
L'ouverture internationale et le marché du travail algérien

KADRI Nouria

Université de Mascara

knouria45@yahoo.fr

SAKET Fatima

Université de Mascara

md.hamlet.f.z@gmail.com

The international opening and the labor market of Algeria

SAKET Fatima & KADRI Nouria

Laboratory LAPDEC, University of Mascara - Algeria

Received: 23 Mar 2017

Accepted: 06 May 2017

Published: 30 June 2017

Résumé:

L'objet de ce travail consiste à vérifier quantitativement l'effet de l'ouverture de l'économie algérienne sur le mouvement de création et de destruction d'emplois dans l'industrie manufacturière, en appliquant la méthode du contenu en emploi des échanges et une analyse économétrique cela permettra par la suite, d'identifier les branches industrielles potentiellement dynamiques d'emploi en Algérie. Nous proposons un autre modèle économétrique qui mesure l'impact de la libéralisation des échanges et de l'entrée des IDE sur l'emploi, les salaires et la productivité apparente du travail des industries manufacturières locales. Nous essayons premièrement de montrer dans quelle mesure le commerce extérieur algérien et les flux des IDE étrangers affectent la structure de l'emploi dans les industries manufacturières locales. Deuxièmement, nous testons la relation entre cette ouverture et les salaires puis entre la productivité apparente du travail dans ces industries, soit l'impact sur leurs performances.

Mots clé : *commerce international, marché de travail, création d'emploi, contenu en emploi, ouverture internationale, les industries manufacturières locales*

JEL classification : F16, J08, J23, J48

Abstract:

this work aimed to verify quantitatively the effect of the opening the Algerian economy on the movement of creation and destruction of jobs in manufacturing industry, by applying the method of the content and use of analysis econometrics that will subsequently identify the potentially dynamic industrial sectors of employment in Algeria. We propose another econometric model that measures the impact of the liberalization of trade and entry of FDI on employment, wages and productivity apparent labor of local manufacturing industries. We had tried first to show to what extent Algerian external trade and FDI flows affect the structure of employment in local manufacturing industries. Second, we tested the relationship between this opening, wages, and the apparent labour productivity in these industries, either their performance impact.

Key words: *international trade, labour market, jobcreation, content creation in employment, international openness, local manufacturing industries*

JEL classification : F16, J08, J23, J48

Introduction

La communauté scientifique et les organismes internationaux tels que le Fond Monétaire International (FMI), la Banque Mondiale (BM) et l'OCDE, ont avancé qu'il existe un rapport positif entre l'ouverture de l'économie et la dynamique de création d'emplois. Cependant, des études empiriques récentes montrent que cette relation positive n'est pas toujours vérifiée (Wood (1991, 1994, 1995)), en particulier pour le cas des pays en voie de développement. Ces études nous renseignent, à titre d'exemple, que l'impact de l'ouverture commerciale sur l'emploi, dans les pays de la rive sud de la méditerranée comme la Tunisie et le Maroc, reste limité à certains secteurs (Boussida, 2004 ; Palméro et Roux ; 2010).

Dans ce cadre, notre intérêt est de repérer les impacts de la localisation et du commerce international sur le marché du travail dans un cas standard et dans un pays en développement, tel que l'Algérie. Ce pays a entamé un processus de libéralisation graduelle depuis le début des années 90, confirmé par l'application du programme d'ajustement structurel (1994), la signature de l'accord de partenariat avec l'Union Européenne en 2002 et l'intégration d'un espace de libre échange avec l'UE est prévue pour 2020. Entamé le processus de négociations pour l'adhésion à l'OMC. L'Algérie est sur la grande voie de la libéralisation économique et l'intégration de l'économie mondiale. Ses politiques commerciales et en matière d'IDE témoignent de sa grande volonté de promotion des exportations et des IDE. Cet engagement d'ouverture internationale constitue un enjeu important pour cette petite économie dans la mesure où l'ouverture aura des impacts sur la structure et les conditions concurrentielles sur ses marchés. A ce niveau il est important de se demander quels sont les effets de l'ouverture de l'Algérie, en termes de localisation et de commerce international sur son marché de travail?

I- Structure d'emploi et système productif en Algérie

Les différentes réformes économiques, à caractère global ou sectoriel, engagées depuis une vingtaine d'années par les pouvoirs publics en Algérie ont visé, l'instauration des règles de l'économie de marché et du rétablissement des grands équilibres macroéconomiques. Cependant, la caractéristique de l'Algérie qui est une économie mono-exportatrice des hydrocarbures rend plus difficile toute tentative de mise en œuvre d'une politique qui permet à la fois d'assurer un développement économique harmonisé et réduire le niveau du chômage.

Par ailleurs, l'examen du marché de travail en Algérie, durant la période 1990-2015, a révélé que le chômage apparaît comme un problème de fond. Les pouvoirs publics essayent à travers des politiques et des programmes d'absorber le maximum de chômage par la création des postes d'emplois financés généralement par des organismes créés à cet effet (ANEM, DAS). Cette période est caractérisée par des réformes économiques et par de profondes mutations du marché du travail. Comme conséquence, de fortes pertes d'emplois sous l'effet des opérations de restructuration, de privatisation et de fermeture ayant concerné les entreprises publiques de tous les secteurs d'activité et en particulier le secteur manufacturier durant la période allant de 1990 à 1999. Cependant, une reprise à la hausse de la population occupée, durant la période allant de 2000 à 2015, expliquée par la mise en œuvre des dispositifs d'aide à la création d'emploi (ANEM et DAS) et la dynamique qu'a connu le secteur privé, notamment l'émergence du secteur des petites et moyennes entreprises (PME) du secteur des services et du commerce. La situation actuelle du marché du travail et les implications d'une politique nationale de l'emploi, orientée vers une gestion active, nécessite une politique d'accompagnement du secteur industriel.

I-1 Emploi et création de la valeur

Selon Palméro et al (2010), La capacité de générer de l'emploi se diffère d'un secteur à un autre compte tenu de l'intensité capitalistique et de la capacité à générer de la richesse. Dans le cas algérien, le graphe 1 (annexe), montre que le secteur du commerce et des services est considéré comme le noyau dur de la création d'emploi après l'effondrement du tissu industriel et agricole durant les années 80 et 90.

Ces deux schémas montrent que le rôle du secteur tertiaire (Commerce et service) reste le plus élevé à la création d'emplois et de richesse. Durant toute la période considérée, la valeur ajoutée générée par le secteur du commerce et des services tire la valeur ajoutée globale vers le haut, tandis que les secteurs de l'agriculture, du BTP et de l'industrie évoluent moins vite.

De plus à partir de 2001, le secteur du commerce et des services enregistre une croissance de la valeur ajoutée supérieure par rapport à l'ensemble des secteurs, portée essentiellement par les dépenses d'équipement des services administratifs qui ont connu une croissance significative. Durant la même

période, l'écart en termes d'emploi est de plus en plus important, expliqué par la mise en œuvre des différents dispositifs d'aide et d'accompagnement à la création d'entreprises (ANSEJ, CNAC...etc.) et de création d'emplois tels que l'ANEM et DAS.

I-2 Contribution sectorielles à la variation de l'emploi et de la valeur ajoutée

Le schéma ci-dessous (graphe1–annexe), illustre la contribution des différents secteurs à la création de la richesse et de l'emploi durant les deux sous-périodes (1995-2001) et (2002-2012). En effet, le secteur de commerce et des services est marqué par une progression nette en termes d'emplois et de valeur ajoutée. Cela s'explique par la reconfiguration qu'a connue l'économie algérienne à partir de 2001, qui se fonde de plus en plus sur l'économie des services. Par contre, les secteurs de l'industrie et de l'agriculture enregistrent une régression en matière de valeur ajoutée et d'emploi durant les deux sous période. Cette situation s'explique par la difficulté de mise en place des politiques visant à diversifier l'économie algérienne malgré les tentatives qui ont accompagné les deux plans quinquennaux à savoir : le plan de soutien à la relance économique (2002/2004) et le plan complémentaire de soutien à la croissance (2005/2009). Ces deux programmes ont été lancés dans l'objectif de stimuler la croissance économique hors hydrocarbure et de créer un équilibre du marché de travail. Ajoutant à cela, les effets de l'ouverture commerciale et des programmes d'ajustement structurel qui ont perturbé le cycle de développement des secteurs tels que l'industrie et l'agriculture.

Le secteur du commerce et des services est devenu le secteur porteur de la croissance et de l'emploi. Cependant, le secteur de l'agriculture et de l'industrie sont les secteurs qui contribuent moins. Cette situation a permis au secteur public de devenir le premier employeur, notamment pour les jeunes diplômés, dans le cadre des dispositifs d'aide à la création d'emplois tels que l'ANEM et DAS.

I-3 Quelques faits stylisés du secteur manufacturier en Algérie

Pour bien explorer le comportement tendanciel de différents indicateurs du commerce extérieur, nous avons constitué une représentation graphique des variables telles que l'emploi, la part des exportations dans la valeur ajoutée (XVA) et la part des importations dans la valeur ajoutée (MVA) (Graphe 2)(réf : annexe). Ces variables ont été prises en logarithme, pour avoir la même unité de mesure pour chaque branche industrielle en l'occurrence, les Industries Sidérurgiques Métallurgiques, Mécaniques et Électromécaniques (ISMME), Matériaux de Construction (MC), Chimie Caoutchouc et Plastique (CCP), l'Industrie Agroalimentaire (IAA), Textile, Confection et Cuir (TCC) et enfin Bois Liège (BLID).

