

Commerce et marché du travail en concurrence imparfaite

Daniel Mirza*

Quel est le rôle des profits (ou des rentes) dans l'impact du commerce sur le marché du travail ? Comment l'appréhender en théorie et comment le mesurer empiriquement ? La littérature économique concernant l'ouverture, le partage de la rente et l'ajustement des salaires s'est particulièrement intéressée à la variable des importations. Or, les exportations devraient aussi contribuer à l'ouverture puisqu'elles peuvent être génératrices de rentes. Sous l'hypothèse de contrats *efficaces* entre les syndicats et les employeurs d'une part, et sous l'hypothèse de segmentation internationale des marchés d'autre part, on montre que les salaires réels peuvent s'exprimer comme une combinaison linéaire des parts de marché réalisées en vendant à l'étranger et sur le marché domestique. L'effet de ces parts de marché sur les salaires dépendrait conjointement du pouvoir des syndicats et de l'état de la concurrence sur chacun des marchés à l'exportation. Si les deux conditions, 1) de pouvoir des entreprises sur le marché des biens (capables de réaliser des rentes) et 2) de présence de pouvoir syndical sur le marché du travail (pour les partager), sont vérifiées, alors l'accroissement de la part de marché s'accompagne d'un accroissement des salaires. Cette équation théorique fournit un test direct au niveau sectoriel pour savoir si ces deux conditions sont réunies. Les résultats attestent de l'existence de rentes issues des exportations et partagées avec les salariés dans la moitié des secteurs des pays développés.

On a longtemps considéré que les importations devaient détruire des emplois du fait de la substitution de biens importés aux biens domestiques. En parallèle, les exportations devaient en créer car elles remplacent en retour les biens produits sur les marchés étrangers. Un autre effet au moins aussi important peut en fait intervenir, mais toujours de manière positive sur l'emploi : l'effet de la demande. Au-delà de leur effet direct, négatif sur l'emploi, les importations réduisent les prix par le biais d'une plus grande efficacité sur le marché (le coût moyen baisse), ou d'un plus grand nombre d'entreprises et donc d'une plus grande concurrence. Cette réduction des prix se traduit par un accroissement de la demande dans ce bien, lequel est bénéfique à tous les acteurs du marché.

Les exportations ont également ce double effet sur l'emploi d'un pays exportateur. Elles peuvent créer des emplois en se substituant aux biens produits sur le marché étranger, mais elles peuvent aussi accroître la concurrence et/ou l'efficacité sur ce marché, réduisant ainsi les prix. Consécutivement, la demande totale sur le marché correspondant s'accroît. Elle provoque en retour un surcroît d'exportation qui amplifie l'effet positif sur l'emploi. Une estimation de la fonction de demande de travail sectorielle où les deux effets de substitution et de demande interviennent montre l'existence de ces deux effets, tant en vendant sur le marché domestique qu'en exportant sur les marchés étrangers.

* Daniel Mirza fait partie de l'Université de Nottingham.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Récemment, les économistes se sont interrogés sur la responsabilité du commerce dans l'accroissement des inégalités de salaires et de l'emploi observées de part et d'autre de l'Atlantique. L'idée rendue populaire par Krugman (1995) est que le commerce, au même titre que le progrès technique, est un choc provoquant des ajustements différents selon le mode de fonctionnement du marché du travail. Dans le monde anglo-saxon, l'ajustement se ferait sur les salaires tandis que l'emploi serait la seule variable d'ajustement en Europe où les rémunérations des salariés les moins qualifiés sont connues pour être relativement rigides.

Ce raisonnement ayant été relayé par différents acteurs politiques et économiques, est justifié par un cadre d'analyse théorique de type Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), présenté par Krugman lui-même et repris, du moins dans son esprit, par les travaux de Davis (1996). Cette théorie en équilibre général est adaptée pour tenir compte des différents ajustements ayant lieu entre les secteurs dans l'économie étudiée. Cependant, elle a une portée limitée : 1) à un horizon de long terme ; 2) et à un monde en concurrence parfaite.

En effet, le cadre HOS est une théorie qui prévoit une modification profonde dans la structure de l'activité nationale, suite à l'ouverture, qui ne peut être envisagée sur une courte période. Ce constat amène Leamer (1996) à commenter : « *Le dé clic de l'horloge d'Heckscher-Ohlin ne se fait certainement pas tous les ans. La fréquence peut être estimée à une dizaine d'années. Il se peut qu'au moment où les forces gouvernées par HOS sont à l'œuvre d'autres changements dans l'économie les rendent inopérantes* » (1).

En effet, sur une très longue période, il est très difficile de dissocier les effets portés par le cadre HOS des chocs de progrès technique ou de changements structurels sur le marché du travail (offre de travail des femmes, structure démographique, etc.), tous pouvant affecter les structures de salaires et/ou d'emploi de la même manière.

L'hypothèse de concurrence parfaite est la deuxième limite attribuée à ces modèles. Dans un monde où les profits sont nuls, le commerce n'a qu'un pouvoir redistributif sur les revenus factoriels et/ou sur la structure des emplois. Aucun ajustement sur les marges des entreprises ne peut être effectué. Comme le rappelle Neary (2002) : « *Celle-ci (hypothèse de concurrence*

parfaite) signifie qu'un accroissement de la concurrence peut seulement prendre la forme de réductions en prix ou accroissement en quantités d'importations. Elle exclut toute discussion sur l'impact des chocs de commerce ou de progrès technique sur les taux de marge ou de profit » (2).

Car, en effet, quel est le rôle des marges dans l'impact du commerce sur le marché du travail ? Comment l'appréhender en théorie et comment le mesurer empiriquement ? Cet article s'attache à répondre à ces questions. Il se consacre particulièrement à l'étude de l'impact sectoriel du commerce. Certes, cette investigation menée en équilibre partiel ne laisse pas de place à l'effet de l'ouverture sur l'économie dans sa globalité. Toutefois, on compense ce manque en explicitant désormais les canaux de transmission de l'ajustement du marché des biens vers les salaires et l'emploi sectoriel à l'ouverture, négligés jusque-là par HOS.

En premier lieu, on s'interroge sur la relation qui peut exister entre *commerce et salaires* au niveau sectoriel, quand on tient compte de l'ajustement des marges. On montre qu'il existe une relation théorique positive, pouvant être mise sous forme testable, entre les parts de marché à l'exportation et les salaires sectoriels. La transmission de l'effet tient à deux canaux principaux : a) les marges doivent s'accroître en réponse à un accroissement dans ces parts de marché ; b) il doit y avoir un syndicat suffisamment fort pour redistribuer les nouvelles rentes issues de ces exportations. Si un de ces deux « anneaux » est absent (c'est-à-dire le commerce n'est pas générateur de profits ou les syndicats ne sont pas suffisamment forts pour les distribuer) alors la « chaîne » de transmission entre commerce et salaire se brise et aucune relation de court-moyen terme ne peut être opérée.

En deuxième lieu, on centre l'étude sur le lien entre *commerce et emploi* sectoriels, consécutif à une modification des marges. En effet, on va montrer que le vecteur des importations et celui

1. Traduit de l'anglais : « The Heckscher-Ohlin clock surely doesn't click year by year. Decade by decade is a better estimate of the speed. It may well be that the Heckscher-Ohlin forces work so slowly that by the time they might become operative other changes in the economy have made them irrelevant ».

