

Le commerce des services et le commerce des marchandises entre la Tunisie et l'Union Européenne : une étude à partir du modèle de gravité

Auteur 1 : Imen Znaidia, FSEGS, imenznaidia2014@gmail.com

Auteur 2 : Sami Hammami, FSEGS, sami_hammami2005@yahoo.fr

Résumé

Le présent travail s'inscrit dans le cadre des études d'analyse de la Zone de Libre Echange entre la Tunisie et l'UE, tout en donnant une nouvelle vision à cette zone via l'analyse des échanges à la fois de marchandises et de services. L'objectif principal de ce travail est d'étudier le lien entre le commerce des services et le commerce des marchandises dans le cadre des échanges de l'économie tunisienne. Nos résultats montrent, à partir d'un modèle de gravité, que les échanges de services et de marchandises de la Tunisie présentent à la fois des différences et des similitudes, au niveau d'une même spécification, la corrélation est meilleure pour le commerce des services que pour celui des marchandises ce qui indique que le modèle de gravité est plus performant pour le commerce des services, le commerce des services est influencé par le degré de liberté économique plus que le commerce des marchandises ce qui montre par conséquent, que si l'économie se tourne vers la libéralisation économique, le commerce des services va augmenter plus que le commerce des marchandises, et ainsi, le commerce des services va avoir un rôle très important sur l'ensemble de l'économie. La création de la zone de libre échange entre la Tunisie et l'UE a un effet positif seulement sur les importations à la fois de services et de marchandises et les exportations des services.

Mots clés : commerce des services, commerce des marchandises, accord d'association entre la Tunisie et l'UE, modèle de gravité.

1. Introduction :

L'importance croissante des services et du commerce des services à la fois aux niveaux national et international est liée à un accroissement de la production de services intermédiaires, suite au développement des CVM. Depuis 2000, le commerce des services a reçu une énorme attention après son introduction dans le cadre des négociations multilatérales (AGCS), l'apparition et le développement des accords qui intègrent le commerce des services. En conséquence, on assiste au développement des études empiriques relatives non seulement au commerce des services, mais aussi des études qui visent à expliquer les liens entre le commerce des services et le commerce des marchandises (Grünfeld et Moxnes, 2003 ; Mirza et Nicoletti, 2004 ; Kimura et Lee, 2006 ; Lennon et al., 2009 ; Broussolle, 2012).

Broussolle (2013) indique que « *depuis plusieurs années une littérature croissante a montré que, même si la fourniture de services répond à certaines particularités, les flux internationaux de services peuvent suivre des déterminants proches de ceux des marchandises* ».

Les études empiriques relatives aux interactions entre le commerce des services et le commerce des marchandises au niveau des échanges des pays en développement restent encore rares. Cette rareté peut être expliquée par plusieurs raisons dont : la faiblesse des échanges des biens et des services intermédiaires, la signature des accords liés surtout au commerce des marchandises, un faible niveau d'échange du commerce des services (qui se focalise surtout sur le tourisme et les transports), la rareté des données qui couvrent le commerce des services et notamment le commerce bilatéral des services. Cependant, et pour

suivre les développements récents, il s'avère utile d'analyser la structure du commerce international. D'où l'importance d'étudier l'évolution à la fois du commerce des services et des marchandises dans une économie et surtout pour une économie adoptant des stratégies d'ouverture sur l'extérieur. En effet, la Tunisie a opté, d'intégrer dans l'environnement mondial et surtout régional, moyennant une politique d'ouverture sur l'extérieur et de libéralisation. Ce choix s'opère par l'accès au GATT en 1990 afin de diminuer les obstacles protectionnistes et par la signature d'un accord d'association avec l'UE, en vue de la création d'une ZLE. Par ailleurs, la Tunisie a mené des réformes attachées à la restructuration et à la libéralisation de certains sous-secteurs (transport, banques, et services de télécommunications).

L'équation de gravité représente un outil pour expliquer le commerce bilatéral des marchandises. Elle constitue une base pour une grande partie de la recherche empirique sur la régionalisation des échanges de marchandises, peut-elle expliquer aussi les échanges bilatéraux de services de l'économie tunisienne?, nous utilisons une spécification appliquée à la fois au commerce des marchandises et des services, afin de comparer directement les caractéristiques des services et des marchandises. En effet, plusieurs études se sont intéressées à l'analyse des différences entre le commerce des services et des marchandises, cependant, très peu des recherches se sont orientées vers l'analyse des échanges de la Tunisie. Par conséquent, notre contribution consiste à déceler les différences entre les deux types de commerce au niveau des échanges internationaux de la Tunisie. La première section présente un examen des études précédentes, dans la deuxième section, nous exposerons notre modèle économétrique, la méthodologie choisie, ainsi que les données, quant à la troisième section, elle expose les résultats.

2. Revue de la littérature : le commerce des services et le commerce des marchandises

Cette section rappelle dans un premier temps la liaison théorique entre les deux types d'échanges et présente, dans un deuxième temps, les travaux appliquant le modèle de gravité sur les échanges de services et de marchandises.

Le secteur des services a été considéré pendant longtemps comme étant le secteur non échangeable de l'économie (immatériels et non stockables), car un grand nombre de services nécessitent le contact physique entre les producteurs et les consommateurs, afin de permettre à la transaction de se produire, ce qui rend les coûts de transaction à des emplacements distants prohibitifs. Cependant, les nouvelles technologies de la communication, en général, (particulièrement internet) ont aidé à surmonter ces obstacles historiques, en réduisant les coûts de transaction à partir d'un niveau déjà inabordable pour s'approcher aujourd'hui de zéro (Lennon, 2009).

L'intangibilité et la simultanéité de la consommation et de la production d'un service représentent les deux principales caractéristiques qui distinguent clairement le commerce international des services du commerce des marchandises (Kimura et Lee, 2006).

En principe, toute théorie du commerce international devrait couvrir à la fois les biens et les services. Cependant, la plupart des études empiriques et des analyses du commerce international s'intéressent uniquement au commerce des marchandises. Les deux principales raisons qui expliquent l'abondance des études liées au commerce des marchandises sont : premièrement, la séparation des deux flux commerciaux parce que la norme internationale de classification du commerce s'applique uniquement aux produits et il n'existe pas un classement comparable pour le commerce des services. Deuxièmement, l'inexistence des données sur le commerce des services, en effet, le secrétariat de l'OCDE n'a publié des données sur le commerce total des services, par pays partenaire qu'en 2002, et ces données

sont relatives seulement aux 26 pays membres de l'OCDE pour les années 1999 et 2000 (Kimura et Lee, 2006).

D'après l'OMC (2012), la complémentarité entre le commerce des services et le commerce des marchandises peut être expliquée par trois facteurs. Premièrement, l'existence des liaisons dans les services de transports et de logistique, ces services permettent d'apporter une contribution essentielle et directe au commerce international. Deuxièmement, les services et les marchandises sont fréquemment groupés sur les marchés finaux (les services après-vente, acquisition ou location en crédit-bail au niveau d'un contrat de services de certaines marchandises dont les moteurs d'avions, les imprimantes,...), certaines marchandises sont considérées essentiellement comme des plates-formes de services dont les téléphones portables qui sont généralement vendus à un prix nominal, mais à condition que les clients s'engagent avec un contrat de services durant une période déterminée. Troisièmement, la complémentarité entre le commerce des marchandises et le commerce des services est aussi approfondie en présence des intermédiaires (détaillants et grossistes) dans le commerce mondial. Broussolle (2012b), en analysant l'évolution du taux de croissance du commerce international mondial des services et des marchandises, prouve l'existence d'une liaison entre ces deux types d'échanges comme le montre le graphique suivant :

Figure 1 : Taux de la croissance du commerce international mondial, croissance annuelle en pourcentage (1995-2010)



Source : Broussolle (2012b)

Au niveau national, la complémentarité entre les branches manufacturières et des services est reconnue, toutefois, au niveau international, cette complémentarité reste peu reconnue. En effet, 60% du compte des services est lié directement ou partiellement à l'exportation des activités manufacturières, de plus, depuis plusieurs années, des études ont indiqué que même si la prestation de services présente certaines particularités, les échanges internationaux de services peuvent poursuivre des déterminants proches de ceux suivis par les échanges internationaux de marchandises (Broussolle, 2013).

L'équation de gravité est largement employée dans les recherches empiriques pour la détermination des flux des échanges. Elle a été utilisée non seulement pour étudier les échanges de marchandises, mais elle s'étend aussi aux échanges de services (Gilbert et al., 2001 ; Grunfeld et Moxnes, 2003 ; Mirza et Nicoletti, 2004 ; Kimura et Lee, 2006 ; Lennon et al., 2008 ; Broussolle, 2012 ; Egger et al., 2012 ; Baier et Shingal, 2014 ; Cole et Guillin, 2015). Toutefois, la rareté des études utilisant l'équation de gravité appliquée aux échanges de

services, s'explique notamment par le manque de données fiables et cohérentes sur le commerce bilatéral et les résultats sont parfois contradictoires.

Grunfeld et Moxnes (2003), Mirza et Nicoletti (2004), Kimura et Lee (2006), Ceglowski (2006), Walsh (2008) réalisent les premières études qui utilisent le nouvel ensemble de données de l'OCDE sur les échanges bilatéraux dans les services pour évaluer les déterminants du commerce bilatéral des services. Ils utilisent tous le modèle gravitationnel pour estimer les déterminants des échanges bilatéraux de services.

Gilbert et al. (2001) utilisent à la fois un modèle de gravité et des simulations à l'aide d'un modèle d'équilibre général calculable pour examiner l'impact des accords commerciaux régionaux (l'UE et l'APEC) sur les échanges de biens et de services. Ils concluent que les deux modèles permettent de prouver qu'il y aura des gains de bien-être significatifs associés aux nouveaux accords conclus dans la région d'Asie-Pacifique.

Grunfeld et Moxnes (2003) identifient les déterminants du commerce des services et des ventes des filiales étrangères en employant un modèle de gravité, sur des données relatives aux pays de l'OCDE et leurs partenaires commerciaux, intégrant une mesure de la corruption dans le pays importateur, et un indice de restriction du commerce pour mesurer les obstacles au commerce des services dans le pays importateur, leur étude représente la première étude qui analyse à la fois le commerce et les IDE liés aux services. Ils soulignent les liens entre les IDE de services et le commerce, car une grande partie du commerce est facilitée grâce à la vente de filiales des sociétés étrangères. Leurs résultats indiquent que les barrières commerciales et la corruption dans le pays d'importation ont un fort impact négatif à la fois sur les ventes du commerce des services et les sociétés étrangères affiliées, l'exportation des services et l'IDE sont complémentaires. Ils démontrent également que les accords de libre-échange ne contribuent pas à l'augmentation des échanges de services.