L'ensemble des graphes montre que les différentes variables ont un comportement tendanciel similaire pour toutes les branches d'activité industrielle. De plus, les trois variables enregistrent des pics durant la période de 2001 à 2003. Qui est expliqué par le lancement du premier plan quinquennal 2001/2004, dans lequel de grands investissements ont été lancés, notamment le programme d'un million de logements et le projet de l'autoroute Est-Ouest. La réalisation de tous ces investissements demande des moyens matériels et humains considérables. Pour les satisfaire, l'importation de matières premières ainsi que les équipements nécessaires à la réalisation de ces projets s'est imposé ainsi les besoins en termes de main d'œuvre. La branche chimie et caoutchouc a enregistré une progression plus importante par rapport aux autres branches industrielles. Cela s'explique par la structure des produits exportés largement dominée par les produits dérivés des hydrocarbures tels que la pétrochimie.

II- Le contenu en emploi des échanges des secteurs d'activité industrielle nationale

Le calcul du contenu en emploi des échanges est un chiffrage de l'impact des échanges sur l'emploi, dans la lignée des travaux de Leontief sur les Etats-Unis. Il s'agit, pour le territoire national, du solde comptable des emplois supplémentaires créés par les exportations et des emplois perdus lors d'importations. Le calcul reconstitue un état autarcique de l'économie avec des hypothèses très simplificatrices : la suppression des flux de commerce ne modifie ni les prix, ni les salaires, ni les productivités, pas plus que la demande et la nature des biens.

L'application de la méthode du contenu en emploi des échanges en Algérie permet d'avoir une vue d'ensemble sur l'impact de l'ouverture de l'économie à partir des années 1990 sur la dynamique d'emploi par branches d'activité du secteur industriel. Pour cela, nous allons appliquer la formule telle qu'elle est présentée et utilisée par Hervé Bonnans, Natalie Cortot et Dominique Nivat et Boussida ; Palméro et Roux (Zouhair. M (2010)). Ces auteurs ont tenté de calculer, respectivement, le solde du contenu en emploi des échanges pour les économies française et marocaine. Pour les exportations, l'estimation est obtenue en leur

appliquant le coefficient moyen de contenu en emploi de la production du secteur domestique correspondant. Le coefficient moyen de contenu en emploi de la production du secteur national correspondant est appliqué aux exportations:

$XL_t = \sum_{i=1}^n X_{it} \frac{Lit}{Q_{it}}$ où XL_t est le contenu en emploi des exportations (en hommes-année), X_{it} est le flux d'exportation du secteur i , Q_{it} est la production en valeur du secteur i , L_{it} est l'emploi du secteur i . Ce calcul est généralement étendu à l'emploi indirect, en prenant en compte les contenus en emploi des consommations intermédiaires ("effet TES").

Le contenu en emploi des importations correspond aux emplois qui seraient créés si l'on produisait sur le territoire national les biens importés. On suppose pour cela que les biens importés sont de même nature que ceux produits domestiques dans le secteur, et les :

$ML_t = \sum_{i=1}^n M_{it} \frac{Lit}{Q_{it}}$, où ML_t est le contenu en emploi des importations, M_{it} est le flux d'importation du secteur

i .

Le solde correspond à une estimation de la demande implicite de travail (positive ou négative) créée par le commerce extérieur. Le calcul s'effectue le plus souvent en valeur : tel montant d'importation "remplace" un montant équivalent de production nationale. Il peut aussi s'effectuer en en volume.

Les calculs du solde du contenu en emploi des échanges pour l'industrie algérienne sont représentés dans les tableaux et les graphes dessous. (tableaux 1, 2 et 3 et les Graphes 3 :9).

Les résultats fournis par cette méthode nous indiquent que l'accélération des échanges commerciaux dégrade la situation de l'emploi dans le secteur manufacturier.

L'application de cette méthode donne les résultats représentés dans les tableaux et les graphes au dessous exprimant l'évolution du solde des échanges en emploi dans chaque branche du secteur manufacturier. Le solde en emploi des échanges était négatif pour toutes les branches et durant toute la période. Ces pertes d'emplois sont en grande partie liées aux conditions climatiques défavorables et à l'investissement dans le domaine industriel.

Cette situation défavorable peut s'expliquer par le processus de désindustrialisation enclenché depuis le début des années 1990 avec le Programme d'ajustement structurel (PAS), puis aggravée par la mise en application des accords de libre échange (UE, ZALE).

Les branches TBC et ISMME enregistrent des pertes d'emplois importantes. Cela s'explique par la fermeture des unités de fabrication et de transformation et des textiles et la substitution à l'importation des produits nationaux par des produits importés de la Chine et la Turquie depuis la fin des années 1990. De même pour les autres branches, la situation évolue dans le sens négatif. En effet, la branche IAA, la branche BLPC, CCP et la branche MCCV enregistrent un solde négatif, mais il est de plus en plus faible.

Certes, la méthode de calcul de contenu en emploi des échanges est un moyen important pour mesurer le niveau d'emploi net dans une activité bien déterminée, mais sa validité – en termes de cohérence – pose beaucoup de problèmes. Comme réponse à cette méthode qui se base sur certains fondements hypothétique classiques contestables, la section suivante donne une étude économétrique simple.

III- Analyse économétrique

Plusieurs études utilisent des techniques de régression visant directement la détermination de l'emploi dans les pays les moins développés. Toutefois, les études économiques qui examinent directement l'impact du commerce sur le marché de travail, sont principalement basées sur l'économie des Etats- Unis (Leontief, Wassily W (1954)).

Un modèle statique simple de maximisation de profit est adopté, faisant référence à l'approche de Milner et Wright (1998) selon laquelle ils supposent une fonction Cobb- Douglas de type:

$$Q = A^\gamma K_i^\alpha L_i^\beta \quad (1)$$

Avec: Q est la productivité réelle, K est le stock du capital et L est l'ensemble des unités du travail utilisé dans la production. Les coefficients α et β représentent, respectivement, la part des facteurs capital et travail. Celui de γ caractérise les facteurs qui affectent l'efficacité de la production et i l'indice reflétant le secteur de l'industrie ($i = 1, \dots, N$). Il est à souligner que, comme dans le cas d'Edwards. S (1988), l'emploi dans ce modèle est supposé mobile entre plusieurs secteurs de l'économie.

Ensuite, pour la maximisation de son profit, une firme déploiera des quantités de travail et de capital telles que le revenu marginal du travail est égal au salaire W , et le revenu marginal du capital est égal au coût C . La résolution de ce système permet d'éliminer l'expression du capital dans la fonction de production de la firme:

$$Q = A^\gamma \{(\alpha L_i / \beta) (W/C)\}^\alpha L_i^\beta \quad (2)$$

En mettant en logarithme et en réarrangeant l'équation ci-dessus, on obtient la demande de travail de la firme, et donc de l'industrie, suivante:

$$\ln L_i = \theta_0 + \theta_1 \ln(W/C) + \theta_2 \ln Q_i \quad (3)$$

Où: $\theta_0 = -(\gamma \ln A + \alpha \ln \alpha - \alpha \ln \beta) / (\alpha + \beta)$, $\theta_1 = -\alpha / (\alpha + \beta)$, $\theta_2 = -1 / (\alpha + \beta)$.

Cette équation constitue la base de l'estimation du modèle. En effet, étant donné les données disponibles, l'estimation de l'équation (3), mise en relief dans un panel d'industries appartenant à l'échantillon, peut prendre l'expression suivante:

$$\ln L_{it} = \beta_0 + \theta_1 \ln W_{it} + \theta_2 \ln Q_{it} + \theta_3 X_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Où: L_{it} est l'emploi total dans l'industrie i au temps t , W_{it} est le salaire réel moyen dans l'industrie i au temps t (déterminé par rapport à l'indice général de prix)

Q_{it} est la production de l'industrie i au temps t et X_{it} est un vecteur des variables qui affectent la production, β_0 est la constante, u_{it} est le terme d'erreur qui se compose de trois éléments, μ_i est l'effet spécifique de l'industrie, λ_t est l'effet spécifique du temps et v_{it} est le terme d'erreur aléatoire.

$$u_{it} = (\mu_i + \lambda_t + v_{it})$$

S'agissant de l'équation des salaires, elle peut être déterminée par la fonction de l'offre du travail inverse et par d'autres facteurs tels que l'efficacité du salaire, les effets négociation syndicale et les insiders - outsiders. En tenant compte de ses effets, l'équation de salaire prend la forme suivante:

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \theta_1 X_{it} + \theta_2 \ln Q_{it} + \theta_3 \ln L_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Où: W_{it} , Q_{it} et L_{it} sont précédemment définis et X_{it} sont les variables exogènes.