2. Traduit de l'anglais : « It (the perfect competition assumption) means that increased foreign competition can only take the form of reductions in the prices or increases in the quantities of imports. It precludes any discussion of the impact of trade or technology shocks on mark-ups or profit rates ».

des exportations sont porteurs chacun de deux effets consécutifs sur l'emploi sectoriel : un effet de substitution et un effet de demande. Le raisonnement théorique est le suivant : les importations s'accroissent à l'ouverture, produisant une substitution entre services de la main-d'œuvre étrangère et du travail domestique. Simultanément, ce surcroît d'importation force les entreprises domestiques à ajuster leurs marges pour pouvoir vendre désormais au nouveau prix du marché occasionné par le surcroît de concurrence. Cette baisse des prix accroît la demande totale sur le marché, bénéficiant en retour aussi bien aux vendeurs domestiques et étrangers. En conséquence, l'effet négatif de substitution peut être contrebalancé par un effet de demande positif sur l'emploi domestique.

Un domaine encore peu exploré

L'essentiel de la littérature économique, qu'elle soit basée sur les théories du marché du travail ou sur celle du commerce international, suppose un monde en concurrence parfaite (Slaughter, 1999 ; Haskel, 1999). Cependant, Oliveira Martins (1994) a été un des tous premiers à se démarquer de ce cadre contraignant en cherchant si la forme que peut prendre la structure de marché des biens peut jouer un rôle déterminant dans l'OCDE. Selon que les secteurs sont ou non fragmentés, selon que les biens sont ou non différenciés, l'impact du commerce n'est pas le même sur les salaires. Ce constat n'était cependant pas accompagné d'une explication théorique précise, l'auteur se contentant d'ouvrir le débat sur le rôle des structures de marché.

Dans la même veine, un nouveau courant de la littérature économique a eu le mérite de déplacer le débat d'un cadre concurrentiel sur les marchés des produits et des facteurs vers des marchés où des rentes existent, peuvent être partagées et seraient affectées par l'ouverture. Les deux travaux empiriques les plus connus dans ce champ d'analyse sont ceux d'Abowd et Lemieux (1993) et Borjas et Ramey (1995) (3).

L'article de Borjas et Ramey (1995) éclaire le débat sur le commerce et les rentes. À l'aide d'un modèle simple en équilibre général à deux secteurs dont l'un est en concurrence oligopolistique, les auteurs offrent une autre explication de l'impact du commerce sur les inégalités. Au sein du secteur non concurrentiel, l'ouverture provoque un déplacement des rentes des firmes domestiques vers les firmes étrangères. Sous l'hypothèse de syndicats participant à la fixation

des salaires, la perte de profits des entreprises domestiques consécutive à l'ouverture, est supportée conjointement par les détenteurs de capital et les salariés. Cette perte de salaires est d'autant plus forte que le pouvoir des syndicats est significatif. Les auteurs apportent ensuite par quelques tests *illustratifs* un début de confirmation de cette théorie (4).

On montre ci-après que l'on peut trouver une relation *structurelle* entre commerce, rentes et salaires qui peut être directement testée. Alors que le reste de la littérature économique s'attarde sur l'effet de la pénétration étrangère, la relation que l'on établit tient compte des deux vecteurs de l'ouverture à la fois : les importations et les exportations. En effet, on prend le contre-pied des thèmes habituels de la littérature économique en montrant que si les firmes nationales accusent une perte de part de marché chez elles à cause de la pénétration étrangère, elles peuvent, en revanche, gagner de nouvelles parts sur les marchés étrangers. Ainsi, tout comme les importations peuvent réduire les salaires suite à une destruction de rentes, les exportations peuvent les accroître consécutivement à un gain de profit.

Par ailleurs, les mécanismes de la concurrence imparfaite et, en particulier, l'ajustement des marges ont été insuffisamment approfondis dans le débat autour du commerce et l'emploi sectoriel. Celui-ci, influencé par la méthode de contenu en emplois (5), s'est souvent focalisé sur le concept de substitution entre les services de la main-d'œuvre étrangère et ceux de l'emploi domestique.

Cette idée de substitution a fourni une explication intuitive au faible ajustement du marché du travail grâce au commerce intra-branche en Europe. Car, en exportant et important au sein du même secteur, les services perdus de la main-d'œuvre domestique, par surcroît

3. Driffill et Van Der Ploeg (1993), Danthine et Hunt (1994), ou encore Cahuc et Kempf (1997), détaillent le rôle du niveau des négociations (décentralisé, national ou supra-national), dans l'impact de l'ouverture sur l'emploi et le partage des rentes. Cette question ne sera pas toutefois soulevée dans ce travail.

4. Borjas et Ramey ne testent pas les effets de court terme de leur théorie qui consiste à regarder l'impact du commerce sur les rentes et les salaires. Ils étudient plutôt les effets de long terme, à l'équilibre général, de leur cadre théorique : les auteurs montrent en effet que la variation de l'emploi dans les secteurs les plus concentrés, où la pénétration des importations a été la plus forte, a eu un effet substantiel sur les inégalités de salaires sur le marché du travail.

5. On citera entre autres les travaux de Borjas et al. (1996), Sachs et Shatz (1994) pour les États-Unis, Bonnaz, Courtot et Nivat (1994) ou Cortes, Jean et Pisany-Ferry (1996) pour la France et en particulier Wood (1995) pour la Grande-Bretagne.

d'importation, sont récupérés grâce à l'exportation. Récemment, Harrison et Hanson (1999) ont revisité le thème de la littérature économique sur le commerce et l'emploi dans les pays en développement et ont remarqué que l'ajustement n'a pas été très fort. Pourtant, l'essentiel de l'échange dans ces pays est basé sur l'avantage comparatif et des flux croisés sont en général relativement faibles au niveau de la branche. Ce paradoxe apparent montre bien qu'il peut y avoir un autre mécanisme que la simple substitution de facteurs de production pour expliquer l'impact du commerce sur l'emploi.

On montre en effet qu'après d'un effet de substitution, existe un effet de demande du commerce, négligé par les études précédentes alors qu'il est toujours positif sur l'emploi sectoriel.

On utilise deux bases de données de l'Onudi : la base des structures industrielles à trois niveaux d'agrégation, et la base renseignant sur les exportations et les importations dans ces mêmes industries. De ces deux sources, on apparie les données de commerce, d'activité et de travail pour quelques 29 secteurs au niveau *3-digits* (Isic rev.2) concernant 20 pays de l'OCDE, pour la période 1981-1997 (cf. encadré 1).

La relation des salaires est agrégée au niveau sectoriel

Le cadre d'analyse retenu ici est celui développé par Fontagné et Mirza (2002). Il suppose deux parties – syndicats et employeurs – désirant fixer conjointement les salaires et les quantités produites pour le marché domestique et pour l'exportation (cf. encadré 2). On peut montrer que ce type de contrat entre deux parties qui négocient simultanément sur les salaires et l'emploi équivaut à un contrat *efficace* (« *efficient contract* »). Dans ce modèle, les syndicats prennent en compte le fait que la seule façon d'obtenir des salaires supérieurs au salaire concurrentiel, tout en permettant à l'entreprise de rester compétitive sur les marchés où elle exporte (et donc de conserver ses employés), est de négocier un partage de la rente issue de l'amélioration de la compétitivité.