En 2004, Mirza et Nicoletti, en cherchant à identifier les déterminants du commerce des services, ont démontré que le commerce des services présente une fonction spécifique qui ne s'applique pas au commerce des marchandises, puisque le service est partiellement produit où il est consommé, l'intensité des échanges dépend des coûts et de la qualité des tâches accomplies dans les deux pays nationaux et étrangers. Ils indiquent qu'il faut utiliser de manière interactive des intrants à la fois des pays exportateurs et importateurs. Ils constatent que les facteurs politiques et non politiques influencent l'utilisation des intrants dans les pays exportateurs ou importateurs. Leur constatation peut contribuer à expliquer pourquoi les échanges bilatéraux de services échangeables sont généralement plus faibles que les échanges bilatéraux de marchandises. Ils signalent aussi qu'une grande part du commerce des services est liée aux mouvements internationaux des personnes et des marchandises manufacturières. Dans la même lignée, et en essayant de dégager les différences entre le commerce des services et le commerce des marchandises, Freund C. et Weinhold D. (2004) ont noté que l'internet influence le commerce des biens et des services, les effets sur les deux sont très différents. Le commerce des marchandises sera affecté parce que la technologie internet améliore l'information sur les marchés étrangers, ce qui réduit les coûts d'entrée. Le commerce des services sera touché, car de nouveaux services, qui sont transmissibles par internet, peuvent désormais être échangés presque sans coût, indépendamment de la location.

Ceglowski (2006) estime des équations de gravité pour le commerce bilatéral des services. Elle démontre que les variables de gravité standard représentent des facteurs importants pour le commerce des services. Elle révèle également des effets positifs des liens linguistiques sur le commerce des services. En outre, l'appartenance à un accord commercial commun a un effet positif significatif sur le commerce bilatéral des services. Une grande partie de cet effet semble refléter l'impact des échanges bilatéraux de marchandises sur le commerce des services. Cela implique que les efforts visant à renforcer le commerce bilatéral ou multilatéral

des marchandises devraient conduire ainsi à augmenter le commerce des services. Elle signale que l'objectif primordial des accords du commerce préférentiels est de promouvoir le commerce des marchandises, ceci peut renforcer indirectement le commerce bilatéral des services même en absence d'une libéralisation explicite du commerce des services (l'accroissement du commerce des marchandises implique l'augmentation du commerce des services de transport et des autres services dont l'assurance, les services légaux et financiers). Ce lien indirect entre le commerce des services et des marchandises ou la complémentarité entre les deux types des échanges a été vérifié par Kimura et Lee (2006). Ils ont pour objectif primordial d'évaluer l'impact de certains facteurs sur le commerce bilatéral des services, en comparaison avec celui sur le commerce bilatéral des marchandises. Ils emploient le modèle de gravité, pour les deux années 1999 et 2000, et en exécutant des régressions sur le commerce bilatéral à la fois des services et des marchandises entre 10 pays membres de l'OCDE et d'autres économies, ils prouvent que le commerce des services est mieux prédit par les équations de gravité, et qu'il existe une relation de complémentarité entre les importations de services et les exportations de marchandises. Ils ont utilisé en plus des variables explicatives standards, à savoir, le PIB et la distance, la frontière commune, la langue commune, et l'existence d'un Accord Commercial Régional (ACR) entre les pays concernés, des variables explicatives qui mesurent d'une part l'éloignement « *Remoteness* » (une mesure pondérée de la distance entre les deux pays), et d'autre part, la restriction du commerce (l'indice de la liberté économique mondiale). L'estimation de leur équation de gravité est effectuée en utilisant la méthode des MCO. Selon leur étude, la distance entre les pays est plus importante dans le commerce des services que dans le commerce des marchandises. Ce résultat implique qu'il existe des coûts de transport plus élevés pour les services, néanmoins, les auteurs n'ont pas fourni une raison pour expliquer cette constatation. Par ailleurs, les ACR sont en corrélation positive avec le commerce des services, celle-ci est en contradiction avec la constatation de Grunfeld et Moxnes (2003), qui l'ont expliquée par le fait que de nombreux accords, même s'ils ne couvrent pas explicitement le commerce des services, leurs présences peuvent faciliter indirectement ce commerce. Walsh (2008), sans faire une comparaison avec le commerce des marchandises, examine les déterminants du commerce des services et certaines de ses catégories. Il estime aussi une équation de gravité du commerce des services, en utilisant des données d'importation qui couvrent 27 et jusqu'à 50 partenaires commerciaux des pays de l'OCDE sur une période de trois ans (1999-2001). Le modèle de gravité utilisé permet d'estimer le total des services, les services gouvernementaux, les services de transports, les voyages et les autres services commerciaux comme variables dépendantes. Il inclut une variable nominale qui permet d'expliquer l'adhésion dans l'UE. Il a démontré que le cadre standard de gravité explique bien les déterminants des services. Le PIB par habitant des pays importateurs et exportateurs et la langue commune se trouvent être les déterminants les plus importants du commerce entre deux pays. Les résultats de Walsh ont montré aussi que la distance n'est pas un important déterminant des flux du commerce des services, résultat en contradiction avec celui de Kimura et Lee (2006). Lorsque l'analyse est étendue à un niveau plus désagrégé, des différences significatives dans les déterminants du commerce des services se trouvent.

Lennon (2009), a aussi étudié les liens de complémentarité et les différences entre le commerce des services et celui des marchandises. Premièrement, elle a cherché empiriquement les différences entre les déterminants du commerce des services et celui des marchandises. Deuxièmement, et par la voie des variables instrumentales, elle a démontré l'existence d'une relation de complémentarité entre ces deux types d'échanges. Le commerce bilatéral des services possède un effet positif sur celui des marchandises : un accroissement de 4,6 pour cent du commerce des marchandises est constaté, suite à un accroissement de 10 pour cent du commerce des services. Réciproquement, le commerce des marchandises a un

effet important sur le commerce des services, un accroissement du commerce des marchandises de 10 pour cent fait accroître le commerce des services avec la même proportion.

La complémentarité est aussi vérifiée par Broussolle (2012b) qui analyse la relation entre les exportations de services et de marchandises, tout en examinant les raisons des liaisons entre les exportations de services et les exportations manufacturières et l'ensemble des deux avec les exportations de marchandises. Il démontre que les firmes manufacturières et les firmes productrices de services tendent à exporter à la fois les marchandises et les services. En se basant sur une analyse statistique des séries temporelles des exportations des services et des marchandises (échantillon annuel pour 13 pays développés et échantillon trimestriel pour 24 pays développés) de 1994 à 2011. Il indique que les résultats tendent à vérifier la complémentarité entre les deux types d'exportations, avec une corrélation d'environ 60%.

Avec l'accroissement du nombre d'Accords Commerciaux Préférentiels (ACP) couvrant le commerce des services, Shingal (2009) a examiné l'effet de ces ACP sur le commerce des services, son étude représente la première recherche de l'effet de ces types d'accords. Il cherche à explorer les déterminants du commerce des services. Il a également séparé l'effet sur le commerce des accords qui proviennent de services et des accords qui proviennent seulement des marchandises et il confirme davantage la complémentarité entre les deux types d'accords. Il étudie aussi l'impact du commerce bilatéral des marchandises sur le commerce bilatéral des services. Ses résultats suggèrent un effet sur le commerce de 15% d'avoir un accord lié uniquement au commerce des services, tandis que l'impact différentiel d'un accord lié uniquement au commerce des marchandises se trouve être de 7,6%. L'effet sur le commerce des services est accentué à 59,7% une fois que les effets d'anticipation des accords de services sont inclus. Par ailleurs et après quatre ans, en 2013 Guillin examine aussi l'impact des accords du commerce régional des services sur les échanges de services, en comparaison avec les accords qui ne couvrent pas les services, toutefois, il montre que seuls les accords qui couvrent le commerce des services ont un impact positif et significatif sur le commerce des services, tandis que les accords qui ne couvrent pas les services n'ont aucun effet significatif.

Baier et Shingal (2014) examinent la relation entre le commerce des marchandises et des services et l'impact de la complémentarité des accords commerciaux des services et des marchandises sur ces deux types d'échanges. Ils emploient des données sur les échanges bilatéraux des marchandises et des services d'un échantillon des pays de l'OCDE et BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique de Sud) sur la période de 1995-2010. L'application de la méthode de Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) sur leur modèle permet de confirmer l'existence de complémentarité entre les deux types d'échanges et de démontrer que le fait d'avoir signé un accord préférentiel des marchandises permet d'augmenter le commerce des marchandises de 4.8%. Avoir un accord additionnel sur le commerce des services permet d'augmenter l'effet sur le commerce des marchandises à 10.5%. Par analogie, le fait d'avoir signé un accord préférentiel des services permet d'augmenter le commerce des services de 4.1%. Avoir un accord additionnel sur le commerce des marchandises permet d'augmenter l'effet sur le commerce des services à 11.6%.

Dans une étude récente, Cole et Guillin (2015) s'intéressent aux accords relatifs au commerce des services, ils comparent les déterminants de ces accords par rapport à ceux relatifs aux commerces de marchandises.

Karam et Zaki (2014) ont effectué deux séries de régressions de la croissance (aux niveaux macroéconomique et sectoriel) sur un échantillon de 21 pays de la région MENA pour la période 1960-2011, puis ils ont décomposé la croissance du PIB, afin de distinguer les contributions respectives du commerce des biens et des services. Selon cette étude, le terme de l'interaction entre les deux types de commerce est négatif, ce qui permet d'indiquer que

l'effet marginal du commerce des services sur le PIB réel est inversement proportionnel à l'accroissement du commerce des biens. Néanmoins, l'effet global du commerce des services sur le PIB réel est positif. Cette relation négative est expliquée par le fait que la région MENA a libéralisé le commerce des biens, toutefois, le commerce des services reste encore confronté à plusieurs obstacles.

3. Modèle, données et méthodes économétriques

Cette section présente dans un premier temps le modèle de gravité, le modèle à estimer à la fois pour le commerce des services et le commerce des biens, et présente dans un deuxième temps, les données pour exposer dans un troisième temps les méthodes d'estimation.

Nous utiliserons l'équation de gravité pour évaluer les différences et les similitudes entre le commerce des services et le commerce des marchandises. Comme variable dépendante, nous utiliserons respectivement, le commerce bilatéral des services et celui des marchandises (les exportations de services, les exportations de marchandises, les importations de services et les importations de marchandises).

3.1 Le modèle de gravité

L'application du modèle de gravité au niveau des échanges internationaux revient aux travaux de Tinbergen (1962) qui a démontré que les déterminants de la tendance normale des échanges entre deux pays sont la taille du pays importateur et exportateur (telle que mesurée par le PNB) et la distance géographique entre ces deux pays, mais aussi, elle revient aux études de Pöyhönen (1963). La version simple de ce modèle est présentée comme suit (Deardorff, 1998) :

$$T_{ij} = A \frac{y_i y_j}{D_{ij}} \quad (1)$$

Avec T_{ij} est la valeur des exportations du pays i vers le pays j , Y_i et Y_j représentent respectivement le revenu national du pays i et du pays j , D_{ij} la distance entre les deux pays et A une constante de proportionnalité.