Dans le modèle ci-dessus, X représente un vecteur des variables (prises individuellement dans le processus de fixation des salaires) qui peuvent être intérieures ou extérieures aux firmes. L'élément important de cette étude est la prise en compte des influences issues de la concurrence étrangère sur les firmes locales et le degré du pouvoir du marché de la firme. Ces effets sont retenus par l'introduction de la part du commerce et du ratio genre (c'est-à-dire, emploi féminins/ emploi masculins) dans l'équation du salaire de Milner et Wright (1998). Cependant étant donné l'insuffisance de données disponibles, nous introduisons trois variables : deux relatives aux échanges : l'effort à l'exportation et le taux de pénétration des importations et une variable relative aux investissements directs étrangers par industrie.

A partir de l'équation (4) et de l'équation (5), nous adoptons trois équations logarithmiques pour estimer les effets de l'ouverture sur l'emploi, les salaires et la productivité apparente du travail dans le cas des industries manufacturières algérienne. Nous estimons les équations suivantes :

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IPPI_{it} + \beta_2 \ln XVA_{it} + \beta_3 \ln MVA_{it} + \beta_4 \ln Q_{it} + \beta_5 \ln W_{it} + u_{it} \quad (6)$$

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IDE_{it} + \beta_2 \ln XVA_{it} + \beta_3 \ln MVA_{it} + \beta_4 \ln Q_{it} + u_{it} \quad (7)$$

$$\ln W_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IDE_{it} + \beta_2 \ln XVA_{it} + \beta_3 \ln MVA_{it} + \beta_4 \ln Q_{it} + \beta_5 \ln L_{it} + u_{it} \quad (8)$$

$$\ln PAT_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IDE_{it} + \beta_2 \ln XVA_{it} + \beta_3 \ln MVA_{it} + \beta_4 \ln Q_{it} + u_{it} \quad (9)$$

Avec $i = 1$ à 5 , $t = 2001$ à 2012 et u_{it} est le terme d'erreur pour l'industrie i à t .

L_{it} : l'emploi de l'industrie i au temps t .

W_{it} : le salaire réel de l'industrie i à t .

PAT_{it} : la productivité apparente de travail de l'industrie i à t , avec $PAT_{it} = VA_{it}/L_{it}$.

IDE_{it} : les investissements directs étrangers vers l'industrie i à t .

Q_{it} : l'output réel dans l'industrie i à t (en terme de la valeur ajoutée aux prix du marché, prix constants de 2001).

X_{it} : les exportations de l'industrie i au temps t .

M_{it} : les importations de l'industrie i au temps t .

XVA_{it} : l'effort à l'exportation de l'industrie i à t .

MVA_{it} : le taux de pénétration des importations de l'industrie i à t .

$IPPI_{it}$: indice des prix à la production industrielle

Par rigueur économétrique, nous avons procédé à mettre toutes les variables de l'équation en logarithme afin de linéariser leurs évolutions dans le temps.

Les données utilisées dans ce modèle sont des données de panel portant sur des industries manufacturières algériennes durant la période précise.

Dans notre analyse économétrique, nous estimons pour chaque équation : (6), (7), (8) et (9) les quatre modèles économétriques suivants :

- ◆ le modèle à effets fixes : EF (Fixed Effects)
- ◆ le modèle à effets aléatoires : EA (Random Effects)
- ◆ Les moindres carrés ordinaires - Pooling : MCO (Least Squares).

Nos données relatives aux variables de marché du travail ainsi qu'aux variables du commerce extérieur sont issues de l'Office National des Statistiques (ONS) et ministère de l'industrie et des mines. Les données des IDE par industrie étaient obtenues de l'agence nationale de développement de l'investissement (ANDI) et la banque d'Algérie. Nous ne manquerons pas de signaler qu'il aurait été plus intéressant de travailler sur des données couvrant une période plus longue. Ceci nous était impossible faute des données non disponibles à des dates antérieures ou plus récentes et au niveau des industries manufacturières nationales.

III-1 La relation entre les échanges commerciaux dans les différentes branches du secteur industriel et l'emploi

Dans cette sous section nous évaluons la relation entre l'emploi et les autres variables des échanges.

L'équation s'écrit de la manière suivante :

$$\ln L_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IPPI_{it} + \beta_2 \ln XVA_{it} + \beta_3 \ln MVA_{it} + \beta_4 \ln Q_{it} + \beta_5 \ln W_{it} + u_{it} \quad (6)$$

Nous avons testé économétriquement la relation entre les échanges commerciaux dans les différentes branches du secteur industriel et l'emploi. On a estimé la variable « emploi » en fonction de deux indices du commerce extérieur à savoir ; la part des importations dans la valeur ajoutée pour chaque secteur (MVA) qui reflète le degré de pénétration des importations (Boussida, 2004; Palmero, 2010) et la part des exportations dans la valeur ajoutée (XVA) qui exprime l'importance des exportations dans l'économie nationale. Pour augmenter le degré explicatif du modèle, nous avons opté pour l'indice des prix à la production industrielle (IPPI). L'élément important de cette étude est la prise en compte des influences issues de la concurrence étrangère sur les firmes locales et le degré du pouvoir du marché de la firme, nous introduisons trois variables : deux relatives aux échanges et ensuite une variable relative aux investissements directs étrangers par industrie.

Cette forme d'équation nous permet de connaître le sens de corrélation entre la variable à expliquer et les variables explicatives. C'est-à-dire la relation entre l'emploi et les autres variables telles que MVA, XVA et IPPI. Une corrélation positive indique qu'il y a une création nette d'emploi en relation avec l'augmentation des exportations et vice versa.

Cette équation va être estimée sur des données en panel des industries nationales de la période 2001 à 2013. Le choix de cette période coïncide avec la mise en œuvre de l'économie de marché et des industries nationales. Nous gardons la même classification de ces industries déjà présentées dans la section précédente de ce chapitre, soit :

1- Industrie sidérurgiques, métallique, mécanique, électrique : ISMMEE

2- Industrie agro-alimentaire : IAA

3- Industrie chimique, caoutchouc, plastique : CCP

4- Industrie de textile, bonneterie et confection : TBC

5- Industrie de matériaux de constructions, céramique et verre : MCCV

6- Industrie du bois, liège papier et cuirs et chaussures : BLPC

Avant la procédure d'estimation en données de panel. Nous testerons en premier lieu la stationnarité des différentes séries selon les trois modèles (avec constante, trend et constante et none). (Réf tableau 5 dans l'annexe).

Puisque notre variable endogène LnL est stationnaire, on ne peut pas faire le test de cointégration sur toutes les variables. De ce fait on va faire une estimation du modèle (6) et pour éliminer le problème de stationnarité, nous avons procédé à appliquer une différenciation sur les séries non stationnaires. Notre modèle a estimé deviendra comme suite:

$$\text{LnL}_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta \text{LnIPPI}_{it} + \beta_2 \Delta \text{LnXVA}_{it} + \beta_3 \Delta \text{LnMVA}_{it} + \beta_4 \Delta \text{LnQ}_{it} + \beta_5 \text{LnW}_{it} + u_{it} \quad (6)^c$$

Nous estimons cette équation en utilisant trois modèles économétriques : EF, EA et MCO et nous présentons les résultats dans le tableau 7 (annexe). Nous présentons aussi les coefficients de détermination R^2 ainsi que le test d'Hausman (H) qui vérifie l'indépendance entre les variables explicatives et l'effet individuel μ_i , ce qui revient à tester la validité de la spécification en termes de modèle à erreurs composées.

Avant de conclure les résultats finals de ces estimations, il faut effectuer les tests de diagnostic suivant:

- **Test d'homogénéité de Fisher**

H_0 : modèle pooled (naïf)

H_1 : modèle à effets

$$F^c = \frac{SCR_p - SCR_f}{SCR_f} * \frac{dl(H_1)}{dl(H_0) - dl(H_1)} \quad \text{ou} \quad F^c = \frac{(R_f^2 - R_p^2) / dl(H_1)}{(1 - R_f^2) / dl(H_0) - dl(H_1)}$$

$$dl(H_1) = N - I = 6 - 1 = 5, \quad dl(H_0) = N * T - K = 6 * 12 - 6 = 66$$

Les résultats du test de Fisher (tableau 8 au annexe) nous amènent à rejeter l'hypothèse nulle, celle d'homogénéité interindividuelle, il faut donc privilégier un modèle tenant compte des spécificités individuelles.

- **Test d'Hausman**

D'après les résultats d'estimation, et plus précisément, les statistiques des tests de Hausman (Tableau 9 au annexe), on constate que les estimations retenues, seront celles des modèles à effets individuels fixes. Le test de Hausman réfute l'hypothèse d'absence de corrélation entre le terme aléatoire et les variables explicatives du modèle. (P-value = 0% < 5%). Les estimateurs du modèle à erreurs composées sont biaisés, il est préférable de retenir ceux du modèle à effet fixe qui sont sans biais.