N'ayant pas de données au niveau de l'entreprise, on est amené à agréger l'équation des salaires obtenue au niveau sectoriel (cf. encadré 2). Ci-après, on notera que j peut être le marché domestique ($j = i$) ou le marché étranger ($j \neq i$), si bien qu'à chaque fois que l'entreprise sert le marché domestique on pourra

dire que cette entreprise exporte sur son propre marché. Ensuite, pour alléger les notations, on supposera que l'indice du secteur k est implicite.

Soit $w_i/p_i = [\sum_n w_{i,n} l_{i,n} / L_i] / p_i$ le salaire réel moyen et $w_{u,i}/p_i$ le salaire réel alternatif (ou salaire de réservation) (6) moyen dans un secteur. Soit S_{ij} la part de marché du pays i sur un marché j pour ce secteur, E_{ij} étant la part de la production du pays i ayant servi à l'exportation vers le pays j (taux d'exportation bilatéral). Quand on agrège la relation entre salaires et parts de marché du niveau micro-économique au niveau du secteur, on obtient la relation suivante, définissant le salaire réel sectoriel par employé :

$$\frac{w_i}{p_i} = \beta_{1,ii} E_{ii} S_{ii} + \sum_{j \neq i} \beta_{2,ij} E_{ij} S_{ij} + \frac{w_{u,i}}{p_i} \quad [1]$$

avec $\forall j \in \{1 \dots J\}$

$$\beta_{1,ij} = \left[\begin{array}{c} \lambda_j \\ \text{Pouvoir syndical} \end{array} \cdot \underbrace{\psi_{ij} \frac{[1 + \alpha_j]}{\sigma_j}}_{\text{Pouvoir de marché moyen}} \right]$$

Cette relation servira de base théorique aux estimations des équations de salaires. Le paramètre λ_j désigne le pouvoir de négociation des syndicats, σ_j représente l'élasticité-prix de la demande, α_j la variation conjecturale (7) et ψ_{ij} la concentration du marché bilatéral. Avant d'interpréter la signification économique des coefficients β , on supposera d'abord qu'ils sont fixés et strictement positifs. Dès lors, le salaire réel, net du salaire alternatif, apparaît comme une combinaison linéaire de la somme des parts de marché à l'exportation $\forall j$, pondérées par le taux d'exportation vers chaque pays j . En effet, un accroissement de la part de marché du secteur sur un marché j , apporte une quasi-rente supplémentaire à ce dernier, qui est partagée tant que les syndicats disposent d'un pouvoir de négociation relativement fort. Ces quasi-rentes réalisées et donc les gains pour les salariés sont d'autant plus importants que la part de la production totale E_{ij} , vendue sur ce marché est grande.

6. Le salaire alternatif est celui que les salariés sont en mesure de recevoir en dehors de leur secteur.

7. La variation conjecturale est l'ajustement des quantités produites par les autres firmes en réponse à un accroissement de la production d'une firme donnée dans le secteur.

Pour mieux apprécier la signification de l'interaction entre part de marché et taux d'exportation on appelle dans ce qui suit les variables composites $E_{ii}S_{ii}$ la *part de marché domestique pondérée* et $E_{ij}S_{ij}$ la *part de marché à l'exportation bilatérale pondérée*. En effet, quand la pro-

duction d'un pays dans un secteur sert principalement sa demande domestique (pays orienté vers son propre marché), alors les rentes totales de l'industrie sont celles qui sont essentiellement réalisées sur le marché domestique. En conséquence, si les parts de marché à l'exportation de

Encadré 1

LA BASE DE DONNÉES

La base de données Indstat3 (Isic 3-digit de la nomenclature industrielle) de l'Onudi (Organisation des Nations Unies pour le développement industriel) comprend des données d'activité comme la masse salariale (incluant salaires et autres avantages sociaux), le niveau de l'emploi, la production et le nombre d'entreprises. L'Onudi fournit également des données de commerce concernant les pays développés et en développement (importations et exportations) au niveau 4-digit de la nomenclature Isic, qui peuvent être facilement agrégées au niveau supérieur. En appariant ces deux bases de données, on a pu construire une table d'activité et de commerce pour 65 pays développés et en développement dans 29 secteurs durant la période 1981-1997. Pour les besoins de cet article on a pu extraire les données uniquement relatives aux pays développés dans la base. Les 20 pays retenus sont : l'Australie, l'Autriche, le Canada, le Danemark, la Finlande, l'Allemagne réunifiée (depuis 1990), l'Allemagne de l'Ouest (jusqu'en 1990), la Grèce, l'Islande, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, la Nouvelle Zélande, la Norvège, le Portugal, l'Espagne, la Suède, le Royaume-Uni, les États-Unis.

Les données de commerce Onudi sont basées sur les fichiers de Commerce en Biens Manufacturés des Nations Unies (*United Nations Commodity Trade tapes*) et sont reportées de manière exhaustive en général par pays et secteur de production. En revanche, la base Indstat3 rassemble des données issues de différentes sources statistiques. Une proportion significative de ces données est collectée à partir de fichiers d'enquêtes réalisées par l'Onudi ce qui laisse à penser que les salaires, l'emploi et la production pourraient être sous-estimés par rapport à leur valeur réelle dans les statistiques nationales. Cependant, comme la masse salariale et l'emploi sont tirés des mêmes unités enquêtées, le rapport masse salariale/emploi exclut l'effet de taille et peut constituer une bonne variable de substitution (*proxy*) du salaire moyen théorique w_i utilisé dans les estimations.

En revanche, la variable de production pouvait poser des problèmes car elle est utilisée pour calculer les parts de marché domestiques et étrangères dans la relation des salaires à tester. Deux contrôles statistiques ont été effectués afin de savoir si cette variable était utilisable. Premièrement, l'Onudi indique que la source peut différer dans le temps, pour un couple de pays et de secteur donné. Dans cette logique, on peut distinguer les informations provenant d'enquêtes à une année donnée, de celles qui sont relatives aux comptes nationaux pendant l'année qui précède ou

celle qui succède. Les données semblent très cohérentes entre elles.

Un deuxième contrôle de la variable de production était possible pour les pays de l'OCDE. On a comparé la production de ces pays fournie par Stan – source connue pour fournir des données compatibles avec les comptes nationaux – à celle fournie par l'Onudi pour chaque secteur Isic (1). Là encore, on a trouvé que les données étaient cohérentes entre elles.

La base Onudi fournit le nombre d'entreprises dans les secteurs et les pays étudiés. Seulement, une proportion de celles-ci ne doit pas exporter alors que le modèle théorique utilisé dans cet article est basé sur l'hypothèse que toutes les entreprises produisent pour vendre chez elles et à l'étranger. On aurait pu rendre plus général ce modèle en introduisant l'hypothèse d'une proportion d'entreprises exportatrices inférieure à 1. On aurait retrouvé les mêmes équations à estimer avec les mêmes variables explicatives de demande, de coûts et de nombre d'entreprises totales existantes N_i dans chaque pays i . Cependant, il aurait fallu rajouter une variable additionnelle dans l'équation d'emploi. Il s'agit du taux de croissance de la proportion d'entreprises qui exportent $d \log (N_i/NT_i)$, où NT_i est le nombre d'entreprises totales d'un secteur représentatif du pays i . On supposera que cette proportion ne varie pas beaucoup dans le temps de telle sorte que cette variable doit alors tendre vers 0. Elle ne devrait donc pas intervenir dans l'équation (2).