Plusieurs études employant la technique des modèles de gravité ont été réalisées sur le potentiel des échanges internationaux. Linnemann (1966) a intégré au modèle de gravité de nouvelles variables explicatives des flux d'échanges dans le but d'augmenter le pouvoir explicatif de ce modèle. En effet, son modèle a connu un grand succès empirique. Les flux d'échanges ont été expliqués moyennant des facteurs : l'offre d'exportation d'un pays i , la demande d'importation d'un pays j et un facteur de résistance, la formulation de son modèle se réalise par le remplacement de ces facteurs par des variables qui les déterminent dont : les revenus nationaux, la distance géographique, la population et l'existence d'un accord commercial préférentiel. La formulation de l'équation est la suivante :

$$X_{ij} = \sigma_0 Y_i^{\alpha_1} N_i^{-\alpha_2} Y_j^{\alpha_3} N_i^{-\alpha_4} D_{ij}^{-\alpha_4} P_{ij}^{\alpha_5} \quad (2)$$

Avec Y = PIB, N = population, D = distance, P = facteur de commerce préférentiel et X_{ij} les flux d'échanges commerciaux du pays i vers le pays j .

En effet, ce modèle a été critiqué parce qu'il ne présente pas des fondements du fait qu'il suppose implicitement les parfaites substitutions des biens et la vérification de la parité du pouvoir d'achat (Josselin et Nicot, 2003).

Au début des années 1980, les modèles de gravité ont commencé à être développés. Ce qui rend indispensable de préciser ses soubassements théoriques. Anderson (1979) et Bergstrand (1985, 1989) ont apporté les premières justifications du modèle de gravité.

Tous les économistes s'accordent sur l'existence de deux types de forces concurrentes. D'une part, le revenu et la taille qui constituent des forces d'attraction, d'autre part, la distance et les obstacles variés au commerce qui représentent des forces de résistance. La technique des modèles de gravité a servi à de nombreuses études récentes. Plus récemment, nous assistons à une large diffusion de ce modèle, suite à l'apparition et la multiplication du phénomène de régionalisation, mais aussi, suite au développement du commerce de services.

Afin d'analyser le commerce des services et des marchandises entre la Tunisie et l'Union Européenne, dans le cadre de l'accord d'association, le modèle gravitationnel nous paraît intéressant pour plusieurs raisons. D'abord, parce qu'il présente la particularité de l'intégration du poids de la proximité historique, géographique voire culturelle qui existe au niveau des relations commerciales euro-tunisiennes. Ensuite, ce modèle s'adapte et permet d'expliquer à la fois le commerce des services et des marchandises. Enfin, cet outil permet d'évaluer les conséquences d'un changement de stratégie sur les échanges de l'économie concernée. Les données des variables de l'équation de la gravité sont annuelles et, dans le but de prendre une forme additive, elles sont exprimées en logarithme naturel. Nous essayons d'estimer le modèle suivant :

$$\ln Trade_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij} + \beta_6 EFW_{it} + \beta_7 EFW_{jt} + \beta_8 FRONT_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Avec

i = Tunisie (fixe)
j = 1, ..., 43

Trade_{ijt} : désigne le volume du commerce bilatéral entre la Tunisie et le pays j de l'échantillon dans l'année t ;

PIB_{it} : le Produit Intérieur Brut de la Tunisie

PIB_{jt} : le Produit Intérieur Brut du pays j

POP_{it} : la population de la Tunisie

POP_{jt} : la population du pays j

DIST_{ij} : la distance géographique entre la Tunisie et le pays j de l'échantillon ;

EFW_{it} : indice de liberté économique dans la Tunisie

EFW_{jt} : indice de liberté économique dans le pays j

FRONT_{ij} et **LANG_{ij}** : sont des variables muettes qui capturent la présence, respectivement, d'une frontière commune et d'une langue commune ;

Accord T-UE_{ij}: est une variable muette qui est égale à 1 si le pays j est un pays de l'Union Européenne,

ε_{ijt} : terme d'erreur normalement distribué.

Il est à noter que généralement, plus grand est le degré de la liberté économique d'un pays, plus grand sera le revenu par habitant du pays. Par conséquent, sans inadéquat contrôle de colinéarité entre l'indice de la liberté économique et le revenu par habitant, chacun peut prévoir que toute relation positive entre l'indice et l'échange international est due à la relation positive entre le revenu par habitant et l'échange international. Par conséquent, dans une régression alternative, nous utilisons également un indice de liberté économique mondial ajusté du revenu (EFWRESID) défini comme le résidu à partir d'une régression de l'indice EFW sur le log du revenu par habitant (PIBH) et une constante.

L'indice d'EFWRESID ou l'indice d'EFW corrigé par le niveau de revenu : jusqu'ici, nous avons supposé que les pays avec des degrés de liberté économique élevés présentent également de plus grands niveaux d'échanges. Cependant, l'augmentation des échanges peut être aussi provoquée par une augmentation des revenus. Nous contrôlons cette possibilité en purgeant l'influence potentielle des revenus sur notre mesure du degré de liberté économique. Cela se fait en exécutant l'équation suivante :

$$EFW_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(PIBH_i)_t + \varepsilon_{it}$$

$$EFW_{jt} = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(PIBH_j)_t + \varepsilon_{jt}$$

Avec **PIBH_i** (**PIBH_j**) est le PIB par habitant du pays i (j). Nous prenons alors le terme d'erreur de cette régression et nous l'utilisons comme mesure de liberté dans la spécification du modèle donné.

$$\ln Trade_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij}$$

$$+ \beta_6 EFWRESID_{it} + \beta_7 EFWRESID_{jt} + \beta_8 FRONT_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Nous déclinons notre modèle de gravité de base, ensuite, en quatre équations :

$$\ln X_{Sijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij}$$

$$+ \beta_6 EFW_{it} + \beta_7 EFW_{jt} + \beta_8 FRONT_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$\ln M_{Sijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij}$$

$$+ \beta_6 EFW_{it} + \beta_7 EFW_{jt} + \beta_8 FRONT_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

$$\ln X_{mijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij}$$

$$+ \beta_6 EFW_{it} + \beta_7 EFW_{jt} + \beta_8 FRONT_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

$$\ln M_{mijt} = \alpha_0 + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij}$$

$$+ \beta_6 EFW_{it} + \beta_7 EFW_{jt} + \beta_8 FRONT_{ij} + \beta_9 LANG_{ij} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

Notre objectif à partir de cette séparation est de discerner spécifiquement l'effet de la zone de libre-échange entre la Tunisie et l'Union Européenne, la liberté économique et généralement, l'effet de l'ensemble de nos variables séparément sur les exportations de services, les

importations de services, les exportations de marchandises et les importations de marchandises.

3.2 Données

Une étude de désagrégation du reste du monde paraît intéressante, du fait que nous mettons en évidence la concentration des échanges d'un partenaire à un autre. Pour cela, nous avons choisi un échantillon qui comporte quarante-trois pays qui échangent avec la Tunisie, dont vingt-huit pays de l'UE, plus le Brésil, le Canada, la Chine, les États-Unis, l'Inde, le Japon ainsi que neuf pays MENA¹ qui sont l'Algérie, la Jordanie, le Bahreïn, l'Égypte, l'Iran, le Koweït, le Maroc, l'Oman et les Émirats arabes unis. Vu l'indisponibilité des données, l'échantillon étudié couvre une période allant de 2000 à 2014 (quinze ans). Les études précédentes (sur le commerce des services) couvrent un nombre de pays d'origine supérieur dans la mesure où elles s'intéressent surtout à des pays de l'OCDE, dont les données sont disponibles. Plusieurs études ont relevé que les données sur le commerce bilatéral des services sont rares et parfois incomplètes au niveau détaillé, nous nous sommes intéressés aux échanges à la fois de services et de marchandises. Les données sur la répartition de la balance des services par pays, sont disponibles sur le site de la Banque Centrale Tunisienne (BCT), les données disponibles s'étalent de 2000 jusqu'à 2014². Il est à noter que les données sont sur la base de la balance des paiements, et donc, elles ne couvrent que les transactions du mode 1 (fourniture transfrontière) et du mode 2 (consommation à l'étranger), alors qu'elles ne représentent qu'une petite partie du mode 3 (présence commerciale) et du mode 4 (présence de personnes physiques). Afin de faire des comparaisons, nous utilisons aussi, en tant que variable dépendante, les exportations et les importations de biens à la place des exportations et des importations de services, couvrant le même ensemble de groupes de pays.

Les données sur le commerce bilatéral des marchandises proviennent du Fonds Monétaire International (DOTS). Les variables (distance, frontière commune, langue commune) proviennent de la base de données du CEPPII. Les données de PIB, population et PIB par habitant proviennent de la base de données de la Banque Mondiale. L'indice de liberté économique est développé par l'Institut Fraser du Canada (voir les annexes 2, 3 et 4).

3.3 Méthodes d'estimation

Le but de ce chapitre est de fournir des preuves empiriques, à partir d'un modèle de gravité, des différences et des complémentarités entre le commerce des services et des marchandises au niveau de l'économie tunisienne, tout en intégrant l'impact et l'importance de l'accord d'association entre la Tunisie et l'UE comme étant un moyen qui permet de libéraliser le commerce des marchandises et par conséquent, il permet d'analyser l'impact de la libéralisation du commerce des marchandises sur le commerce des services.

Après avoir présenté la base de données, il s'avère indispensable d'exposer la technique utilisée pour estimer les équations de gravité dont les variables dépendantes sont : les exportations de services, les importations de services, les exportations de marchandises et les importations de marchandises.

L'approche la plus populaire pour estimer le modèle de gravité, en utilisant des données de panel est la méthode des MCO. Cependant, cette approche présente des limites dans la mesure où elle ne permet pas de prendre en compte les problèmes d'endogénéité et de présence des valeurs nulles.

Trois méthodes d'estimation ont été employées. D'abord, nous utilisons la méthode des données de panel statique, cette méthode permet de prendre en compte l'hétérogénéité

¹ Les autres pays dont Arabie saoudite, Qatar et Lebanon sont exclus en raison de la limitation des données (absence des données sur leurs EFW).

² Les données sont en Dinar tunisien et elles sont converties moyennant le taux de change (de chaque année c'est-à-dire de 2000 à 2014) publié par la Banque Mondiale.

inobservée des économies de notre échantillon. Ensuite, nous utilisons la méthode des données de panel dynamique (la méthode des Moments Généralisés GMM) qui permet de résoudre les problèmes d'endogénéité et enfin la méthode de poisson pour prendre en compte la présence des valeurs nulles.