- Test d'Hétéroscidasticité

Le p value du teste est inférieur au seuil 5% qui indique un hétéroscidasticité dans les estimations de l'équation (6) (tableau 10, annexe), le test d'Hausman montre que le modèle à effets fixes est préféré à celui des effets aléatoires (p value est inférieur a 0.05 donc en rejette

l'hypothèse nulle). Nous pouvons résumer les principaux résultats de l'estimation du modèle à effets fixes dans les points suivants :

D'après les résultats statistiques récapitulés dans le tableau (7), le coefficient de la variable (XVA) est statistiquement significatif à un seuil de 5% avec un signe négatif qui correspond à une perte d'emploi due à l'activité d'exportation, cela peut être expliqué par deux phénomènes :

Le manque d'efficacité et de compétitivité, dans ces branches, encourage un phénomène de substitution Emploi/Capital et la politique de protection caractérisant ces activités dans la période d'étude.

L'accroissement des importations des matériaux de construction pour la réalisation d'un nombre important de projets lancés dans le cadre des deux plans de relance et d'appui à la croissance (2002/2004 et 2005/2009).

Les coefficients de la variable (MVA) sont négatifs indiquant une relation inverse entre les importations et la création d'emploi, ce résultat montre que la majorité des activités sont vulnérables à la concurrence internationale et donc très menacées en termes des pertes d'emplois, mais puisque son coefficient est statistiquement non significatif ces industries n'ont pas été affectées par cette variable.

Nous remarquons aussi que la production des industries et l'indice des prix de production sont de signe positif mais ils sont non significatifs.

Il est à noter que le coefficient de la variable (MVA) qui est de l'ordre de (-0.027) est plus important que le coefficient de la variable (XVA) qui est de l'ordre de (-0,004). Ce résultat s'accorde avec celui obtenu par la méthode du contenu en emploi des échanges, dont lequel nous avons conclu que l'ouverture commerciale est destructrice de l'emploi dans l'ensemble des branches du secteur manufacturier algérien durant la période étudiée.

III-2 Libéralisation commerciale et la structure de l'emploi par industrie

Dans cette deuxième section, nous évaluons l'impact de l'ouverture sur l'emploi dans les industries manufacturières algériennes à travers estimation de l'équation (7) suivante :

$$\text{LnL}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{LnIDE}_{it} + \beta_2 \text{LnXVA}_{it} + \beta_3 \text{LnMVA}_{it} + \beta_4 \text{LnQ}_{it} + u_{it}$$

Cette équation va être estimée sur des données en panel de cinq industries manufacturières (ISMME, IAA, ICCP, IMCCV, IBLPC) de la période 2004 à 2009. Le choix de ces industries et de cette période est imposé par la non disponibilité des données annuelles des IDE dans les secteurs des activités industrielles

Premièrement, On test la stationnarité des séries induites dans nos trois modèles des sous sections prochaines (Tableau 11 et tableau 12 au annexe). Toujours par la méthode utilisée dans la procédure du test dans la section précédente.

D'après ces tableaux, nos trois variables endogènes des trois modèles (7), (8) et (9) sont stationnaires de plus les autres variables explicatives sont stationnaires a des degrés différents, de ce fait on ne peut pas appliquer le test de cointégration sur ces variables. Donc on va passer à l'estimation de ces modèles par les mêmes procédures appliquées dans la section précédente

Notre modèle a estimé devient:

$$\text{LnL}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{LnIDE}_{it} + \beta_2 \Delta \text{LnXVA}_{it} + \beta_3 \Delta \text{LnMVA}_{it} + \beta_4 \Delta \text{LnQ}_{it} + u_{it} \quad (7)^*$$

Les résultats de l'estimation de l'estimation est comme suite (réf tableau 13 au annexe) :

On va faire le diagnostic des résultats obtenus comme suite:

- **Test d'homogénéité de Fisher**

H_0 : modèle pooled (naïf)

H_1 : modèle à effets

$$F^c = \frac{SCR_0 - SCR_1}{SCR_1} * \frac{dl(H_1)}{dl(H_0) - dl(H_1)} \text{ ou } F^c = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/dl(H_1)}{(1 - R_1^2)/dl(H_0) - dl(H_1)}$$

$$dl(H_1) = N - I = 5 - 1 = 4, \quad dl(H_0) = N * T - K = 5 * 6 - 4 = 26$$

Notre conclusion d'après le tableau 14 (annexe) est l'existence des effets inter-individuels et pas un pooling

- Test d'Hausman

Pareille à l'estimation précédente le test d'Hausman au tableau 15 au annexe montre que le modèle à effets fixes est préféré à celui des effets aléatoires (p value est inférieur à 0.05 donc on rejette l'hypothèse nulle).

- Test d'hétéroscidasticité

Dans le tableau 16 au annexe la p value égale à 0 qui signifie l'existence d'une hétéroscidasticité.

Sur cette base, nous pouvons résumer les principaux résultats de l'estimation du modèle à effets fixes dans les points suivants :

Le modèle à effet fixe est significatif (p value de Fisher est égale à 0.0000), avec un fort pouvoir explicatif (R squared est 99%). Le coefficient taux de pénétration des importations est significatif au seuil 5% et de signe positif indiquant une corrélation positive entre l'emploi et les importations qui peut être expliqué par l'importation des biens intermédiaires et d'équipements nécessaires à la production. Le coefficient de la variable explicative effort à exportation est de signe négatif qui peut être expliqué par la politique de protection caractérisant ces activités dans la période d'étude mais il reste non significatif. La variable IDE est de signe positif et significatif au seuil 5% interprète la relation positive entre l'investissement étranger direct et la création de l'emploi mais avec un effet très faible (0.002) de même pour la production dont cette variable est corrélée positivement et faiblement avec l'emploi.

III- 3 L'ouverture et les salaires par industrie

Nous estimons dans cette nouvelle sous section les effets des flux du commerce et des flux d'IDE sur les salaires dans les industries manufacturières nationales durant la période 2002-2009. Cette estimation est relative à l'équation (8) suivante (Tableau 17 à l'annexe):

$$\ln W_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IDE_{it} + \beta_2 \Delta \ln XVA_{it} + \beta_3 \Delta \ln MVA_{it} + \beta_4 \Delta \ln Q_{it} + \beta_5 \ln L_{it} + u_{it} \quad (8)^*$$

Comme la sous section précédente, il faut passer par les tests de diagnostic pour avoir l'estimation la plus appropriée à notre étude comme suite:

- Test d'Homogénéité de Fisher

$$F^c = \frac{SCR_0 - SCR_1}{SCR_1} * \frac{dl(H_1)}{dl(H_0) - dl(H_1)} \text{ ou } F^c = \frac{(R_1^2 - R_0^2)/dl(H_1)}{(1 - R_1^2)/dl(H_0) - dl(H_1)}$$

$$dl(H_1) = N - I = 5 - 1 = 4, \quad dl(H_0) = N * T - K = 5 * 6 - 4 = 26$$

Selon le tableau 18 au annexe suivant F calculée et supérieure à F tabulée donc l'estimation appropriée à notre étude est l'estimation panel

- Test d'Hausman de spécification

Le test d'Hausman dans le tableau 19 au annexe, montre que le modèle à effets fixes est approprié à celui des effets aléatoires.

- Test d'Hétéroscidasticité

Puisque le prob du test de Breusch-Pagan LM (tableau 20) égale à 0.06 indiquant une hétéroscidasticité.

Finalement, nous commentons les principaux résultats de l'estimation du modèle à effets fixes dans les points suivants :

Premièrement, les IDE affectent positivement et significativement mais faiblement (0.0159) les salaires dans les industries manufacturières nationales. Comme pour les effets sur l'emploi, la structure des IDE contribue à cette faible augmentation

Deuxièmement, les exportations présentent un coefficient positif et significatif à 5% et 10%. Ce qui nous permet de dire que les exportations contribuent à l'accroissement des salaires dans les industries manufacturières domestiques. Cette contribution (0.0122) est très faible que celle des importations qui présentent un coefficient positif, plus important (0.14) mais non significatif cela explique que les salaires non pas étaient affecté par le taux de pénétration des importations. Mais il reste due ce résultat coïncide avec l'écart observé entre les salaires dans les industries exportables et les salaires dans les industries importables. Un écart expliqué par les différences de niveaux de qualifications dans les deux groupes d'industries. , les échanges commerciaux de l'Algérie permettent de créer des nouveaux emplois et d'augmenter même légèrement les niveaux des salaires.

Troisièmement, le coefficient positif et significatif de la valeur ajoutée (production) indique que cette dernière affecte positivement et significativement les salaires dans les industries manufacturières nationales. Conformément aux prédictions théoriques, la valeur ajoutée est liée positivement à l'offre de travail et aux salaires.

Quatrièmement, les salaires sont corrélés aussi positivement avec l'offre d'emploi.

III-4 L'impact de l'ouverture et la productivité apparente du travail par secteur d'activité industrielle nationale

Nous estimons dans cette sous section cet impact sur la productivité apparente du travail (PAT). Notre estimation est relative à l'équation (9) suivante :

$$\ln PAT_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IDE_{it} + \beta_2 \Delta \ln XVA_{it} + \beta_3 \Delta \ln MVA_{it} + \beta_4 \Delta \ln Q_{it} + u_{it} \quad (9)^*$$

Les résultats de l'estimation sont dans le tableau 21 au annexe :

Nous vérifions les estimations obtenues par les tests de diagnostique utilisés auparavant:

- Test d'homogénéité

D'après le tableau 22 F calculé supérieur au F tabulé, on rejette l'hypothèse nulle, donc l'existence un effet inter individuel.