1. Plus rigoureusement, la documentation Stan indique que les données sectorielles au niveau 3 ou 4 digit de la nomenclature Isic sont compatibles avec des données qui seraient exhaustives. En effet, celles-ci sont estimées à partir des séries de données à un niveau plus agrégé, issues de comptes nationaux et de séries d'enquêtes d'entreprises de plus de 20 salariés en général.

2. Bernard et Jensen (1996) trouvent une croissance de près de 7 points de la proportion des entreprises exportatrices dans un échantillon d'entreprises aux États-Unis mais ce chiffre reste largement surestimé car leur échantillon de 13 000 entreprises n'est pas représentatif de la population des 197 000 entreprises recensées aux États-Unis. Aitken et al. (1997) reportent une forte croissance des entreprises exportatrices au Mexique entre 1986 et 1989 (près de 10 points) mais l'enquête qu'ils utilisent a le même désavantage que celle de Bernard et Jensen : elle comprend moins de 2 % de l'ensemble des entreprises mexicaines. Cependant, à l'aide d'une base de données d'entreprises significativement plus exhaustive où toutes les entreprises de 10 salariés et plus sont recensées, Roberts et Tybout (1997) trouvent que cette proportion est restée constante durant les années 1980 en Colombie (autour de 12 %). Par conséquent, l'hypothèse de croissance nulle de la proportion des entreprises exportatrices ne paraît pas très forte.

L'ÉQUATION DES SALAIRES

On considère l'hypothèse de Sen et Dutt (1995) en oligopole, selon laquelle les employés et les employeurs d'une entreprise n négocient sur les salaires et la production. La production a une double fonction dans ce modèle. Premièrement, elle renseigne parfaitement les syndicats sur le volume de l'emploi correspondant à court-moyen terme avec une fonction de production supposée de la forme $y_n = l_n$. Ce type de contrat peut être alors qualifié d'*efficace*. Deuxièmement, la production se pose comme une variable stratégique de la firme sur un marché oligopolistique.

Dans ce qui suit, on rajoute au cadre de Sen et Dutt l'hypothèse que la firme est ouverte aux marchés internationaux. Elle sert donc son propre marché domestique mais exporte également vers $J - 1$ marchés étrangers. Ces marchés sont en outre internationalement segmentés, de sorte que la vente des firmes sur un marché j donné, avec $j \in (1 \dots J)$, dépend uniquement des caractéristiques de ce dernier (Brander et Krugman, 1983).

Comme la production constitue la somme des exportations ainsi définies, la solution de Nash issue de la négociation serait de choisir le salaire et chacune des quantités produites à l'exportation à l'optimum. La fonction objectif à maximiser est alors le produit de la rente des membres du syndicat et du profit de l'entreprise, pondérés par le pouvoir de négociation respectif des deux groupes :

$$(l_{i,n} [w_{i,n} - w_{i,u}])^{\lambda_i} \left[\left(\sum_{j=1}^J p_{ij,n} x_{ij,n} \right) - w_{i,n} l_{i,n} \right]^{1-\lambda_i} \quad [1]$$

avec $w_{i,n}$ et $w_{i,u}$ désignant respectivement la rémunération du secteur et le salaire alternatif (ou de réservation) dans l'économie i , λ_i étant le degré de pouvoir de marché des syndicats ($0 \leq \lambda_i \leq 1$), $p_{ij,n}$ et $x_{ij,n}$ les prix et les volumes des biens exportés de l'entreprise n . Des conditions du premier ordre, on dérive l'équation de salaire suivante :

$$w_{i,n} = \lambda_i \left(\frac{\sum_j p_{ij,n} x_{ij,n} - w_{i,u} l_{i,n}}{l_{i,n}} \right) + w_{i,u} \quad [2]$$

Comme dans Abowd (1989), ou Abowd et Lemieux (1993), le salaire offert par la firme n , est déterminé par le salaire concurrentiel ou alternatif et une fraction de la *quasi-rente* par salarié qui revient à chaque employé. La quasi-rente exprime en fait la rente totale de l'entreprise calculée au salaire concurrentiel (ou alternatif). Dans un contrat de type *efficace*, ce profit exprime plus précisément la valeur de l'entreprise à partager entre les actionnaires et les salariés (1). Ce partage est d'autant plus favorable aux salariés que le pouvoir de marché des syndicats – capté par le paramètre λ_i – est élevé. D'ailleurs, pour reprendre le vocabulaire de Abowd, λ_i a été qualifié de *rent-shifter* ou de *transmetteur* de rentes aux salaires.

L'équation précédente se distingue pourtant de celle de ces auteurs par la forme de l'expression obtenue

sur les *quasi-rentes*. Ici, les recettes totales sont la somme des recettes réalisées sur chaque marché à l'exportation et sur le marché domestique. Alors que dans la littérature économique, l'ouverture n'était qu'un choc prenant la forme d'une externalité sur l'offre de production (Abowd et Lemieux, 1993 ; Abowd et Allain, 1996 ; ou sur la fonction de demande inverse de biens, Borjas et Ramey, 1995), la relation que l'on utilise explicite le canal par lequel les exportations peuvent affecter les salaires.

En outre, en dérivant par rapport à chaque variable d'exportation $x_{ij,n}$ et tenant compte de l'équation [2], on peut obtenir une équation du taux de *quasi-rente* sur chaque marché à l'exportation :

$$\frac{p_{ij,n} - w_{i,u}}{p_{ij,n}} = \frac{[1 + \alpha_j]}{\sigma_j} s_{ij,n} \quad [3]$$

Cette relation est très voisine de celle des taux de marge rencontrée en économie industrielle. En effet, en l'absence de pouvoir syndical dans les modèles de cette littérature économique, on était supposé rémunérer les facteurs de production à leur prix d'équilibre. Le facteur travail était alors supposé être rémunéré au salaire concurrentiel qu'on peut comparer au salaire alternatif. Les marges étaient alors confondues avec les quasi-rentes. Mais dans un modèle où les profits sont partagés et le contrat est efficace, la variable de coût n'est pas identifiée par le salaire réel mais par le salaire alternatif (2).

L'équation [3] est étroitement liée au paradigme de Structure Conduite Performance puisque le taux de *quasi-rentes* est alors fonction de la variation conjecturale α , l'élasticité-prix de la demande σ et la part de marché $s_{ij,n} = x_{ij,n}/X_j$ avec X_j représentant les ventes totales sur le marché j (3).

On pose $p_{i,n} y_{i,n} = \sum_j p_{ij,n} x_{ij,n}$ le revenu total de la firme n

et on définit un paramètre $b_{ij} = \left(\lambda_i \frac{[1 + \alpha_j]}{\sigma_j} \right)$, $\forall j \in 1 \dots J$.