Le problème d'endogénéité des accords est proposé par Baier et Bergstrand (2007), selon lequel les économies signent des accords pour des raisons non observables et qui peuvent être corrélées avec le commerce. Nos variables à expliquer prennent la valeur zéro s'il n'existe pas d'échange entre la Tunisie et l'un de ses partenaires. Par conséquent, nous disposons des observations nulles dont l'élimination engendre un biais de sélection. Nous proposons ainsi un modèle qui permet de traiter l'existence des flux nuls : l'estimateur de Poisson, cet estimateur présente l'avantage d'inclure les observations nulles dans la régression et avance une estimation non biaisée des valeurs des coefficients même en présence d'hétéroscédasticité.

La méthode des données de panel statique

- Tests de racine unitaire sur données de panel

Depuis les travaux de Levin et Lin (1992), l'étude de données de panel non stationnaires s'est développée, plusieurs tests se sont proposés par la suite pour tester la stationnarité. L'analyse des données de panel non stationnaires « s'est en particulier développée avec l'utilisation croissante des bases de données macroéconomiques présentant une dimension temporelle suffisante (supérieure à vingt ans) pour que cette problématique présente un intérêt appliqué » (Hurlin et Mignon, 2005).

Par conséquent, l'étude de la stationnarité n'est intéressante qu'avec une période d'analyse qui dépasse vingt ans et puisque la période de notre étude est inférieure à vingt ans (de 2000 à 2014, quinze ans), notre modèle est stationnaire (la stationnarité des variables de notre modèle est irréversible) (Zidi et Saidi, 2013).

- Tests de spécification

Nous allons estimer des données de panel. Le problème déterminant d'utilisation de ce type des données est celui de la spécification. Pour notre propos, nous allons, tout d'abord, tester la présence d'un effet individuel spécifique à chaque pays. Ce test permet de déterminer si le modèle étudié est parfaitement identique pour tous les pays, ou s'il existe des spécificités pour chaque pays (ce qui peut engendrer des coefficients différents en rapport particulièrement avec des variables omises). Le principe du test de spécification est le suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : y_{it} = \alpha + \beta' . x_{it} + \varepsilon_{it} \\ H_1 : y_{it} = \alpha_i + \beta' . x_{it} + \varepsilon_{it} \end{array} \right. \longrightarrow \left\{ \begin{array}{l} H_0 : \text{Homogénéité} \\ H_1 : \text{Hétérogénéité} \end{array} \right.$$

Le modèle est totalement homogène si on accepte H_0 si $F^c < F^* = F^a_{((n-1)n, (T-1)-K)}$

Nous commençons par tester l'hypothèse d'une structure totalement homogène et nous acceptons cette hypothèse si les statistiques de Fischer (liées au test d'homogénéité) sont inférieures au Fischer de la table. Et puis, nous testons la présence des effets individuels (consiste à supposer et pour tous les pays que les β_i sont constantes).

- Test de Hausman

Après avoir réalisé ces deux tests, le modèle choisi sera estimé moyennant deux spécifications de panel hétérogène (l'unique source d'hétérogénéité découle des constantes individuelles). Dans une première spécification, les paramètres α_i sont des constantes (le modèle sera un modèle à effets fixes) et dans une deuxième spécification, les paramètres α_i sont des réalisations issues d'une variable aléatoire (le modèle sera un modèle à effets aléatoires). Par conséquent, Il s'avère intéressant de savoir quel est le modèle le plus approprié pour notre échantillon : un modèle à effets aléatoires ou un modèle à effets fixes. On procède à l'application d'un test de spécification des effets individuels : le test de Hausman (1978).

L'hypothèse testée est liée à la corrélation entre les variables explicatives et les effets individuels, le principe de ce test est présenté ainsi :

$$\begin{cases} H_0 : E(\alpha_i \mid X_{ij}) = 0 \\ H_1 : E(\alpha_i \mid X_{ij}) \neq 0 \end{cases}$$

Sous H_0 , le modèle peut être estimé avec des effets individuels aléatoires (on doit retenir l'estimateur des MCG : estimateur BLUE). Sous H_1 , le modèle doit être spécifié avec des effets individuels fixes (on doit retenir l'estimateur Within : estimateur non biaisé).

Le modèle à effets fixes sera retenu, si la probabilité attachée à la statistique du test de Hausman est inférieure à 10%.

Seulement dans le cas où le modèle à effets fixes n'est pas estimable à cause d'un problème de colinéarité parfaite, on applique le test de Breush-Godfrey-Pagan pour valider l'effet individuel aléatoire. Le test se présente comme suit :

$$\begin{cases} H_0 : \sigma_\eta^2 = 0 & \text{Absence d'un effet aléatoire} \\ H_a : \sigma_\eta^2 \neq 0 & \text{Présence d'un effet aléatoire} \end{cases}$$

Pour tester l'hypothèse nulle, Breush-Godfrey-Pagan (1981) ont proposé la statistique du multiplicateur de Lagrange suivante :

$$LM = \frac{T}{2(T-1)} \left(\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right)$$

- Test d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus : il y a hétéroscédasticité lorsque la variance des résidus du modèle n'est pas constante. À l'inverse, l'homoscédasticité qualifie une variance constante des résidus de données composant l'échantillon.

Plusieurs tests existent pour détecter l'hétéroscédasticité, dont le test de Breusch-Pagen. L'idée générale de ces tests consiste à vérifier si le carré des résidus est expliqué par les variables explicatives du modèle. Si c'est le cas, il y a hétéroscédasticité. Ce problème est détecté, si la probabilité attachée à la statistique du test de Breusch-Pagen est inférieure à 5%.

Le test d'autocorrélation des résidus : l'autocorrélation désigne la corrélation du terme d'erreur entre les observations. Le test AR (1) est le test le plus simple à effectuer pour tester la présence d'autocorrélation.

La méthode des données de panel dynamique

Lorsqu'un ou plusieurs retards de la variable dépendante sont introduits comme variables explicatives, le modèle est qualifié de modèle dynamique. En effet, les techniques économétriques standards (par exemple MCO) ne permettent pas d'obtenir des estimations efficaces d'un tel modèle.

La variable associée à l'accord d'association entre la Tunisie et l'Union Européenne peut être à l'origine d'un problème d'endogénéité, Baier et Bergstrand (2007) examinent le problème de l'endogénéité de la signature d'accords commerciaux régionaux, puisque les économies concluent des accords commerciaux régionaux pour des raisons inobservables qui peuvent être corrélées avec le niveau du commerce. Trois facteurs sont à l'origine de l'endogénéité : l'omission des variables, le biais de simultanéité et l'erreur de mesure. Ils concluent que, en tenant compte de l'endogénéité, l'impact positif de l'accord sur les flux bilatéraux devient plus robuste et statistiquement plus grand, par rapport aux estimations qui ignorent le problème d'endogénéité.

Cette méthode permet de résoudre le problème d'endogénéité, l'erreur de mesure et les instruments faibles, tout en contrôlant les variables invariantes dans le temps ou en omettant des effets spécifiques des pays, tels que la distance, la langue commune (Kahouli et Maktouf, 2014).

La méthode des moments généralisée (GMM) a été proposée par Arellano et Bond (1991), et développée par la suite par Arellano et Bover (1995), Blundell et Bond (1998) et Blundell et Bond (2000). Cette méthode permet la résolution des problèmes de biais de simultanéité, contrôle les effets spécifiques individuels et temporels, des éventuelles variables omises, de causalité inverse.

Il existe deux types d'estimateur des GMM en panel dynamique : l'estimateur GMM en première différence (Arellano et Bond, 1991) et l'estimateur GMM en système (Arellano et Bover, 1995 ; Blundell et Bond, 1998 et Blundell et Bond, 2000).

L'estimateur GMM de Arellano et Bond (1991) consiste à prendre initialement la première différence de l'équation à estimer pour chaque période dans le but d'éliminer les effets spécifiques des pays, et à instrumenter, par la suite, les variables explicatives en première différence par leurs valeurs en niveau retardé (retard d'une période ou plus).

L'estimateur GMM de Blundell et Bond (1998) consiste à combiner à la fois les équations en première différence et les équations en niveau (dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs valeurs en niveau décalé d'au moins une période).

Il existe deux tests qui sont associés à l'estimateur des GMM en panel dynamique : le test de suridentification de Sargan/Hansen et le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond. Le premier test permet de tester la validité des variables retardées comme instruments. Le deuxième test représente un test où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation de premier ordre des erreurs liées à l'équation en niveau.

L'estimateur GMM de Arellano et Bond (1991) permet d'estimer la différence du modèle, en utilisant les valeurs retardées des variables comme instruments. Blundell et Bond (1998) indiquent que si les instruments sont faibles, l'estimateur en deux étapes est polarisé, si l'échantillon est de petite taille et s'il existe des variables qui sont persistantes dans le temps. En effet, dans les deux cas, un instrument faible génère des coefficients de variance plus élevés de l'estimateur GMM en différence.

Afin de formuler l'équation (4) de manière dynamique, nous proposons l'ajout d'une variable endogène retardée (pour tenir compte du retard dans le commerce) :

$$\begin{aligned} \ln Trade_{ijt} = & \alpha_0 + \delta \ln Trade_{ijt-1} + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 \ln PIB_{jt} + \beta_3 \ln POP_{it} + \beta_4 \ln POP_{jt} + \beta_5 \ln DIST_{ij} \\ & + \beta_6 EFW_{it} + \beta_7 EFW_{jt} + \beta_8 FRONT_{ijt} + \beta_9 LANG_{ijt} + \beta_{10} ACCORDT - UE_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (9)$$

Où δ est le coefficient d'ajustement du modèle dynamique. Les autres variables sont définies ci-dessus.

La méthode de poisson

L'une des principales raisons de la rareté des études relatives au commerce des services sur les pays en développement est l'indisponibilité des données. La valeur des exportations (ou des importations) de services de la Tunisie vers certains pays de l'échantillon prend parfois la valeur zéro. Cette situation provoque à la fois des problèmes d'hétéroscédasticité et de biais d'estimation.

Notre ensemble de données comprend un grand nombre d'observations où les exportations et les importations de services sont nulles et par conséquent, elles seront perdues suite à l'application du logarithme. Ce problème peut être traité de différentes manières.

Eichengreen et Irwin (1995) proposent une transformation simple pour résoudre le problème des zéros qui consiste à estimer $\ln(1 + \text{Trade})$ au lieu de $\ln(\text{Trade})$: $\ln(1 + \text{Trade})$ est approximativement égale à $\ln(\text{Trade})$. Rose (2000) propose d'exclure tout simplement les observations dans lesquelles la variable dépendante prend la valeur zéro.

Mais, ces observations peuvent être l'origine des informations importantes et étant donné l'importance de ces observations dans notre échantillon, cette technique pourrait conduire à un biais d'estimation, dans la mesure où elle permet de créer un commerce artificiel.