- Test de spécification d'Hausman

Le test de Hausman montre dans le tableau 23 au annexe, que le modèle à effets fixes est préféré à celui des effets aléatoires.

- Test d'Hétéroscidasticité

Le tableau 24, indique une p value de statistique de Breusch –Pagan inférieur au seuil 10% donc on conclue un hétéroscidasticité

Nous commentons dans ce qui suit les principaux résultats de ce modèle :

Premièrement, les flux d'IDE entrant affectent positivement et d'une manière significative la PAT dans les industries manufacturières nationales. La pénétration des capitaux étrangers semble augmenter la productivité industrielle du pays d'accueil par le biais des externalités technologiques. Cependant, le fait que le coefficient obtenu soit faible (0.0438) peut être expliqué par la faiblesse des IDE en Algérie qui restent orientés vers des industries à faible valeur ajoutée. Dans ces industries, le transfert technologique est faible voire même nul. Par ailleurs, nous enregistrons ces dernières années une nouvelle orientation des IDE en Algérie vers les industries à forte valeur ajoutée. Cette orientation peut faire bénéficier le tissu industriel des externalités technologiques et augmenter la productivité apparente du travail manufacturier algérienne à court et à long terme.

Deuxièmement, les exportations et les importations présentent des coefficients positifs. L'effort à l'exportation augmente d'une manière significative à (5%) la PAT, ceci peut être

expliqué par des multiples facteurs. Les exportations permettent aux firmes de profiter des économies d'échelles, d'augmenter l'efficacité des allocations des ressources et d'augmenter leurs capacités d'absorption des nouvelles technologies. En outre, les exportations se traduisent par des gains d'externalités technologiques positives qui stimulent la productivité industrielle. Des études récentes suggèrent que les niveaux de productivité des firmes exportatrices soient plus élevés que ceux des firmes non exportatrices (Hpman, E. et Krugman, P (1985)).

Par ailleurs, le taux de pénétration des importations augmente lui aussi la productivité du travail. Ce résultat est conforme à la littérature empirique relative au lien entre le commerce et la productivité (Sachs et Shatz (1994), Hine et Wright (1995), Cortes et Jean (1997), Jean et Bontout (1998), etc). Ces études empiriques lient la hausse de productivité à la concurrence étrangère et distinguent deux effets du commerce sur le marché du travail : un effet intersectoriel et un effet intra sectoriel. L'effet intersectoriel est lié à la spécialisation et la réallocation des facteurs de production d'un secteur à un autre. L'effet intra sectoriel du commerce sur la productivité du travail est mesuré au sein des secteurs. La concurrence étrangère qui résulte de l'ouverture commerciale favorise une structure de marché où seules les firmes les plus productives restent actives et les plus mauvaises sont évincées. Généralement, la concurrence renforce la compétitivité et la productivité des secteurs participant aux échanges et expose les firmes aux nouvelles techniques qui peuvent être employées pour améliorer de nouvelles méthodes de production, mais dans notre cas le coefficient est statistiquement non significatif.

Troisièmement, le résultat de notre estimation montre que le coefficient de la production est positif et significatif à 5%. Ce résultat est attendu dans la mesure où améliorer de la production infect positivement la productivité des firmes et adopter facilement les innovations technologiques et ceci selon les théories de croissance endogène et du commerce international (Rama, Martín (1994)).

Conclusion

Dans cet article nous avons essayé de déduire les réponses du marché du travail algérien à la politique d'ouverture extérieure engagée depuis des années dans ce pays.

Les résultats obtenus à partir de la méthode du contenu en emploi des échanges et de la méthode économétrique montrent clairement que les exportations influent positivement sur la création d'emplois, tandis que les importations le détruisent, dans toutes les branches du secteur manufacturier. Cependant, la comparaison entre le niveau de création et de destruction d'emploi, indique que l'ouverture du marché est destructrice de d'emploi durant la période étudiée. Cela s'explique par la capacité très limitée du secteur industriel à assurer une substitution aux importations.

A partir du modèle de base de Milner et Wright (1998), nous avons estimé trois équations économétriques relatives à l'impact des IDE et des échanges extérieurs sur l'emploi, les salaires et la productivité apparente du travail dans le cas des industries manufacturières nationales. Les résultats de nos estimations varient selon le modèle économétrique utilisé : effet fixe, effet aléatoire et moindres carrés ordinaires.

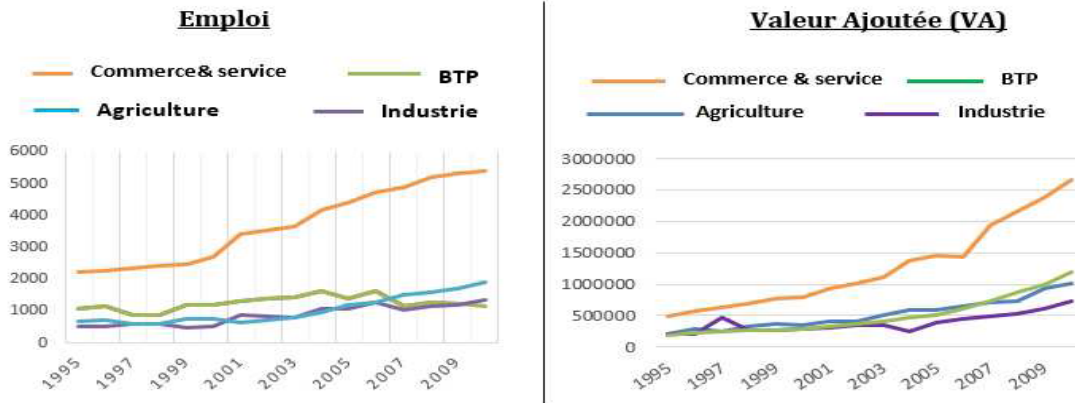
Les résultats de l'équation emploi confirment la relation positive et significative entre les IDE, les exportations sur l'emploi dans les industries manufacturières nationales mais elle reste faible. Par ailleurs, les résultats de l'estimation de l'équation des salaires montrent un impact positif mais faible des IDE sur les salaires dans les industries manufacturières. De même, les flux d'échange exercent un effet positif sur les salaires. Les exportations contribuent à l'accroissement des salaires dans ces industries (Rainelli.M 2003).

Après avoir évalué les répercussions de l'ouverture sur l'emploi et les salaires, nous avons testé l'impact sur la productivité apparente du travail. Les résultats de nos estimations montrent un effet positif mais faible des IDE sur la productivité du travail.

Ces résultats nous montrent que l'Algérie n'a pas su valoriser les bienfaits théoriques potentiels de l'ouverture économique sur l'emploi et la productivité du travail. Deux phénomènes peuvent être évoqués ; en premier, la dépendance croissante aux importations et la perte accrue des emplois dans le secteur manufacturier, sont les conséquences les plus plausibles du processus de désindustrialisation de l'économie algérienne ; en second, la spécificité de l'économie algérienne fondée sur les richesses minières (hydrocarbures) défavorise toutes tentatives de développement industriel.

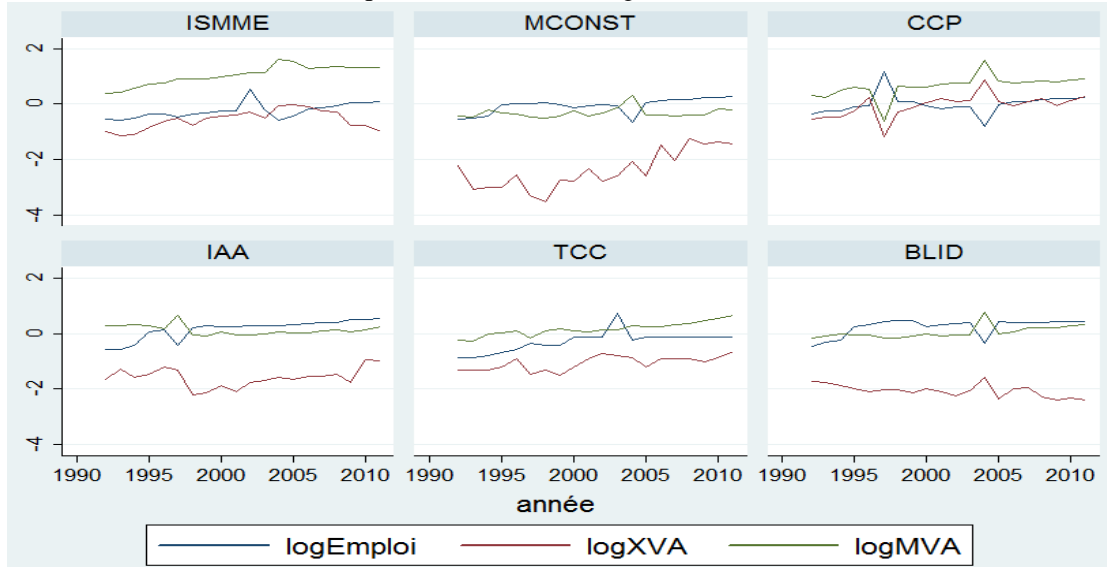
Annexe :

Graph 1 : Variation comparée entre l'emploi et la valeur ajoutée (1995 - 2012) des principaux secteurs d'activité nationale



