apr., 2002), On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation, The Journal of Political Economy, Vol. 110, No. 2, pp. 281-316