Bénassy-Quéré et al. (2007) et Kahouli et Maktouf (2014) proposent une solution à ce problème qui consiste à estimer $\ln(\alpha + \text{Trade})$ (Où α est une constante), au lieu de $\ln(\text{Trade})$ (ils utilisent un $\alpha = 0,3$ de sorte que la variable dépendante est égale à $\ln(0,3 + \text{Trade})$).

Silva et Tenreyro (2006, 2011), Westerlund et Wilhelmsson (2011), Anderson et al. (2015) et Cestepe et al. (2015) proposent une technique facile qui consiste à utiliser un estimateur de PPML. Silva et Tenreyro (2006) notent l'existence d'un problème additionnel de la log-linéarisation, qui est incompatible avec l'existence des zéros dans les données sur le commerce, ce qui conduit à des solutions insatisfaisantes.

Nous optons pour la dernière solution, puisqu'elle ne permet pas de modifier les observations et par conséquent, l'information contenue dans ces observations, mais tout simplement d'appliquer une autre technique d'estimation.

En effet, il serait nécessaire d'appliquer les progrès qui ont été accomplis au niveau des méthodes d'estimation dans le domaine des échanges internationaux, particulièrement, le modèle de gravité, pour parvenir à vérifier la validité de nos résultats.

4. Présentation et interprétation des résultats

La première sous section consiste à analyser la qualité comparée du modèle de gravité, afin d'étudier le commerce des services et celui des marchandises. Nous allons essayer d'analyser si les échanges de services en Tunisie suivent des déterminants proches des échanges de marchandises.

Par conséquent, nos quatre équations gravitationnelles (2, 3, 4 et 5) seront estimées à l'aide de trois estimateurs dans le but de résoudre les problèmes d'endogénéité et de valeurs zéro, mais aussi, afin de faire des comparaisons. Ces estimateurs sont : panel statique (effet fixe et effet aléatoire) puis nous allons utiliser l'approche du modèle de panel dynamique, afin d'exploiter les dimensions interindividuelles et inter-temporelles des données et enfin l'estimateur PPML.

4.1 Les résultats de l'estimation de panel statique

À partir des résultats du test de Fisher, nous devons rejeter l'hypothèse nulle (homogénéité interindividuelle), par conséquent, il faut privilégier un modèle qui tient compte des spécificités individuelles.

L'application des tests d'hétéroscédasticité (Breusch-Pagen) et d'autocorrélation³ sur toutes nos régressions a donné des « p-value » inférieurs à 5% (rejet de H_0), par conséquent, on peut confirmer l'existence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation. Afin de résoudre ces problèmes, nous utilisons la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG).

Tableau 1 : Différences entre les exportations de services et celles de marchandises (avec l'estimateur MCG)

³Les résultats de ce test permettent de rejeter l'hypothèse de l'existence d'autocorrélation seulement pour le cas du modèle lié à l'exportation des marchandises.

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les exportations de services ($\ln X_{s_{ij}}$)		Les exportations de marchandises ($\ln X_{m_{ij}}$)	
	MCG	Statistique de student	MCG	Statistique de student
$\ln \text{PIB}_i$	-0.023*	-1.84	0.025	0.74
$\ln \text{PIB}_j$	0.762***	18.91	1.058***	24.49
$\ln \text{pop}_i$	-1.528***	-2.21	4.953***	9.13
$\ln \text{pop}_j$	0.282**	5.25	0.401***	8.35
EFW_{it}	0.392***	4.52	0.292**	2.40
EFW_{jt}	0.229***	3.86	0.494***	5.49
\ln distance	-1.359***	-15.40	-1.718***	-20.68
Frontière commune	-0.1917	-0.60	-0.200	-0.92
Accord T-UE	0.411***	5.00	0.201	1.46
Langue commune	1.304***	8.90	2.075***	14.93
Constant	2.563	1.34	-15.205***	-5.27
R^2	0.5115		0.5739	
N	644		644	
Fisher	23.64 (0.000)		31.27 (0.000)	
Test de Hausman	31.36 (0.000)		44.25 (0.000)	
Test de Breusch-Pagen	2046.65 (0.000)		1730.37 (0.000)	
AR(1)	15.372 (0.000)		3.272 (0.077)	
Waldhet	4597.86 (0.000)		25547.42 (0.000)	

Source : Calculé par l'auteur

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, les valeurs entre () sont les P-values

Le tableau ci-dessus montre les résultats empiriques de l'estimation des équations des exportations de services et de marchandises, en utilisant le modèle à effet individuel aléatoire. Grâce au test de Breusch-Pagan, nous avons validé que l'effet individuel est aléatoire, puisque la statistique de Khi-deux, égale à 2046.65, est largement supérieure à 3.84. Le modèle est globalement significatif, vu que la statistique de Wald, égale à 1742.37, est largement supérieure à la valeur théorique de khi-deux à 11 degrés de liberté.

La valeur de R^2 (0.5115 pour les exportations de services et 0.5739 pour les exportations de marchandises) montre un bon pouvoir explicatif des variables explicatives des deux modèles d'exportations.

Les résultats montrent que la plupart des coefficients sont statistiquement significatifs, l'accord d'association (Accord T-UE) présente un effet positif à la fois sur les exportations des deux types d'échanges, mais son effet paraît non significatif pour le commerce des marchandises. Ces résultats sont conformes aux études de Cegloswski (2006) et Kimura et Lee (2006) qui ont mis en évidence l'importance (l'effet positif) des accords sur les échanges de services. Ils ont expliqué l'effet positif de l'accord (bien qu'il n'inclue pas le commerce des services) par l'existence d'une complémentarité entre les deux types d'échanges. Cela implique que les efforts visant à renforcer les exportations de marchandises devraient conduire ainsi à augmenter les exportations de services. L'augmentation des exportations de marchandises de la Tunisie vers les pays de l'UE renforce indirectement les exportations de services vers ces pays, en effet, l'accroissement des exportations de marchandises implique

l'augmentation des services de transport et des autres services dont l'assurance, les services légaux et financiers.

Pour les fonctions des exportations de services et de marchandises, les résultats empiriques liés aux PIB ne sont pas marginalement bons. En effet, nous trouvons des élasticités des exportations faibles par rapport à celles escomptées (0.023 pour les services et 0.025 pour les marchandises) aussi, le signe du PIB lié aux exportations de services n'est pas cohérent avec les prédictions théoriques. Les exportations tunisiennes de services et de marchandises paraissent relativement élastiques par rapport au PIB des pays partenaires (0.762 pour les services et 1.058 pour les marchandises), ce qui montre la vulnérabilité des exportations nationales à la demande étrangère. En effet, une augmentation du PIB du pays importateur (j) provoque une expansion de sa richesse et par conséquent, la croissance de ses demandes d'importations.

La non significativité des deux variables liées à l'accord d'association et au PIB de la Tunisie (LnPIBi et Accord T-UE) dans l'estimation des exportations des marchandises ne peut être expliquée que par la difficulté de la conjoncture économique de la Tunisie, depuis 2004, l'élargissement de l'UE n'a entraîné qu'une diminution des exportations vers ces pays, la crise (2007-2009) a aussi réduit ces exportations, Ariu (2016) souligne que la crise de 2008-2009 affecte les exportations de biens et non les exportations de services (les services liés seulement aux transports ont diminué). De plus et depuis 2011, date de la révolution, la Tunisie a enregistré une baisse à la fois des exportations de services et de marchandises, selon le rapport de la BCT en 2014 (la balance des paiements et la position extérieure globale de la Tunisie) : « *Depuis 2011, la Tunisie a marqué une conjoncture économique difficile à cause des tensions sécuritaires et sociales qui ont affecté les exportations de biens et services ainsi que toutes les activités de production* ».

Les coefficients des variables de l'indice de liberté économique (EFW_i et EFW_j) sont positifs et significatifs, résultat conforme avec la théorie et avec l'étude de Kimura et Lee (2006). Ainsi, la liberté économique présente un effet positif sur les exportations de services et de marchandises. Le degré de liberté de la Tunisie (EFW_i) agit significativement sur les exportations avec une élasticité relativement importante pour le cas des exportations de services. L'augmentation du degré de liberté économique (EFW_i) de 1% entraîne l'augmentation des exportations de services de 0.3% et de marchandises de 0.2%.

La distance apparaît largement significative dans les deux types d'échanges avec des élasticités fortes. Résultat conforme avec la théorie économique : l'augmentation de la distance engendre la diminution à la fois des échanges de services et de marchandises : plus grande est la distance entre deux pays, plus les coûts de transport et par suite, les prix des biens seront élevés, ce qui entraîne la réduction de la compétitivité et des échanges du pays avec son partenaire, les résultats sont conformes avec ceux de Kimura et Lee (2006), Lennon (2009), ...et en contradiction avec Walsh (2008) qui a montré que la distance n'est pas un important déterminant des flux du commerce des services. Par ailleurs le coefficient de la variable relative à la langue commune présente une valeur positive et significative (1.304 et 2.075 respectivement pour les exportations de services et de marchandises) à la fois pour les exportations de services et de marchandises, résultat aussi conforme avec la théorie économique.

Le coefficient de la variable population est positif, à l'exception d'un signe négatif pour la variable POP_{it} pour les exportations de services et qui peut être expliqué par le fait que l'augmentation de la population entraîne la diminution des exportations de services, dans la mesure où l'augmentation de la population engendre la réduction de la richesse de la Tunisie,

ce qui a pour conséquence d'affaiblir ses capacités d'exportations de services. Walsh (2008) denote que "population size may have a negative effect on exports if countries export less as they become larger (as they rely more on internal trade) or a positive effect if they export more as they achieve economies of scale. Population size will have a similar effect on imports".

La variable Frontière commune est non significative, ce qui signifie que les exportations de marchandises et de services de la Tunisie ne sont pas expliquées par la variable liée à la frontière : les échanges entre la Tunisie et l'Algérie est faible, en comparaison avec les relations qu'entretient la Tunisie avec les autres pays, particulièrement l'UE, de plus, les échanges entre les pays du Maghreb restent faibles malgré la signature des accords (Agadir, Grande Zone de Libre Echange Arabe,...)