Source: office nationale des statistique ONS

Graph 2: Evolution de l'emploi, XVA, MVA



Source: Sur la base des données de l'ONS

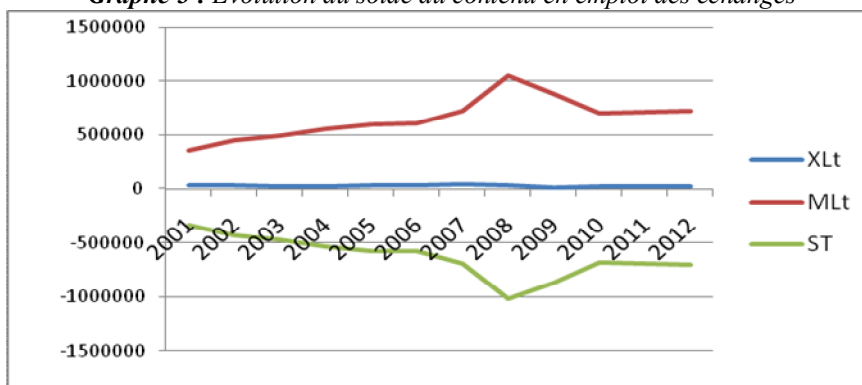
Tableau 1: le solde du contenu en emploi des échanges.

ann	XLt	MLt	ST
2001	28273,2487	362009,788	333736,53-
2002	30084,7035	455437,824	-425353,12
2003	23942,0146	496105,269	-472163,25
2004	25338,7212	562488,827	-537150,10
2005	27961,4878	598760,639	-570799,15

2006	33738,801	611531,805	-577793,00
2007	38944,6374	729304,365	-690359,72
2008	32094,3442	1045679,98	-1013585,6
2009	15592,8368	881207,095	-865614,25
2010	21600,9503	700846,532	-679245,58
2011	24268,8914	717404,486	-693135,59
2012	23856,0837	725555,211	-701699,12

Source: calcul de l'auteur a partir des données de ONS

Graph 3 : Evolution du solde du contenu en emploi des échanges



Source: depuis le tableau 1

Tableau 2 : Le solde du contenu en emploi par secteur d'activité industrielle (IAA, ISMMEE)

ann	ISMMEEX	ISMMEEM	SISMSEE	AAX	AAM	SAA
2001	9387,11122	254839,0893	-245451,9	116,744168	13370,2292	-13253,48
2002	11554,3693	323002,6182	-311448,2	267,056191	13959,7607	-13692,70
2003	6600,23888	345563,5544	-338963,3	306,517899	14864,0633	-14557,54
2004	8129,92243	404799,9566	-396670,0	442,641929	19860,9681	-19418,32
2005	11326,508	444185,968	-432859,4	388,687751	18820,19	-18431,50
2006	18614,5018	453356,7469	-434742,2	499,619541	19805,795	-19306,17
2007	17204,8555	543729,5838	-526524,7	500,62243	23772,7484	-23272,12
2008	12813,1592	827327,797	-814514,6	575,778138	26676,3993	-26100,62
2009	3946,89773	707162,5054	-703215,6	319,153053	24690,0944	-24370,94
2010	3864,29124	505836,5037	-501972,2	1895,99684	26105,0329	-24209,03
2011	2433,90659	495800,0103	-493366,1	1829,46123	34576,9754	-32747,51
2012	1569,57002	488128,6452	-486559,0	1497,41269	33410,5403	-31913,12

Source: calcul de l'auteur a partir des données de ONS

Tableau 3 : Le solde du contenu en emploi par secteur d'activité industrielle (CCP, TBC)

ann	CCPX	CCPM	SCCP	TBCX	TBCM	STBC
2001	17828,887	54832,67372	-37003,78	107,482766	4280,24081	-4172,7580
2002	17232,8778	75932,85891	-58699,98	90,428462	5351,37851	-5260,9500
2003	16005,1965	85526,04143	-69520,84	87,2167357	4953,10571	-4865,8889
2004	15798,4714	89623,9334	-73825,46	102,976222	5268,89804	-5165,9218
2005	15348,1299	91449,99792	-76101,86	73,2925871	6033,93278	-5960,6401
2006	13182,4278	89295,57645	-76113,14	115,822498	5569,03054	-5453,2080

2007	20144,9575	100188,1976	-80043,24	201,651642	6960,45574	-6758,8041
2008	16853,6945	126378,3479	-109524,6	93,912124	7693,82737	-7599,9152
2009	10007,9086	77391,33508	-67383,42	49,8838012	10256,7436	-10206,859
2010	14319,4909	82650,97818	-68331,48	69,9856974	12413,0363	-12343,050
2011	18409,3139	94599,44741	-76190,13	17,6070671	15219,7679	-15202,160
2012	19591,6768	97148,61361	-77556,93	9,83210931	19687,3678	-19677,535

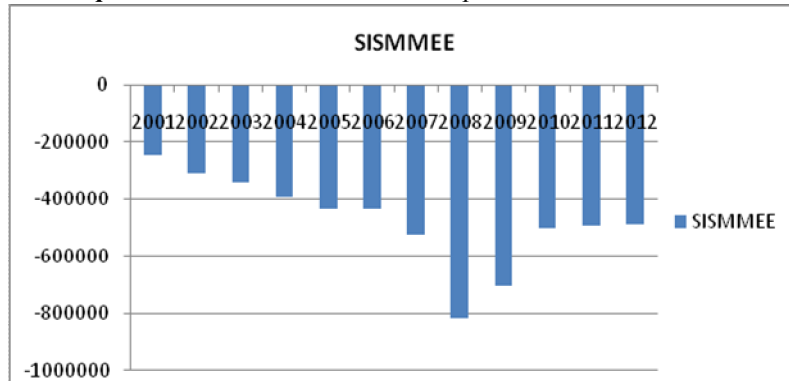
Source: calcul de l'auteur a partir des données de ON

Tableau 4 : Le solde du contenu en emploi par secteur d'activité industrielle (MCCV, BLPC)

ann	MCCVX	MCCVM	SMCCV	BLPCX	BLPCM	SBLPC
2001	99,6523992	10535,63202	-10435,979	733,371187	24151,923	-23418,551
2002	46,2143134	11559,81297	-11513,598	893,757418	25631,3942	-24737,636
2003	53,3228276	18030,15189	-17976,829	889,521802	27168,3522	-26278,830
2004	38,5523532	11989,57058	-11951,018	826,156815	30945,4999	-30119,343
2005	51,0212647	9453,151782	-9402,1305	773,848272	28817,3983	-28043,55
2006	733,094488	9724,933015	-8991,8385	593,334815	33779,7231	-33186,388
2007	218,818971	9407,898937	-9189,0799	673,731355	45245,4808	-44571,749
2008	1230,8913	9333,225531	-8102,3342	526,908955	48270,3787	-47743,469
2009	903,371531	11061,77519	-10158,403	365,622081	50644,641	-50279,018
2010	983,062984	16629,64945	-15646,586	468,122593	57211,3317	-56743,209
2011	691,143853	15483,35017	-14792,206	887,458791	61724,935	-60837,476
2012	570,100445	16187,63789	-15617,537	617,491624	70992,4062	-70374,914

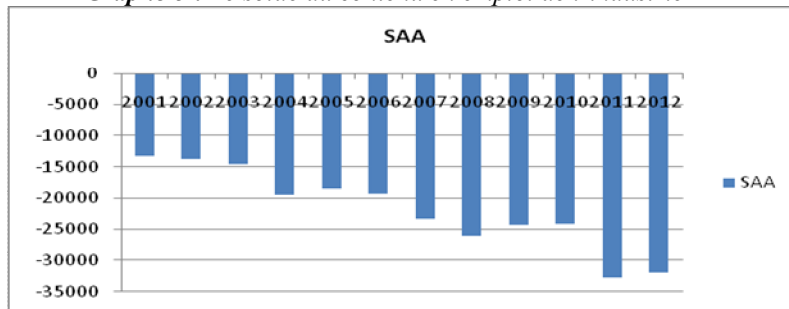
Source: calcul de l'auteur a partir des données de ONS