Si on se réfère au marché étranger par l'indice j' , $\forall j' \neq i$ et au marché domestique par i , les équations [2] et [3] donnent l'expression du salaire réel suivante :

→

1. En effet, la somme des rentes des membres du syndicat s'exprime par $V_s = l_{i,n} [w_{i,n} - w_{i,u}]$ et celle des actionnaires

par $V_\alpha = \sum_{j=1}^J p_{ij,n} x_{ij,n} - w_{i,n} l_{i,n}$. La rente totale est alors de

$$V_w = \sum_{j=1}^J p_{ij,n} x_{ij,n} - w_{i,n} l_{i,n}$$

2. Pour preuve, Brown et Ashenfelter (1986) montrent que la demande de travail, dans un contrat de type efficace dépend uniquement du salaire alternatif, ce qui suggère que les employeurs considèrent comme coût du travail ce dernier à la place des salaires effectifs sectoriels $w_{i,n}$.

3. La variation conjecturale α entre -1 et $N_j - 1$ permettant ainsi un ensemble de comportements stratégiques entre les N_j entreprises vendant sur le marché j .

ce pays s'accroissent, elles n'auront d'effet très significatif ni sur les rentes totales ni, *a fortiori*, sur les salaires. La variable de part de marché domestique S_{ii} est, par construction, inversement liée au taux de pénétration TP_{ii} puisque $S_{ii} = 1 - TP_{ii}$. Ceci suggère que l'effet négatif du taux de pénétration est d'autant plus fort que le pays est orienté vers son marché local. À l'opposé, quand un pays est principalement tourné vers l'étranger (son taux d'exportation est très élevé), un accroissement des parts de marché à l'étranger va avoir un effet positif fort sur les rentes et donc les salaires, alors que l'effet de la pénétration serait beaucoup moins ressenti.

Ensuite, la relation [1] introduit explicitement le rôle de la concurrence imparfaite sur le marché des biens et du travail à travers les négociations salariales dans l'impact du commerce sur les salaires. Plus précisément, l'impact des parts de marché pondérées sur les salaires dépend étroitement des pouvoirs de marché des syndicats et des entreprises, respectivement sur le marché du travail et le marché des biens. En effet, les paramètres $\beta_{1,ii}$ et $\beta_{2,ij}$ ($\forall j' \neq i$), expriment l'interaction des pouvoirs de marché et des salaires. Typiquement, l'élasticité-prix de la demande (σ_j), la variation conjecturale (α_j) et la concentration du marché bilatéral (ψ_{ij}), forment ensemble un indicateur de pouvoir de marché moyen des entreprises de i qui exportent vers j , $\forall j \in \{i, j'\}$. Ainsi, les rentes à partager sont d'autant plus conséquentes que ce pouvoir de marché est grand. Cependant, le pouvoir de marché moyen des entreprises sur le marché des biens est une condition nécessaire et non suffi-

sante pour que le partage de cette rente se concrétise. En effet, les salariés ne bénéficient de la rente accumulée en exportant ou en vendant sur le marché national que lorsque les syndicats ont aussi un pouvoir fort, capté par le paramètre λ_i . *A contrario*, sur un marché très concurrentiel où, par exemple, l'élasticité-prix est élevée (σ tend vers l'infini) ou les producteurs se comportent agressivement ($\alpha < 0$), l'effet de l'ouverture sur les salaires devrait être faible, voire non significatif.

Cette relation [1] entre salaires et parts de marchés ne tient que parce que le cadre théorique suppose que les paramètres $\beta_{1,ii}$ et $\beta_{2,ij}$, $\forall j' \neq i$, sont strictement positifs (imperfection des marchés des biens et du travail). En réalité, ces paramètres sont positifs si et seulement si deux conditions sont conjointement remplies :

- 1) quand l'accroissement des parts de marché pondérées accroît les rentes captées par les paramètres σ , α et ψ – indiquant l'existence d'un pouvoir de marché moyen au niveau sectoriel, *et*
- 2) quand ces rentes sont partagées avec les employés ($\lambda > 0$).

Cependant, si le paramètre β relatif à un marché j s'avère nul, alors *une* des deux hypothèses suivantes peut expliquer ce résultat :

- 1) les entreprises exportatrices du pays i n'ont pas de pouvoir de marché en moyenne *ou*
- 2) les syndicats n'ont aucun pouvoir de négociation sur le marché du travail qui puisse leur assurer un partage de la rente réalisée en exportant.

Encadré 2 (suite)

$$\frac{w_{i,n}}{p_{i,n}} = b_{ii} e_{ii,n} S_{ii,n} + \sum_{j' \neq i} [b_{ij'} e_{ij',n} S_{ij',n}] + \frac{w_{u,i}}{p_{i,n}} \quad [4]$$

avec $e_{ij,n} = (p_{ij} x_{ij,n} / p_{i,n} y_{i,n})$ représentant le taux d'exportation de la firme n sur le marché j . Dès lors, le salaire réel, net du salaire alternatif, apparaît comme une combinaison linéaire de la somme des parts de marché à l'exportation $\forall j$, pondérées par le taux d'exportation vers chaque pays j . En effet, un accroissement de la part de marché de la firme sur un marché j , apporte une quasi-rente supplémentaire à cette dernière, qui est partagée tant que les syndicats disposent d'un pouvoir de négociation ($\lambda_i > 0$). Ces quasi-rentes réalisées et donc les gains pour les salariés sont d'autant plus importants que l'intensité à la vente sur ce marché $e_{ij,n}$ est grande.

Cependant, comme on n'a pas accès à des données d'entreprises, on présente dans ce qui suit une straté-

gie d'agrégation qui permet d'estimer au niveau sectoriel une variante de l'équation proposée plus haut (par la suite, et pour alléger les notations, on supposera que l'indice du secteur k est implicite). Soit $S_{ij} = X_{ij}/X_j$ la part de marché du pays i sur un marché j pour un secteur donné, $E_{ij} = (p_{ij} X_{ij} / p_i Y_i)$ étant le taux d'exportation bilatéral de i et $L_i = \sum_n l_{i,n}$ représentant la demande totale de travail au niveau sectoriel. Par ailleurs, soit $\psi_{ij} = [\sum_n (x_{ij,n} / X_{ij})^2]$ l'indice de concentration du marché bilatéral. Cet indice informe sur le degré de concurrence au sein des entreprises exportatrices de i sur le marché j .

En considérant l'équation [4], et calculant le salaire réel moyen $w_i/p_i = [\sum_n w_{i,n}/l_{i,n}] / p_i$ au niveau sectoriel, on retrouve la relation des salaires estimée :

$$\frac{w_i}{p_i} = \beta_{1,ii} E_{ii} S_{ii} + \sum_{j' \neq i} \beta_{2,ij'} E_{ij'} S_{ij'} + \frac{w_{u,i}}{p_i} \quad [5]$$

L'importance du rôle du salaire alternatif dans la détermination des salaires sectoriels

Pour passer de l'équation théorique à l'équation à tester, certains points restent à clarifier. On a accès à des données de commerce de chaque pays observé i vers trois marchés spécifiques : le marché du pays i lui-même, le marché des pays industrialisés Ind et le marché des pays en développement Dev .

Ensuite, le salaire alternatif dans le secteur représentatif n'est pas directement observé dans les données. Un moyen de modéliser ce salaire serait de considérer que :

$$w_{i,t} = \beta_{3,i} \bar{w}_i + \beta_{4,i} [(Pty_i) - \overline{Pty}_i] \quad [2]$$

avec \bar{w}_i la moyenne des salaires, calculée sur tous les secteurs, $Pty_i = (Y_i / L_i)$ et $\overline{Pty}_i = \bar{Y}_i / \bar{L}_i$ représentant respectivement la productivité apparente du secteur et la productivité moyenne calculée sur tous les secteurs du pays i . Ainsi, les salaires alternatifs sont supposés être liés d'une manière linéaire au différentiel de productivité, en plus du salaire moyen \bar{w}_i (8).