Tableau 2 : Différences entre les importations de services et celles de marchandises (avec l'estimateur MCG)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les importations de services (lnMs _{ij})		Les importations de marchandises (lnMm _{ij})	
	MCG	Statistique de Student	MCG	Statistique de Student
LnPIBi	-0.003	-0.66	0.027*	1.89
LnPIBj	0.323***	14.53	0.979***	19.70
Lnpopi	-0.266	-1.11	4.742***	7.36
Lnpopj	0.008	0.33	0.254***	5.36
EFWit	0.100***	2.91	0.121	1.26
EFWjt	0.068**	2.51	0.209***	2.67
Ln distance	-0.456***	-9.97	-1.330***	-9.80
Frontière commune	0.103	0.91	-0.123	-0.26
Accord T-UE	0.172***	4.30	0.353***	3.10
Langue commune	0.450***	5.92	1.466***	10.01
Constant	-0.224	-0.31	-12.344***	-6.52
R ²	0.325		0.4282	
N	644		644	
Fisher	7.55 (0.000)		63.54 (0.000)	
Test de Hausman	525.78 (0.000)		15.28 (0.0325)	
Test de Breusch-Pagen	654.40 (0.000)		2690.51 (0.000)	
AR(1)	7.716 (0.008)		25.361 (0.000)	
Waldhet	1.3e+05 (0.000)		43077.32 (0.000)	

Source : Calculé par l'auteur

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, les valeurs entre () sont les P-values

Avant de procéder à l'estimation des équations des importations de services et de marchandises, nous avons utilisé le test de Breusch-Pagan, afin de valider les effets individuels aléatoires. La performance statistique de l'équation montre des statistiques de Wald dépassant de très loin la valeur théorique de Khi-deux, ce qui montre une bonne significativité globale des variables explicatives.

Les résultats sont généralement identiques aux enseignements du modèle de gravité : à la fois, les importations de services et de marchandises sont proportionnelles aux PIB des deux pays. Les résultats indiquent aussi que la plupart des coefficients estimés ont les signes attendus et sont statistiquement significatifs. L'accord d'association a un effet positif à la fois sur les importations de services et de marchandises. En effet, Zidi et Dhifallah (2013) ont analysé l'impact de l'accord d'association entre la Tunisie et l'UE sur les importations de marchandises, ils ont démontré qu'après l'entrée de l'accord de cinq ans, il n'y a pas création de commerce. De plus, cet accord n'engendre pas un détournement des importations à l'encontre il engendre un détournement des exportations.

Le coefficient de la variable de l'indice de liberté économique de la Tunisie (EFW_i) est significativement positif pour le modèle qui explique les importations de services, mais il est positif et non significatif pour le modèle d'importations de marchandises, l'augmentation du degré de liberté économique est accompagnée par une augmentation des importations des services. Le coefficient de la variable de l'indice de liberté économique du pays partenaire (EFW_j) est significativement positif à la fois pour les modèles d'importations de services et de marchandises, ce qui nous permet de déduire que la Tunisie importe plus depuis les pays qui ont un degré de liberté économique élevé (qui sont plus libres), le coefficient de cette variable est très faible dans le cadre des importations de services, en comparaison avec celles de marchandises, ce qui peut être justifié par la faiblesse des importations de services, la Tunisie présente un excédent dans la balance commerciale de services, les exportations de services dépassent les importations de services (BCT, 2014).

Le coefficient de la population est significativement positif, seulement pour l'estimation des importations de marchandises, mais il est non significatif dans le modèle des importations de services, ceci peut être expliqué par le fait que l'augmentation de la population tunisienne ces dernières années n'a pour effet que d'augmenter la demande et donc, l'augmentation des importations de marchandises pour satisfaire la demande nationale.

Enfin, les variables relatives à la distance et l'existence d'une langue commune sont conformes à la prédiction du modèle de gravité, les importations de services et de marchandises de la Tunisie diminuent avec l'augmentation de la distance et augmentent si les économies partenaires sont des pays arabes. Un résultat qui reste fortement en accord avec les travaux précédents, ainsi qu'avec les faits. L'existence d'une langue commune est également susceptible d'abaisser les coûts de transaction et de recherche et donc de stimuler les échanges bilatéraux.

Les coefficients de la variable indice de liberté économique de la Tunisie (EFW_i) sont supérieurs à ceux du pays partenaire dans l'estimation des exportations, des importations de services et des importations des marchandises, cependant, nous observons le contraire dans l'estimation des exportations de marchandises.

Par ailleurs, cette variable (EFW_i) présente une valeur dans les exportations de services supérieure à celle des exportations de marchandises, résultat conforme avec les résultats de Kimura et Lee (2006) qui indiquent que si l'économie se tourne vers la libéralisation économique, le commerce des services va augmenter plus que le commerce des marchandises, et ainsi, le commerce des services va avoir un rôle très important sur l'ensemble de l'économie.

Cette méthode d'estimation ne prend pas en compte à la fois des problèmes d'endogénéité et de présence des valeurs nulles. Pour prendre en compte ces problèmes, nous allons estimer notre modèle avec la méthode de panel dynamique et PPML. Mais, avant de passer à cette

estimation, nous allons présenter les résultats de l'estimation, tout en remplaçant les indices du degré de liberté économique (EFW_i et EFW_j) par leurs résidus ($RESEFW_i$ et $RESEFW_j$).

En effet, jusqu'ici, nous avons supposé que les pays avec des degrés de liberté économique élevés présentent également de plus grands niveaux d'échanges. Cependant, l'augmentation des échanges peut être aussi provoquée par une augmentation des revenus. Nous contrôlons cette possibilité en purgeant l'influence potentielle de revenus sur notre mesure du degré de liberté économique. Plus grand est le degré de la liberté économique d'un pays, plus grand sera le revenu par habitant du pays. Par conséquent, sans inadéquat contrôle de colinéarité entre l'indice de la liberté économique et le revenu par habitant, chacun peut prévoir que toute relation positive entre l'indice et l'échange international est due à la relation positive entre le revenu par habitant et l'échange international. Dans une régression alternative, nous utilisons également un indice de liberté économique mondial ajusté du revenu ($EFWRESID$) défini comme le résidu à partir d'une régression de l'indice EFW sur le log du revenu par habitant ($PIBH$) et une constante.

Tableau 3 : Différences entre les exportations de services et celles de marchandises (intégration des résidus)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les exportations de services ($\ln X_{sij}$)		Les exportations de marchandises ($\ln X_{mij}$)	
	MCG	Statistique de Student	MCG	Statistique de Student
$\ln PIB_i$	-0.025**	-2.20	0.037	1.09
$\ln PIB_j$	0.778***	14.33	1.195***	23.44
$\ln pop_i$	-1.528**	-2.40	4.896***	9.22
$\ln pop_j$	0.261***	3.80	0.313***	5.49
$RESEFW_i$	0.394***	4.94	0.266**	2.22
$RESEFW_j$	-0.056	-0.87	0.630***	7.12
$\ln distance$	-1.230***	-12.05	-1.762***	-19.45
Frontière commune	-0.381	-1.41	-0.400*	-1.94
Accord T-UE	0.507***	6.28	0.465***	3.69
Langue commune	1.103***	7.08	2.332***	16.88
Constant	5.453***	3.46	-11.156***	-9.18
R^2	0.7193		0.5942	
N	644		644	
Fisher	278.90 (0.000)		30.65 (0.000)	
Test de Hausman	12.15 (0.0956)		45.63 (0.000)	
Test de Breusch-Pagen	2683.73 (0.000)		1846.66 (0.000)	
AR(1)	15.294 (0.000)		3.272 (0.0776)	
Waldhet	4622.46 (0.000)		27184.54 (0.000)	

Source : Calculé par l'auteur

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, les valeurs entre () sont les P-values

Même si nous remplaçons les indices originaux par les indices corrigés du revenu, les résultats sont similaires avec des valeurs d'élasticité présentant des changements peu importants.

Les estimations ont été précédées par le test de Breush-Pagan pour valider et comme dans les autres équations, l'effet aléatoire. La performance globale du modèle est satisfaisante, selon le test de Wald, ceci nous permet d'accepter globalement les variables explicatives choisies.

En ce qui concerne, les exportations de services et de marchandises, les résultats empiriques n'ont pas du tout subi un changement significatif : les variables explicatives ont gardé le même statut (significatif ou non significatif et positif ou négatif) que ceux issus de l'estimation avec les deux variables : EFWi et EFWj. Ceci nous permet de conclure que l'épuration de l'effet revenu de la variable du degré de liberté économique n'a pas entraîné des changements dans la structure des variables explicatives du modèle des exportations de biens et de services.

Tableau 1 : Différences entre les importations de services et celles de marchandises (intégration des résidus)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les importations de services (lnMs _{ij})		Les importations de marchandises (lnMm _{ij})	
	MCG	Statistique de Student	MCG	Statistique de Student
LnPIBi	-0.004	-0.83	0.028*	1.92
LnPIBj	0.338***	14.14	0.908***	13.84
Lnpopi	-0.517**	-2.39	4.192***	5.92
Lnpopj	-0.0001	-0.00	0.341***	4.33
RESEFWi	0.095***	2.99	0.087	0.89
RESEFWj	-0.068**	-2.57	0.102	1.36
Ln distance	-0.422***	-8.74	-1.343***	-9.63
Frontière commune	-0.147	-1.19	-0.702	-1.05
Accord T-UE	0.203***	5.03	0.500***	4.60
Langue commune	0.523***	6.17	1.613***	9.37
Constant	1.013*	1.75	-8.109***	-4.46
R²	0.6845		0.6130	
N	644		644	
Fisher	123.88 (0.000)		493.14 (0.000)	
Test de Hausman	13.58 (0.0592)		3.09 (0.8765)	
Test de Breusch-Pagen	1115.70 (0.000)		3076.01 (0.000)	
AR(1)	7.694 (0.008)		25.354 (0.000)	
Waldhet	1.3e+05 (0.000)		43247.50 (0.000)	

Source : Calculé par l'auteur

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, les valeurs entre () sont les P-values

Le test de Breush-Pagan a confirmé les effets individuels aléatoires. Les résultats empiriques montrent que le modèle est globalement acceptable et possède des variables explicatives significatives, grâce à la statistique de Wald (123.88 et 493.14) et les valeurs de R² (0.6845 et 0.6130). Comme dans les estimations des équations d'exportations tunisiennes de services et de marchandises, l'élimination de l'effet revenu des variables du degré de liberté économique de la Tunisie (EFWi) ainsi que celui des pays coéchangistes (EFWj), n'a pas apporté un changement significatif dans les équations d'importations de services et de marchandises. Les variables explicatives ont presque gardé leurs statuts et elles n'ont pas changé significativement de valeur de ces estimateurs, ainsi que leurs statistiques de Student. Ceci

nous permet de dire que l'effet de l'indice de liberté économique sur le volume des échanges reste significatif, suite à l'élimination de l'effet de revenu, ce dernier n'a pas un rôle significatif dans l'évolution de la liberté économique.

4.2 Les résultats de l'estimation de panel dynamique

Afin d'améliorer notre analyse (et résoudre les problèmes d'endogénéité), nous avons estimé notre modèle avec la méthode GMM en différence et la méthode GMM en système, les tableaux 5 et 6 présentent les résultats de nos estimations.