Graph 4 : Le solde du contenu en emploi de l'industrie SMMEE



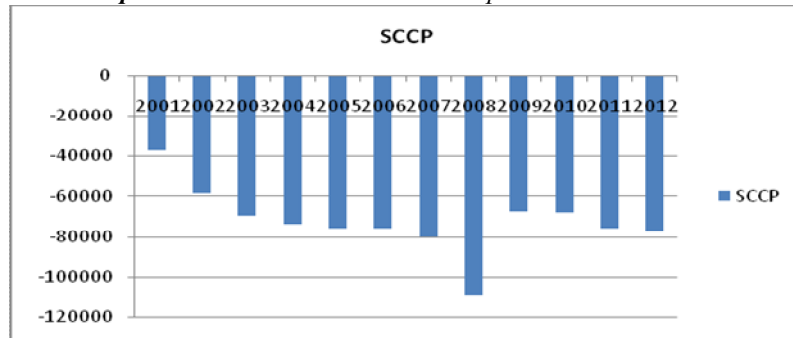
Source: depuis le tableau 2

Graph 5 : Le solde du contenu en emploi de l'industrie AA



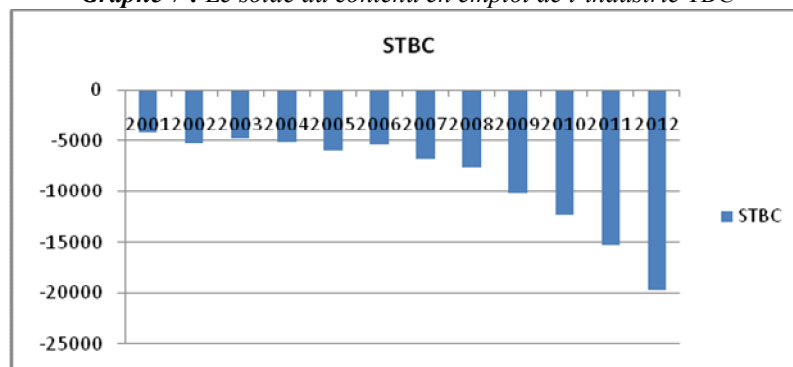
Source: depuis le tableau 2

Graphe 6 : Le solde du contenu en emploi de l'industrie CCP



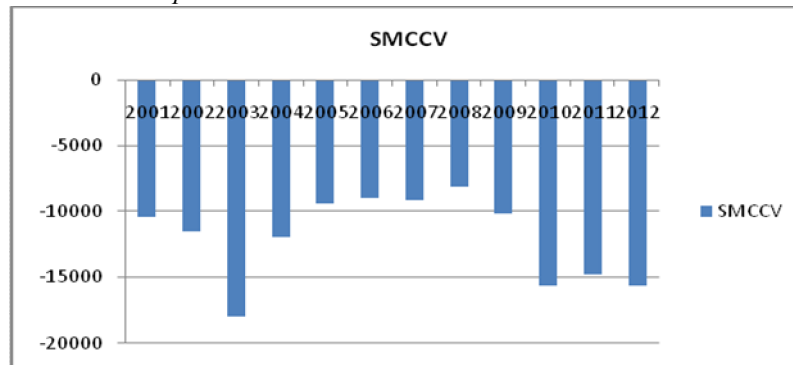
Source: depuis le tableau 3

Graphe 7 : Le solde du contenu en emploi de l'industrie TBC



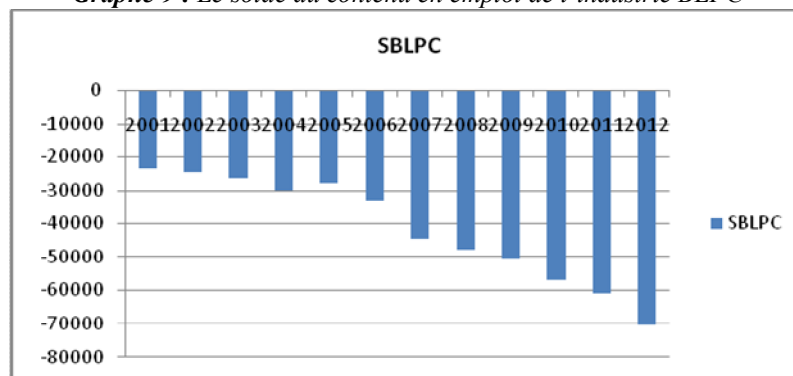
Source: depuis le tableau 3

Graphe 8 : Le solde du contenu en emploi de l'industrie MCCV



Source: depuis le tableau 4

Graphe 9 : Le solde du contenu en emploi de l'industrie BLPC



Source: depuis le tableau 4

Tableau 5 : Test de Stationnarité

Variable		(LLC) Level 1 ^{ère} dif		IPS Level 1 ^{ère} dif		ADF Level 1 ^{ère} dif	
LnL	M1	-0.24586 (0.0429)		-3.13359 (0.0009)		32.3427 (0.0012)	
	M2	-1.36170 (0.0866)		-2.66420 (0.0039)		28.4616 (0.0047)	
	M3	2.06816 (0.9807)				1.21652 (1.0000)	
LnMVA	M1	1.74293 (0.9593) -2.44359 (0.0073)	-7.29831 (0.0000)	2.73066 (0.9968)	-3.86844 (0.0001)	8.16636 (0.7720)	38.6027 (0.0001)
	M2		-8.78190 (0.0000)	0.00270 (0.5011)	-4.09640 (0.0000)	17.3412 (0.1372)	46.4057 (0.0000)
	M3	2.78003 (0.9973)	-5.89084 (0.0000)			3.66077 (0.9888)	57.2153 (0.0000)
LnXVA	M1	-0.70526 (0.2403) -1.75384 (0.0397)	-7.07160 (0.0000)	0.46430 (0.6788)	-5.37315 (0.0000)	11.0655 (0.5233)	47.9364 (0.0000)
	M2		-5.54385 (0.0000)	0.89497 (0.8146)	-2.12894 (0.0166)	7.88766 (0.7938)	25.1708 (0.0140)
	M3	-0.30626 (0.3797)	-8.82175 (0.0000)			10.8802 (0.5392)	75.0209 (0.0000)
LnIPPI	M1	-2.02123 (0.0216) -0.92241 (0.1782)	-3.12262 (0.0009)	1.26295 (0.8967)	-1.75122 (0.0400)	5.59013 (0.9353)	25.2286 (0.0138)
	M2		-6.79963 (0.0000)	0.88909 (0.8130)	-1.83296 (0.0334)	7.84229 (0.7973)	30.7246 (0.0022)
	M3	5.66188 (1.0000)	-3.38795 (0.0004)			0.72951 (1.0000)	33.0408 (0.0010)
LnQ	M1	1.84193 (0.9673)	-4.22524 (0.0000)	2.08620 (0.9815)	-2.35660 (0.0092)	13.5709 (0.3289)	26.5501 (0.0090)
	M2	-1.58943 (0.0560)	-6.61495 (0.0000)	0.47468 (0.6825)	-2.40788 (0.0080)	7.94664 (0.7893)	31.4974 (0.0017)
	M3	3.16091 (0.9992)	-2.69749 (0.0035)			0.61359 (1.0000)	32.2432 (0.0013)
LnW	M1	1.76874 (0.0165)		3.18791 (0.0093)		3.44087 (0.0086)	
	M2	-3.32700 (0.0004)		-1.40123 (0.0306)		19.3890 (0.0496)	
	M3						

Source: Calculé de l'auteur par logiciel Eviews9

Tableau 7 : Résultats des estimations de l'équation (6)*

	Méthode MCO-pooling	Effets fixes	Effets aléatoires
C	0.7882 (0.0000)	4.0556 (0.0000)	0.7882 (0.0000)
Δ LN MVA	-0.0184 (0.9156)	-0.0270 (0.9210)	-0.0184 (0.3743)
Δ LN XVA	0,0358 (0.3124)	-0.0048 (0.0274)	0.0358 (0.0000)
Δ LN Q	-0,0104 (0.9685)	0.0154 (0.6383)	0.023512 (0.0000)
LN W	0,8879 (0.0000)	0.1132 (0.0000)	0.8879 (0.0000)
Δ LN PPI	1.6764 (0.0156)	0.0072 (0.9343)	0.0104 (0.0403)
R-squared	0.9116	0.9988	0.9116
Prob(Fisher)	0.0000	0.0000	0.0000

Source: Out put d'Eviews 9

Tableau 8 : Résultat du test d'homogénéité de Fisher

<i>F</i> -statistique	<i>F</i> tabulé	<i>p</i> value
870	2.37	H_1

Source: Calcule de l'auteur

Tableau 9 : Test de spécification d'Hausman

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	4184.91373	5	0.0000

Source: Out put d'EvIEWS

Tableau 10 : Test d'hétéroscidasticité de Breusch-Pagan

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	49.14792	15	0.0000
Pesaran scaled LM	6.234528		0.0000
Bias-corrected scaled LM	5.934528		0.0000
Pesaran CD	2.015806		0.0438

Source: out put d'EvIEWS

Tableau 11 : Test de stationnarité des variables

Variable		(LLC) Level	1 ^{ère} dif	IPS Level	1 ^{ère} dif	ADF Level	1 ^{ère} dif
LnL	M1	-8.81998 (0.0000)		-3.52630 (0.0002)		28.0856 (0.0005)	
	M2	-37.4773 (0.0000)		-3.54497 (0.0002)		33.1788 (0.0003)	
	M3	4.71908 (1.0000)				0.33386 (1.0000)	
LnMVA	M1	-6.65124 (0.0000)	-4.80795 (0.0000)	-1.64851 (0.0496)	-2.30587 (0.0106)	16.8416 (0.0318)	19.6094 (0.0332)
	M2	-5.75623 (0.0000)	-8.29287 (0.0000)	-0.16492 (0.04345)	-0.70411 (0.0407)	12.0024 (0.2849)	10.6439 (0.0227)
	M3	2.35290 (0.9907)	-5.42004 (0.0000)			1.88612 (0.9843)	30.9846 (0.0001)
LnXVA	M1	-2.00142 (0.0227)	-13.4996 (0.0000)	0.24243 (0.5958)	-3.94071 (0.0000)	5.66885 (0.6843)	21.2684 (0.0065)
	M2	-7.42673 (0.0000)	-27.1881 (0.0000)	-0.17303 (0.4313)	-1.69958 (0.0446)	12.6205 (0.2457)	16.0537 (0.0681)
	M3	-1.69353 (0.0452)	-5.71112 (0.0000)			12.1611 (0.1442)	29.3665 (0.0003)