Comme on n'observe pas non plus le niveau des prix qui doit constituer un dénominateur de certaines variables dans l'équation à tester, on l'a approché par la moyenne des salaires moyens, calculée sur tous les pays exportant vers le marché i , et pondérée par leur part de marché (9).

Remplaçant les prix théoriques par leur prix estimé ($\widehat{P}_{i,t}$) et le salaire alternatif par sa fonction (équation [2]) dans l'équation des salaires [1], cette dernière fournit la spécification suivante à estimer :

$$\begin{aligned} \frac{w_{i,t}}{\widehat{P}_{i,t}} &= \beta'_{1,it} (E_i S_i)_{i,t} + \beta'_{2,Ind,t} (E_{Ind} S_{Ind})_{i,t} \\ &+ \beta'_{2,Dev,t} (E_{Dev} S_{Dev})_{i,t} \\ &+ \beta_{3,i} \frac{\bar{w}_i}{\widehat{P}_{i,t}} + \beta_{4,i} \frac{[Pty_{i,t} - \overline{Pty}_{i,t}]}{\widehat{P}_{i,t}} + \varphi_i + u_{i,t} \quad [3] \end{aligned}$$

Les régressions sont menées par secteur de production. On avait, en effet, jusqu'ici évité d'alourdir les indices en ne reportant pas l'indice du secteur k implicite. Toutefois, il est naturel de penser que les pouvoirs de marché

des entreprises, qui sont une composante des paramètres à estimer, ne sont pas comparables suivant les secteurs observés. Par ailleurs, on avait préféré une spécification par secteur au lieu d'une spécification par pays car du point de vue de l'économie industrielle, les structures de marché sont plus dépendantes des secteurs que des pays (10).

On tient compte partiellement cependant des caractéristiques de pays car on utilise des méthodes *Within* (ou à effets fixes). Ces dernières tiennent compte des spécificités *permanentes* qui existent pour chaque pays.

Des estimations *Within* et GMM sont reportées dans le tableau 1. Quand le test de Durbin-Wu-Hausman (DWH) indique l'existence d'endogénéité entre les variables indépendantes et la variable dépendante, on reporte les estimations menées avec les méthodes GMM (11). On a, par ailleurs, testé l'exogénéité des instruments utilisés par rapport au résidu en menant des tests de suridentification des paramètres afin de voir si ces derniers sont valides (12).

Quand la p -value relative au test DWH dépasse 0,05, on ne rejette pas l'hypothèse que les variables sont exogènes et on reporte seulement des estimations *Within*. En revanche, quand la p -value révèle l'existence d'une endogénéité (p -value du F-test de DWH inférieure à 0,05), on présente les résultats d'estimation de type GMM. On présente les estimations lorsque les instruments s'avèrent être valides au vu du test de suridentification.

Les résultats des tests indiquent, comme attendu, que le salaire moyen et le différentiel de productivité ont des effets significatifs et positifs sur le salaire réel par employé dans une très grande majorité des industries (cf. tableau 1). Ainsi, le salaire alternatif exprimé par ses deux composantes semble jouer un rôle important dans la détermination des salaires sectoriels.

8. Voir l'article de Fontagné et Mirza (2002) pour plus de détails.
9. Voir l'article de Fontagné et Mirza également.

10. Dans l'introduction de son ouvrage « Sunk Costs and Market Structure », Sutton (1991) rappelait que des études de comparaison des structures de marché entre pays de l'OCDE avaient trouvé des taux de concentration comparables par secteur de production. La structure de marché ne dépendrait pas nécessairement de la taille du marché national.

11. On a aussi mené des régressions à Variables Instrumentales. Étant donné la similitude des résultats obtenus entre les méthodes de variables instrumentales (VI) et GMM, on a préféré présenter ces derniers.

12. Pour plus de détails concernant les tests de DWH et suridentification, voir Davidson et Mac Kinnon (1996).

Tableau 1
Estimations de l'équation des salaires sectoriels pour les pays de l'OCDE

Secteur d'activité	Moyenne des salaires (\bar{w}_i)	Différentiel de productivité	Paramètres associés à chaque variable de part de marché			DWH (1) (p -value)	Test surident. (p -value)	Méthode (2)	Nombre d'obs.
			Marché dom. ($\beta'_{1,i}$)	Pays ind. ($\beta'_{2,Ind}$)	Pays en dév. ($\beta'_{2,Dev}$)				
Acier et fer	0,73*** (0,051)	0,006*** (0,002)	0,105* (0,061)	10,221** (4,392)	0,082 (0,797)	0,170		EF	179
Alimentation	0,092*** (0,027)	0,001 (0,001)	0,147*** (0,042)	15,806*** (3,737)	16,104** (7,703)	0,527		EF	200
Autres produits chimiques	0,293*** (0,061)	0,016*** (0,004)	0,198*** (0,061)	7,663** (3,176)	16,698 (10,597)	0,213		EF	218
Autres produits manufacturés	0,851*** (0,05)	0,009 (0,007)	- 0,003 (0,008)	0,283 (2,293)	- 0,827* (0,465)	0,081	0,598	GMM	210
Autres produits non métalliques	0,049*** (0,017)	0,004*** (0,001)	0,207*** (0,025)	24,029*** (2,628)	11,947*** (1,602)	0,218		EF	207
Boissons	0,061* (0,031)	0,003** (0,001)	0,405*** (0,026)	15,925*** (5,729)	6,456 (5,807)	0,235		EF	219
Caoutchouc	0,806*** (0,038)	0,015*** (0,003)	0,257*** (0,032)	14,886*** (1,593)	16,426*** (4,641)	0,769		EF	227
Chaussures	0,561*** (0,023)	0,015*** (0,002)	0,129*** (0,036)	3,443*** (0,697)	10,921 (7,742)	0,511		EF	219
Cuir	0,651*** (0,035)	0,001 (0,007)	- 0,201 (0,141)	- 1,042 (5,46)	1,24 (3,813)	0,003	0,774	GMM	226
Habillement	0,573*** (0,023)	- 0,008 (0,005)	- 0,04*** (0,011)	- 14,79*** (4,223)	- 6,137 (4,109)	0,041	0,455	GMM	196
Imprimerie	0,05** (0,022)	0,002** (0,001)	0,484*** (0,044)	68,88*** (17,447)	18,181*** (5,384)	0,41		EF	218
Machines électriques	0,707*** (0,092)	0,008* (0,004)	- 0,049 (0,063)	- 1,497 (4,573)	8,281*** (1,761)	0,058	0,773	GMM	198
Machines outils	1,387*** (0,035)	0,006 (0,009)	0,044 (0,111)	3,895 (3,368)	1,46 (2,795)	0,080	0,310	GMM	177
Matériel professionnel et scientifique	0,912*** (0,029)	0,024*** (0,004)	0,001 (0,001)	- 1,003 (0,822)	3,164*** (0,978)	0,115		EF	182
Matériel des transports	0,646*** (0,081)	0,05*** (0,008)	- 0,393*** (0,097)	- 14,397*** (3,923)	5,631* (3,115)	0,744		EF	214
Métaux non ferreux	0,766*** (0,154)	0,001 (0,007)	0,304 (0,19)	5,638* (3,126)	2,998 (7,097)	0,009	0,310	GMM	203
Meubles	0,27*** (0,027)	0,003** (0,002)	0,359*** (0,036)	11,966*** (1,953)	5,556*** (1,737)	0,986		EF	227
Plastiques	0,452*** (0,102)	0,007*** (0,002)	- 0,06 (0,055)	- 27,155*** (10,081)	1,133 (5,019)	0,001	0,427	GMM	227
Poterie et porcelaine	0,723*** (0,091)	0,005 (0,005)	0,498*** (0,127)	11,058*** (2,957)	5,528** (2,324)	0,028	0,590	GMM	221
Produits en bois	0,146*** (0,026)	0,012*** (0,002)	0,054*** (0,01)	- 0,674 (1,02)	9,401 (6,472)	0,384		EF	222
Produits chimiques	1,081*** (0,063)	0,015*** (0,004)	0,013 (0,048)	0,492 (0,89)	5,123*** (1,496)	0,842		EF	206
Produits métalliques	0,186*** (0,029)	0,005*** (0,001)	0,295*** (0,036)	23,879** (6,197)	3,044* (1,771)	0,544		EF	202
Produits en papier	0,405*** (0,039)	0,007*** (0,002)	- 0,038 (0,047)	1,847 (1,592)	- 2,761 (4,584)	0,871		EF	213
Produits pétroliers	0,058* (0,033)	0,009*** (0,002)	- 0,192*** (0,036)	- 7,536 (6,869)	- 49,329** (21,574)	0,475		EF	185
Produits en verre	0,365*** (0,049)	0,012*** (0,002)	0,391*** (0,046)	15,756*** (3,364)	7,812*** (1,78)	0,222		EF	220
Raffineries de pétrole	1,294*** (0,062)	0,001 (0,001)	- 0,061 (0,058)	- 20,54*** (3,854)	6,174 (9,784)	0,270		EF	189
Tabac	0,04** (0,018)	0,001 (0,001)	0,244*** (0,033)	4,343*** (1,236)	8,386** (3,739)	0,531		EF	215
Textile	0,496*** (0,084)	0,013*** (0,005)	0,487*** (0,119)	35,267*** (8,777)	14,448** (7,054)	0,075	0,627	GMM	231
Total produits manufacturés	0,49*** (0,034)	0,013*** (0,002)	0,341*** (0,048)	17,677*** (1,42)	3,116 (2,928)	0,330		EF	184