Tableau 2 : Différences entre les exportations de services et celles de marchandises (avec l'estimateur GMM)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les exportations de services (lnX _{s_{ij}})		Les exportations de marchandises (lnX _{m_{ij}})	
	GMM en différence	GMM en système	GMM en différence	GMM en système
1. lnX _{s_{ij-1}} / 1. lnX _{m_{ij-1}}	0,333*** (0.007)	0,545*** (0.000)	0,107 (0.573)	0,448 (0.000)
LnPIBi	-0,018 (0.469)	0,006 (0.823)	0,041 (0.339)	0,017 (0.614)
LnPIBj	1,377 (0.138)	0,639* (0.075)	4,662** (0.028)	0,930 (0.031)
Lnpopi	-0,861 (0.701)	-1,573 (0.166)	9,619 (0.245)	2,208 (0.172)
Lnpopj	-2,223 (0.219)	-0,177 (0.438)	-14,099** (0.014)	0,151 (0.650)
EFWit	0,441*** (0.000)	0,330** (0.001)	-0,055 (0.904)	0,207 (0.300)
EFWjt	-0,155 (0.431)	0,348** (0.023)	0,023 (0.954)	0,523 (0.236)
Ln distance	-	-1,130 (0.018)	-	-1,365 (0.061)
Frontière commune	-	-0,125 (0.909)	-	0,968 (0.680)
Accord T-UE	0,136 (0.175)	-0,157 (0.333)	-0,145 (0.640)	-0,372 (0.337)
Langue commune	-	0,888 (0.148)	-	1,158491 (0.22)
Constante	-	1,594 (0.842)	-	-9,849 (0.042)
N	558	601	558	601
Test de Hansen	41.41 (0.179)	38.96 (0.382)	39.85 (0.226)	37.00 (0.516)
AR(1)	-1.78 (0.074)	-2.12 (0.034)	-1.06 (0.291)	-2.72 (0.007)
AR(2)	1.01 (0.313)	1.19 (0.234)	-0.29 (0.773)	-0.62 (0.537)

Source : Calculé par l'auteur

Test de Hansen : Test de sur-identification des restrictions dans l'estimation GMM (p-value).

AR(1) : Test de Arellano-Bond pour analyser l'existence d'auto-corrélation de 1er ordre (p-value).
AR(2) : Test de Arellano-Bond pour analyser l'existence d'auto-corrélation de 2ème ordre (p-value).

*, **, *** indiquent le niveau de signification à 10%, 5% et 1%, respectivement. Les valeurs entre parenthèses sont les t de Student.

Tableau 3 : Différences entre les importations de services et celles de marchandises (avec l'estimateur GMM)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les importations de services (lnMs _{ij})		Les importations de marchandises (lnMm _{ij})	
	GMM en différence	GMM en système	GMM en différence	GMM en système
l. lnMs_{ij-1} / l. lnMm_{ij-1}	0,497*** (0.000)	0,547*** (0.001)	0,24 (0.25)	0,401*** (0.000)
LnPIBi	0,050 (0.353)	0,054 (0.174)	0,069** (0.023)	0,062* (0.065)
LnPIBj	0,366 (0.603)	0,192 (0.123)	3,920*** (0.002)	0,665*** (0.001)
Lnpopi	-1,051 (0.293)	-1,054** (0.018)	2,184 (0.565)	2,356* (0.067)
Lnpopj	-0,836 (0.436)	-0,039 (0.457)	-6,381 (0.167)	0,406 (0.300)
EFWit	0,161* (0.056)	0,132** (0.012)	0,173 (0.414)	0,391** (0.012)
EFWjt	-0,232 (0.195)	0,108* (0.094)	-0,431 (0.252)	0,515 (0.188)
Ln distance	-	-0,285* (0.091)	-	-1,006* (0.075)
Frontière commune	-	0,190 (0.630)	-	0,235 (0.934)
Accord T-UE	0.395 (0.219)	0,143 (0.297)	0.261 (0.353)	0,009 (0.977)
Langue commune	-	0,419 (0.108)	-	1,069 (0.116)
Constante	-	0,478 (0.739)	-	-11,217*** (0.005)
N	559	602	559	602
Test de Hansen	38.50 (0.273)	36.03 (0.561)	38.03 (0.291)	33.82 (0.663)
AR(1)	-1.76 (0.079)	-1.72 (0.086)	-1.59 (0.111)	-2.12 (0.034)
AR(2)	0.537 (0.234)	1.13 (0.259)	0.15 (0.878)	0.17 (0.869)

Source : Calculé par l'auteur

Test de Hansen : Test de sur-identification des restrictions dans l'estimation GMM (p-value).

AR(1) : Test de Arellano-Bond pour analyser l'existence d'auto-corrélation de 1er ordre (p-value).
AR(2) : Test de Arellano-Bond pour analyser l'existence d'auto-corrélation de 2ème ordre (p-value).

*, **, *** indiquent le niveau de signification à 10%, 5% et 1%, respectivement. Les valeurs entre parenthèses sont les t de Student.

Les tableaux ci-dessus présentent les résultats obtenus pour l'estimation de nos quatre équations. En ce qui concerne l'efficacité de nos estimations, nous pouvons signaler que tous nos résultats sont robustes, puisque les résultats du test de Hansen montrent l'acceptation de l'hypothèse nulle : les restrictions sur l'identification sont valides et les résultats du test AR(2) montrent l'absence d'autocorrélation de second ordre des erreurs (il ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre).

Les estimateurs GMM en système sont plus performants que ceux en différence (Blundell et Bond, 1998), pour cette raison, nous allons interpréter les résultats relatifs au GMM en système.

Le GMM en système appliqué sur nos équations, montre que les exportations de services, les importations de services et les importations de marchandises sont liées respectivement aux exportations de services passées, aux importations de services passées et aux importations de marchandises passées. Ces variables retardées ont un effet positif sur les exportations de services, les importations de services et les importations de marchandises présentes. Les exportations de marchandises ne sont pas considérées comme dynamiques, puisque la variable retardée n'est pas significative.

Les exportations de services de la Tunisie dépendent positivement de la taille économique du pays partenaire (PIB_{jt}) et du degré de liberté économique (EFW_i et EFW_j). Toutefois, les coefficients des variables liées aux PIB de la Tunisie et à la langue commune sont positifs mais non significatifs. Les coefficients des autres variables (la distance, l'accord d'association, la population et la frontière commune) sont négatifs et non significatifs.

Pour les exportations de marchandises, toutes les variables sont étonnamment non significatives, bien qu'elles présentent les signes attendus, à l'exception de la variable liée à l'accord d'association dont le signe est négatif. Ces résultats peuvent être expliqués par la mauvaise conjoncture de l'économie tunisienne, mais aussi, par le fait que si on prend en compte la dynamique des exportations de services et de marchandises sur la période allant de 2000 à 2014, l'accord d'association n'a pas permis de développer les exportations de la Tunisie vers les pays de l'UE pour des raisons dont : les élargissements de l'UE, la crise 2008-2009, la révolution, la montée des concurrents (la Chine, l'Inde),...

Les importations de services de la Tunisie dépendent positivement du degré de liberté économique (EFW_i et EFW_j) et négativement de la distance. Toutefois, les coefficients des autres variables sont non significatifs. À l'encontre, les importations de marchandises dépendent positivement de la taille économique de la Tunisie et des pays partenaires (PIB_i et PIB_j), et négativement de la distance. Ces résultats sont conformes aux prédictions du modèle. Par ailleurs, ils dépendent positivement des variables : la population de la Tunisie et du degré de liberté économique de la Tunisie. L'augmentation de la population et de la liberté économique a pour conséquence d'augmenter la demande de l'économie tunisienne et ainsi l'augmentation de ses importations. L'accord d'association présente un signe positif mais non significatif, cet accord entraîne une augmentation négligente des importations de services et de marchandises de la Tunisie depuis les pays de l'UE.

En effet, certaines variables explicatives significatives rapportées dans le panel statique deviennent non significatives dans l'estimation avec la méthode de panel dynamique (à l'exception de la variable dépendante retardée). Ces résultats suggèrent qu'une partie du pouvoir explicatif de la variable dépendante retardée est faussement attribuée aux autres variables dans la spécification statique. Par conséquent, les résultats de ces estimations impliquent qu'il existe une certaine dynamique omise dans l'estimation de panel statique. Ainsi, les résultats de l'estimation du modèle avec le panel statique devraient être acceptés avec précaution.⁴

Cette technique présente l'avantage de prendre en compte le problème d'endogénéité, néanmoins, elle ne permet pas de prendre en compte le problème des valeurs nulles, afin de résoudre ce problème, nous allons estimer notre modèle avec la méthode PPML.

4.3 Les résultats de l'estimation avec la méthode de PPML

Nous nous inspirons des travaux de Silva et Tenreyro (2006, 2011), Westerlund et Wilhelmsson (2011), Anderson et al. (2015), Cestepe et al. (2015),...qui ont proposé, pour résoudre le problème de zéro, d'estimer le modèle, tout en éliminant le logarithme en employant la méthode PPML : « *the fixed effects poisson ML estimator generally performs very well with only small bias and size distortion* » (Cestepe et al., 2015). Les résultats de l'estimation avec la méthode PPML sont présentés dans les tableaux 13 et 14 :

Tableau 4 : Différences entre les exportations de services et celles de marchandises (avec l'estimateur PPML)

Variables indépendantes	Variables dépendantes			
	Les exportations de services (lnX _{sij})		Les exportations de marchandises (lnX _{mij})	
	PPML	Statistique de z	PPML	Statistique de z
PIB_{it}	-2.64e-06***	-4.42	-1.82e-06***	-4.90
PIB_{jt}	4.26e-07***	8.13	5.44e-07***	17.20
POP_{it}	-0.008	-0.38	0.466***	32.09
POP_{jt}	0.093***	20.18	0.019***	6.85
EFW_{it}	0.680***	25.00	0.686***	42.11
EFW_{jt}	-0.031	-1.02	0.133***	7.01
Distance	-	-	-	-
Frontière commune	-	-	-	-
Accord T-UE	0.819***	13.84	1.612***	19.50
Langue commune	-		-	
Waldprob	1839.82 (0.0000)		9429.40 (0.0000)	

Source : Calculé par l'auteur

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, les valeurs entre () sont les P-values

Tableau 8 : Différences entre les importations de services et celles de marchandises (avec l'estimateur PPML)

Variables indépendantes	Variables dépendantes	
	Les importations de services (lnM _{sij})	Les importations de marchandises (lnM _{mij})

⁴ Dans son étude sur les déterminants des IDE des économies en transition, Dauti (2015) explique de la même manière les résultats issus de l'estimation de son modèle avec la méthode GMM.