LnIPPI	M1	-1.33192 (0.0914)	-1.36188 (0.0066)	1.47231 (0.9295)	-0.25496 (0.0394)	3.34912 (0.9720)	7.95848 (0.0329)
	M2	-1.09778 (0.1362)	18.6657 (0.0000)	0.81896 (0.9736)	7.85991 (0.0040)	2.33713 (0.9930)	12.6699 (0.0227)
	M3	5.35063 (1.0000)	-1.93068 (0.0268)			0.28969 (1.0000)	12.2020 (0.0218)
LnQ	M1	1.63618 (0.9491)	0.16260 (0.0466)	2.60162 (0.9954)	-0.37409 (0.0352)	4.31340 (0.8278)	10.8651 (0.0295)
	M2	-0.46809 (0.3191)	-1.89019 (0.0294)	0.46953 (0.6807)	0.50470 (0.0493)	7.79995 (0.4533)	5.61389 (0.0466)
	M3	5.25413 (1.0000)	-1.03054 (0.0114)			0.24208 (1.0000)	22.5003 (0.0127)
LnW	M1	-0.26216 (0.0366)		1.84814 (0.0477)		1.82164 (0.0490)	
	M2	-2.64060 (0.0041)		-0.66914 (0.0483)		4.65165 (0.0132)	
	M3						
LnPAT	M1	0.0204 (0.0204)		0.59714 (0.0248)		11.5188 (0.0386)	
	M2	-4.77622 (0.0000)		-0.21159 (0.0508)		-7.66053 (0.0062)	
	M3	8.16506 (1.0000)				14.5052 (0.0512)	
LnIDE	M1	-12.8008 (0.0000)		-2.08703 (0.0184)		21.2624 (0.0193)	
	M2	-5.21068 (0.0000)		-0.14635 (0.0418)		9.48049 (0.0334)	
	M3	-16.2353 (0.0000)				37.5731 (0.0000)	

Source: Calcule de l'auteur par logiciel Eviews9

Tableau 12 : Résultats des tests de stationnarité

Variables	Stationnaire Level	Stationnaire 1ere difference
LnL	X	
LnMVA		X
LnXVA		X
LnIPPI		X
LnQ		X
lnIDE	X	
LnW	X	
LnPAT	X	

Source: Calcule de l'auteur

Tableau 13 : Résultats d'estimation de l'équation (7)*

	Méthode MCO- pooling	Effets fixes	Effets aléatoires
C	4.5598 (0.0000)	4.6041 (0.0000)	4.5598 (0.0000)
ALNMVA	0.7892 (0.2558)	0.0490 (0.0468)	0.7892 (0.0000)
ALNXVA	0.0224 (0.8600)	-0.0100 (0.3762)	0.0224 (0.0273)
ALNQ	0.6300 (0.4590)	0.0784 (0.0243)	0.6300 (0.0000)
LNIDE	-0.0881 (0.0790)	0.0027 (0.0516)	-0.0881 (0.0000)
R-squared	0.1733	0.9962	0.1733
P Value (F)	0.4073	0.0000	0.4073

Source: calcule de l'auteur à l'aide du logiciel Eviews 9

Tableau 14 : Résultat du test d'homogénéité de Fisher

<i>F</i> -statistique	<i>F</i> tabulé	<i>p</i> value
2057	2.37	H_1

Source: Calcul de l'auteur

Tableau 15: Le test d'Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Test cross-section random effects			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	3533.518872	5	0.0000

Source: calcule de l'auteur

Tableau 16 : Le test d'hétéroscidasticité de Breusch-Pagen

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	9.469735	10	0.4882
Pesaran scaled LM	-1.236605		0.2162
Bias-corrected scaled LM	-1.861605		0.0627
Pesaran CD	-1.151546		0.2495

Source: out put
Tableau 17 :

d'Eviews
Résultats

*d'estimation de l'équation (8)**

	Méthode MCO- pooling	Effets fixes	Effets aléatoires
<i>C</i>	0.0150 (0.9422)	-5.3250 (0.0275)	0.0081 (0.9797)
<i>ALNMVA</i>	-0.0898 (0.5291)	0.1474 (0.2632)	0.0797 (0.5817)
<i>ALNXVA</i>	0.0331 (0.2055)	0.0122 (0.0575)	0.0147 (0.5517)
<i>ALNQ</i>	0.2910 (0.1032)	0.4084 (0.0096)	0.4190 (0.0166)
<i>LNIDE</i>	0.0233 (0.0361)	0.0159 (0.0540)	0.0207 (0.0418)
<i>LNL</i>	0.9149 (0.0000)	2.0724 (0.0005)	0.9150 (0.0000)
<i>R-squard</i>	0.9619	0.9849	0.9170
<i>P Value (F)</i>	0.0000	0.0000	0.0000

Source: out put d' Eviews

Tableau 18 : Résultat du test d'homogénéité de Fisher

<i>F</i> -statistique	<i>F</i> tabulé	<i>p</i> value
2057	2.37	H_1

Source: Calcul de l'auteur

Tableau 19 : Résultat test d'Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test			
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	156.370538	5	0.0000

Source: out put d'Eviews9

Tableau 20 : Résultat de test d'hétéroscidasticité

Residual Cross-Section Dependence Test
 Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
 Equation: EQ14
 Periods included: 5
 Cross-sections included: 5
 Total panel observations: 25
 Cross-section effects were removed during estimation

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	9.379405	10	0.0654

Source: out put d'EvIEWS9

Tableau 21 : Résultats d'estimation de l'équation (9)*

	Méthode MCO- pooling	Effets fixes	Effets aléatoires
C	0.6785 (0.0000)	0.0998 (0.2970)	0.6785 (0.0000)
Δ LNMV _A	-0.6129 (0.0000)	0.1708 (0.3517)	-0.6129 (0.0000)
Δ LN _{XV} _A	0.2650 (0.0001)	0.0629 (0.0413)	0.2650 (0.0000)
Δ LN _Q	0.7605 (0.1636)	0.1282 (0.0395)	0.7605 (0.0000)
LN _{ID} E	0.0366 (0.2853)	0.04380 (0.0029)	0.0366 (0.0005)
R-squared	0.7865	0.9881	0.7865
P Value (F)	0.0000	0.0000	0.0000

Source: out put d'evIEWS

Tableau 22 : Résultat du test d'homogénéité

F-statistique	F tabulé	p value
2057	2.37	H_1

Source: Out put d'EvIEWS

Tableau 23 : Test d'Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test
 Equation: EQ25
 Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	272.441640	4	0.0000

Source: Out put d'EvIEWS

Tableau 24 : Test de Breusch-Pagan LM

Residual Cross-Section Dependence Test
 Null hypothesis: No cross-section dependence (correlation) in residuals
 Equation: EQ04
 Periods included: 6
 Cross-sections included: 5
 Total panel observations: 30
 Cross-section effects were removed during estimation

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan LM	16.87016	10	0.0773
Besaran scaled LM	1.536214		0.1245
Bias-corrected scaled LM	1.036214		0.3001
Besaran CD	2.478449		0.0132

Source: out put d'EvIEWS9

Bibliographie

- Boussida. S (2004), *Ouverture commerciale et emploi : cas des industries manufacturières tunisiennes*, Working paper, Tunisie, pp21-33
- Hpmann, E. et Krugman, P (1985), *Market Structure and Foreign Trade*, The MIT Press, Cambridge, Mass.
- Leontief, Wassily W (1954), "Domestic production and foreign Trade the American Capital position Re examined" *Economic International*, n°1, pp. 3-32.
- Melner, C. et Wright, P (1998) "Modelling labour market adjustment to trade liberalisation in an industrializing economy" *Economic Journal*, Vol.108, pp. 509-528.
- Palméro. S (2010). N. Roux , *dynamique sectorielle et création d'emploi au Maroc*, l'Année du Maghreb, n° 06, pp 13-15
- Rainelli.M (3eme édition 2003), *la nouvelle théorie du commerce international*, collection Reppert, la découverte, Paris
- Rama, Martin (1994) "The labour market and trade reform in manufacturing." In: M. Connolly, and J. de Melo (eds.), *The Effects of Protectionism on a Small Country: The Case of Uruguay*. World Bank Regional and Sectoral Studies, Washington, DC.
- Wood, A (1991) "How much Does trade with the south affect workers in the North?" *World Bank research Observer*. Vol. 6 (1), pp.19-36.
- Wood, A (1994.) "North-South trade, employment and inequality." *Changing fortunes in skill-driven world*. Oxford: Clarendon Press.
- Wood A (1995) "How trade hurt unskilled Labor" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9 (3), pp.57-80.
- Zouhair. M (2010), *l'impact de l'ouverture commerciale sur le marché du travail dans les pays en voie de développement : cas de la Tunisie*, domain stic.educ. Université Paris-Est, 2010, pp 30-31)