1. Test de Durbin-Wu-Hausman.
2. EF : méthode à effets fixes ; GMM : méthode des moments généralisés.

Lecture : les écarts-types sont en italique et entre parenthèses. Seuils de signification : ***, ** et *, respectivement à 1, 5 et 10 %.
Source : bases de données de l'Onudi, calculs de l'auteur.

Les paramètres β' associés à chaque variable de part de marché sont en majorité significativement positifs (autour de 15 secteurs) ou alors non significatifs (autour de 10 secteurs). De surcroît, dans une dizaine de secteurs de production, un accroissement des parts de marché sur les trois marchés considérés est synonyme d'accroissement des salaires.

Ce résultat montre que, dans ces secteurs, les rentes acquises sur n'importe quel marché sont systématiquement partagées entre les entreprises et les employés. En outre, dans ce panel de pays développés, le signe et la significativité du coefficient β'_1 , relatif à la part du marché domestique, sont extrêmement corrélés avec ceux des paramètres $\beta'_{2,Ind}$ associés aux marchés des pays développés. Une des explications possibles est que les spécificités sectorielles, détectées par certaines composantes de β' telles que les élasticités-prix σ ou implicitement par le paramètre des variations conjecturales α , peuvent être similaires au sein des pays riches.

Cet argument est encore plus convaincant quand on regarde les secteurs des boissons, des chaussures, de l'acier et du fer ou de l'habillement. L'effet est positif et significatif quand un pays développé accroît ses ventes domestiques ou ses ventes sur le marché (*Ind*) des pays développés. Cependant, il est nul quand ce même pays exporte vers les marchés des pays en développement. Dans des secteurs comme les chaussures et l'habillement, on peut penser que les entreprises des pays développés ne sont pas compétitives sur les marchés en développement et donc n'acquièrent pas de rentes quand elles exportent vers ces derniers. À l'opposé, dans des secteurs comme les produits chimiques, les machines électriques et le matériel professionnel et scientifique, où la concurrence est généralement moins forte dans les pays en développement, les employés semblent bénéficier des rentes acquises à l'exportation vers ces derniers.

Toutefois, les coefficients β' relatifs aux parts de marché à l'exportation apparaissent systématiquement bien plus élevés que ceux associés aux parts de marchés domestiques. Pour une meilleure compréhension d'un tel résultat, il faut se rappeler que les marchés observés à l'exportation sont très grands. Ainsi, chaque pays étudié possède une très faible part des ventes sur les marchés des pays développés (*Ind*) et en développement (*Dev*). Or, pour la plupart –

sinon tous – des pays observés, le marché vers lequel chacun d'eux exporte doit représenter une petite partie de ces grands marchés observés. Par exemple, on sait que les exportations des États-Unis sont principalement dirigées vers le Canada et le Japon, deux *sous-marchés* contenus dans le grand marché développé supposé. Cette sous-estimation de la part de marché se traduit par une surestimation mécanique des paramètres $\beta_{2,Ind}$ et $\beta_{2,Dev}$ associés aux variables correspondantes.

Les paramètres $\beta'_{1,i} = \left[\lambda_i \psi_i \frac{\kappa_i}{\sigma_i^e} \right]$ relatifs à la variable des marchés domestiques prennent des valeurs comprises entre 0 (non significatifs) et 0,5, ce qui est compatible avec la théorie ainsi qu'avec d'autres résultats de la littérature économique qui essaient d'évaluer le pouvoir de marché des syndicats λ_i (voir pour exemple, Abowd et Lemieux (1993) ou Abowd et Allain (1996)). En effet, ces auteurs ont évalué le paramètre de « passeur de rente » (ou « *revenue shifter* ») entre 0,25 et 0,40 en moyenne, au Canada et en France respectivement. On suppose également que la concurrence prend la forme d'un jeu à la Cournot où $\kappa_i = 1 + \alpha_i = 1$ ($\alpha_i = 0$). Étant donné que $0 < \psi_i < 1$ par construction, et sachant que les élasticités-prix de la demande sont supérieures à 1 en général (Erkel-Rousse et Mirza, 2002), le ratio $\frac{\psi_i}{\sigma_i}$ est alors inférieur à l'unité, ce qui explique pourquoi on trouve ces valeurs pour β'_1 .

Une petite minorité des coefficients β' apparaît toutefois négative. Ce résultat peut être dû à la causalité inversée entre salaires sectoriels et parts de marché : un accroissement des salaires, peut provenir de la seule pression et initiative des syndicats (modèle de demande de Dunlop), ce qui peut affecter la compétitivité des entreprises d'un pays en diminuant ainsi leur part de marché. On a pourtant tenté de contrôler cette endogénéité potentielle en conduisant des GMM quand les tests suggéraient leur nécessité, mais il n'a pas toujours été possible de ramener les coefficients à des valeurs positives plus conformes avec l'approche théorique. Ainsi, dans un nombre très limité de secteurs, on doit interpréter ce résultat comme une non-validation de cette approche théorique par les faits.