	PPML	Statistique de z	PPML	Statistique de z
PIBit	-2.00e-06**	-2.47	1.43e-06***	4.14
PIBjt	5.29e-07***	15.62	1.20e-07***	4.16
POPit	0.403***	13.58	0.362***	29.12
POPjt	0.025***	4.05	0.045***	19.28
EFWit	0.469***	13.44	0.305***	20.64
EFWjt	0.231***	5.82	0.138***	8.65
Distance	-	-	-	-
Frontière commune	-	-	-	-
Accord T-UE	0.613***	4.82	0.841***	22.83
Langue commune	-	-	-	-
Waldprob	1777.00 (0.0000)		9979.17 (0.0000)	

Source : Calculé par l'auteur

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%, les valeurs entre () sont les P-values

Les résultats montrent que les coefficients sont statistiquement significatifs et positifs : la population, l'indice de liberté économique et l'accord d'association présentent un effet positif sur les exportations et les importations de services et de marchandises. La variable PIB de la Tunisie est assortie d'un signe négatif qui peut être expliqué par la conjoncture économique difficile en Tunisie.

En effet, les valeurs des coefficients de PIB_i, PIB_j, POP_i, POP_j, EFW_i et EFW_j présentent des valeurs proches des résultats des autres estimations, excepté pour quelques variables qui sont devenues significatives dont le PIB de la Tunisie (au niveau des exportations des marchandises) dont le coefficient reste négatif mais devient significatif et le coefficient de la variable de l'Accord d'Association qui reste positif mais devient significatif (aussi POP_i et EFW_i). Ce qui permet de conclure que les différences entre les estimations sont expliquées par la présence des valeurs de zéro, résultat confirmé aussi par Cestepe et al. (2015)⁵. Par conséquent, les résultats des estimations réalisaient avec la méthode de panel statique, doivent être acceptés avec précaution.

Après avoir appliqué ces trois méthodes, nous signalons que : malgré l'existence de certaines différences entre les résultats de ces trois méthodes, des points communs se trouvent dont :

- La création de la zone de libre échange entre la Tunisie et l'UE a un effet positif surtout sur les importations à la fois de services et de marchandises.
- Le commerce des services est influencé par le degré de liberté économique plus que le commerce des marchandises. Ce qui confirme la théorie, dans la mesure où si la Tunisie se tourne vers la libéralisation de ce secteur, elle va gagner plus.
- Les résultats des estimations de l'équation des importations des marchandises montrent que les variables explicatives expliquent mieux ce type d'échange en comparaison avec les autres types.
- Les échanges de la Tunisie avec l'Algérie restent très faibles, bien qu'elles représentent deux économies partageant une frontière commune.

5. Conclusion

⁵ Dauti (2015) explique ces différences aussi de la même manière tout en ajoutant l'hétérogénéité de l'échantillon.

Malgré l'importance du commerce des services dans chaque pays et son effet en tant qu'un catalyseur du secteur manufacturier, ce n'est que récemment et suite au développement des chaînes de valeur mondiales que la littérature économique a commencé à étudier les liens entre le commerce des marchandises et celui des services. La rareté des données sur le commerce des services par pays partenaires représente la principale limite à l'étude du commerce des services surtout pour les pays en développement.

Dans ce chapitre, nous avons essayé d'analyser la structure des échanges internationaux de la Tunisie : déterminer les différences et les similitudes entre le commerce des services et des marchandises.

En guise de conclusion, il paraît que les échanges de services et de marchandises de la Tunisie présentent à la fois des différences et des similitudes.

En effet, certaines différences entre les deux types d'échanges apparaissent : premièrement, et au niveau d'une même spécification, la corrélation est meilleure pour le commerce des services que pour celui des marchandises ce qui indique que le modèle de gravité est plus performant pour le commerce des services. Le degré de liberté économique présente une valeur dans les exportations des services (0.392) supérieure à celle des exportations des marchandises (0.292), ce résultat est conforme aux résultats de Kimura et Lee (2006) qui indiquent que si l'économie se tourne vers la libéralisation économique, le commerce des services va augmenter plus que le commerce des marchandises, et ainsi, le commerce des services va avoir un rôle très important sur l'ensemble de l'économie. La création de la zone de libre échange entre la Tunisie et l'UE a un effet positif seulement sur les importations à la fois de services et de marchandises et les exportations des services.

Bibliographie

Anderson, J. (1979), « A Theoretical Foundation for the Gravity Equation », *American Economic Review*, vol.69, pp 106-116.

Anderson, J., Larch, M. et Yotov, Y. (2015), « Estimating general equilibrium trade policy effects: GE PPML », CESifo Working Paper No. 5592.

Arellano, M. et Bover, O. (1995), « Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models », *Journal of Econometrics* (68), pp. 29-52.

Arellano, M., et Bond, S. (1991), « Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *Review of Economic Studies*, 58, 277- 297.

Ariu, A., (2016), « Crisis-proof services: Why trade in services did not suffer during the 2008- 2009 collapse », *Journal of International Economics*, 138-149.

Baier, S. et Shingal, A., (2014), « Exploring complementarities between goods and services trade in trade agreements », Working Paper No 2015/20 | August 2014.

Baier, S. L., et Bergstrand, J.H. (2007), « Do free trade agreements actually increase members International trade? », *Journal of International Economics*, 71, 72-95.

BCT, (2014), « La balance des paiements et la position extérieure globale de la Tunisie ».

Bénassy-Quéré, A., Coupet, M., et Mayer, T., (2007), « Institutional determinants of foreign direct investment », *The World Economy*, 30, 764-782.

Bergstrand, J-H. (1985), «The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence », the Review of Economics and Statistics, vol. 67, n° 3, pp. 474-480.

Bergstrand, J-H. (1989), «The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade», the Review of Economics and Statistics, vol. 71, n° 1, pp. 143-153.

Blundell, R., et Bond, S. (1998), « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », Journal of Econometrics, 68, 29-51.

Blundell, R., et Bond, S. (2000), « GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions », Econometric Reviews, 19, 321-340.

Broussolle, D. (2012a), « Le commerce des services, un commerce en trompe-l'œil ? Une analyse fondée sur le point de vue de Hill », Revue économique 2012/6, p. 1145- 1177.

Broussolle, D., (2012b), « A note in the links between manufacturing, goods and services exports », working paper.

Broussolle, D., (2013), « Les exportations de marchandises favorisent-elles celles de services? Une étude à partir du modèle de gravité », Working paper 2013-12, Laboratoire de recherche en gestion et économie.

Ceglowski, J., (2006), « Does Gravity Matter in a Service Economy? », Review of World Economics 2006, Vol. 142 (2).

Cestepe, H. Yildmma, E. Bahtiyara, B (2015), « Impact of Trade Liberalization on the Export of MENA Countries to OECD Trade Partners », Procedia Economics and Finance 23 (2015) 1440- 1445.

Cole, M-T. et Guillin, A. (2015), « The Determinants of Trade Agreements in Services vs. Goods », International Economics, [http://dx.doi.org/ 10.1016/j.inteco.2015.06.002](http://dx.doi.org/10.1016/j.inteco.2015.06.002)

Dauti, B. (2015), « Determinants of Foreign Direct Investment in transition economies, with special reference to Macedonia: evidence from gravity model », South East European Journal of Economics and Business, Volume 10 (2) 2015, 7-28.

Deardorff, A. V. (1998), « Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World? », University of Michigan Discussion Paper, 382.

Egger, P., M. Larch et K.E. Staub (2012), « Trade preferences and bilateral trade in goods and services: A structural approach », CEPR Working Paper No. 9051.

Eichengreen, B., et Irwin, D-A. (1995), « Trade blocs, currency blocs and the reorientation of world trade in the 1930s' », Journal of International Economics 38, 1-24.

Gilbert, J., Scollay, R. et Bora, B. (2001), « Assessing Regional Trading Arrangements in the Asia-Pacific », Policy Issues in International Trade and Commodities Study Series n° 15, UNCTAD, 34 p.

Grunfeld, L. et Moxnes, A. (2003), « The Intangible Globalization: Explaining the Patterns of International Trade in Services », Norwegian Institute of International Affairs; Working Paper N° 657.

Hausman, J-A. (1978), « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46(6), 1251-1271, <http://www.jstor.org/stable/1913827?origin=JSTOR-pdf>

Hurlin, C., et Mignon, V., (2005), « Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel », *Economie et prévision* 2005/3 (n° 169-170-171), p. 253-294.

Josselin, D. et Nicot, B. (2003), « un modèle gravitaire géoéconomique des échanges commerciaux entre les pays de l'UE, les PECO et les PTM », *revue européenne de géographie*.

Kahouli, B., et Maktouf, S., (2014), « The determinants of FDI and the impact of the economic crisis on the implementation of RTAs: A static and dynamic gravity model », *International Business Review* (2014), <http://dx.doi.org/10.1016/j.ibusrev.2014.10.009>

Karam, F., et Zaki, C., (2014), « Trade volume and economic growth in the MENA region: goods or services? », Working Paper 825, The Economic Research Forum.

Kimura, F., et Lee, H., (2006), « The Gravity Equation in International Trade in Services », *Review of World Economies*; Vol. 142, issue 1, pp 92-121.

Lennon, C., (2009), « Trade in Services and Trade in Goods: Differences and Complementarities », WIIW Working Paper 53, The Vienna Institute for International Economic Studies, Vienne.

Levin, A. et Lin, C-F., (1992), « Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties », University of California at San Diego, Discussion Paper 92-93.

Linnemann, H., (1966), « An Econometric Study of International Trade Flows », Amsterdam: North Bolland Publishing Co.

Mirza, D. et Nicoletti G., (2004), « What is so special about Trade in Services? », Research Paper 2004/02, Leverhulme Centre for Research on Globalization and Economic Policy.

OMC, (2012), « Commerce et politiques publiques : gros plan sur les mesures non tarifaires au XXIe siècle », rapport sur le commerce mondial.

Poyhonen, P. (1963), « A tentative Model for the Volume of Trade between Countries », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 90.

Rose, A-K., (2000), « One money, one market: The effect of common currencies on trade », *Economic Policy*, 15, 7-46.

Shingal, A., (2009), « How much do agreements matter for services trade? », Munich Personal RePEc Archive, University of Sussex, Department of Economics, World Trade Institute.

Silva, S. J., et Tenreyro, S., (2006), « The log of gravity », *The Review of Economics and Statistics*, 88, 641-658.

Silva, S-J., et Tenreyro, S., (2011), « Poisson: Some convergence issues », *The Stata Journal* 11, Number 2, pp. 207-212.

Tinbergen, J. (1962), « Shaping the World Economy: Suggestion for an International Trade Policy », Journal of Farm Economics, Vol.46, No. 1 (Feb., 1964), pp.271-273.

Walsh, K., (2006), « Trade in Services: Does Gravity Hold? A Gravity Model Approach to Estimating Barriers to Services Trade », HIS Discussion Paper No. 183. Dublin: Institute for International Integration Studies (HIS).

Westerlund, J. et Wilhelmsson F. (2008), « Estimating the Gravity Model without Gravity Using Panel Data », Applied Economics, 641-649

Zidi, A. et Dhifallah, S-M., (2013), « Trade Creation and Trade Diversion between Tunisia and EU: Analysis by Gravity Model », International Journal of Economics and Finance; Published by Canadian Center of Science and Education.