Une fonction de demande de travail sectorielle mêlant effets de demande et de substitution

On reprend le même cadre théorique que précédemment, mais cette fois, afin de faciliter l'estimation de l'équation d'emploi à estimer, on ne va pas considérer la présence de syndicats (13).

La maximisation du profit permet d'obtenir d'abord une équation de commerce bilatéral. À partir de celle-ci, il est nécessaire de bien comprendre comment on obtient l'équation de l'emploi. En effet, soit X_{ij} la variable représentant ce commerce, ou encore la vente du pays i vers le marché j , $\forall j \in [1...J]$. Soit X_j, N_{ij} représentant respectivement la demande totale et le nombre d'entreprises exportatrices. Par ailleurs, soit μ_j le taux de marge réalisé sur le marché, c_{ij} le coût marginal à l'exportation vers j des seules entreprises du pays i , et \bar{c}_j le coût marginal moyen pondéré de toutes les entreprises domestiques et étrangères vendant sur le marché j . L'équation du commerce bilatéral exprimée en points de croissance donne (cf. encadré 3) :

$$d \log X_{ij} = d \log X_j + d \log N_{ij} - \frac{1}{\mu_j} d \left[\frac{c_{ij}}{c_j} \right] [4]$$

Dans la relation [4], on met en évidence les déterminants de la croissance du commerce bilatéral. Plusieurs effets sont à l'œuvre : les composantes $d \log X_j$ et $d \log N_{ij}$ informent respectivement sur un effet demande et un effet de concurrence, alors que le différentiel des coûts relatifs $\left(\frac{c_{ij}}{c_j} \right)$ doit capter un effet de substitution $\left(-\frac{1}{\mu_j} \right)$. Cet effet est d'autant plus faible que le taux de marge μ_j est élevé.

Cette expression ressemble à celle d'une équation de gravité du commerce international. En effet, les variables $d \log N_{ij}$ et $d \log X_j$ peuvent représenter respectivement la capacité d'offre du pays i et la taille du marché j alors que la distance géographique doit être captée par les coûts marginaux à l'exportation c_{ij} . Si on suppose que $c_{ij} = c_i \pi_{ij}$, le paramètre π_{ij} représentant un coût de transport, avec $\pi_{ij} > 1$, peut être approché par la distance géographique.

Comment passe-t-on d'une équation de commerce à une équation de demande de travail

sectoriel ? Comme la production totale dans un secteur constitue la somme des ventes bilatérales et en liant la demande de travail à la production par une fonction Cobb-Douglas, on obtient en fin de compte l'équation de l'emploi sectoriel suivante (cf. encadré 3) :

$$d \log L_i = \underbrace{\beta \left[d \log X_j e_{ij} \right]}_{\text{Effet Dde. sur } i} - \frac{\beta}{\mu_i} \overbrace{d \left(\frac{c_{ij}}{c_i} \right) e_{ij}}^{\text{Effet Sub. sur } i} + \beta \sum_{j' \neq i} \underbrace{\left[d \log X_{j'} e_{ij'} \right]}_{\text{Effet Dde. sur } j'} - \sum_{j'} \frac{\beta}{\mu_j} \overbrace{d \left(\frac{c_{ij'}}{c_{j'}} \right) e_{ij'}}^{\text{Effet Sub. sur } j'} + \beta d \log N_{ii} \quad [5]$$

Le premier apport de cette relation est qu'elle explicite la transmission de l'ajustement des marchés des biens vers l'emploi sectoriel. En outre, il ne suffit plus de tenir compte des spécificités du marché national pour comprendre l'ajustement de l'emploi dans une économie ouverte. Car les caractéristiques des marchés à l'exportation comptent également.

Ensuite, sur chaque marché à l'exportation et sur le marché domestique il y a deux effets qui interviennent pour déterminer la croissance de l'emploi dans un secteur : l'effet de demande et l'effet de substitution. On remarque que la croissance de la demande de travail dépend positivement de la croissance de la demande du bien sur le marché domestique ($d \log X_i$) mais aussi sur chacun des marchés étrangers ($d \log X_j, \forall j$). En revanche, la croissance de l'emploi dépend négativement de la variation des coûts relatifs sur chacun des marchés $\left(d \left(\frac{c_{ij}}{c_j} \right), \forall j \right)$.

Dans cette équation, on avait supposé que le vecteur de demande totale sur chaque marché est donné. Cette demande varie également en fonction du degré d'ouverture, car la demande

13. Avec le type de contrat efficace que l'on a postulé entre syndicats et patronat dans ce qui précède, on pourrait retrouver la même équation d'emploi sectoriel à estimer que celle présentée dans cet article à ceci près que la variable de salaires relatifs devrait être remplacée par celle des salaires alternatifs relatifs. Comme on n'observe pas les salaires relatifs alternatifs dans les données, on leur a préféré le salaire observé au niveau sectoriel.

L'ÉQUATION DE L'EMPLOI

On reprend le même type de cadre théorique d'oligopole que dans l'encadré 1 sans prendre en compte toutefois la présence de syndicats pour alléger l'interprétation des relations que l'on obtient (Fontagné et Mirza, 2003). Avec le type de contrat efficace que l'on a adopté entre syndicats et patronat en encadré 2, on pourrait retrouver la même équation d'emploi sectoriel théorique à estimer, sauf que la variable de coûts relatifs devrait être approchée par celle des salaires *alternatifs* et non par les salaires sectoriels relatifs dans la relation empirique. Mais comme on n'observe directement que ces derniers, on s'est limité à un cadre plus simple.

Ainsi, la variable de salaire alternatif sera dorénavant remplacée par une variable de coût marginal. De l'équation [3] de l'encadré 2, on peut déduire :

$$x_{ij,n} = X_{ij} = X_j \frac{\sigma_j}{1 + \alpha_j} \frac{\rho_j - c_i}{\rho_j} \quad [1]$$

En sommant sur tous les concurrents du marché j , N_j , on peut tirer de l'équation précédente l'expression des prix d'équilibre :

$$\rho_j = \sigma_j \frac{\sum_i N_{ij} c_{ij}}{\sigma_j N_j - (1 + \alpha_j)} \quad [2]$$

Soit

$$\bar{c}_j = \sum_i \frac{N_{ij}}{N_j} c_{i,j} \quad [3]$$

la moyenne pondérée des coûts marginaux, calculée sur tous les vendeurs du marché j , avec N_{ij} représentant le nombre d'entreprises de i exportant vers j . Soit $\mu_j = \sigma_j N_j / [\sigma_j N_j - (1 + \alpha)]$ un paramètre représentant le taux de marge, le prix d'équilibre peut s'exprimer par :

$$\rho_j = \mu_j \bar{c}_j \quad [4]$$

Remplaçant cette expression dans l'équation [1] et sommant sur toutes les entreprises de i exportant vers j on obtient :

$$X_{ij} = X_j N_{ij} \frac{\sigma_j}{1 + \alpha_j} \left[1 - \frac{w_{u,i}}{\mu_j c_j} \right] \quad [5]$$

Selon les développements limités de Taylor, on peut considérer que $\log \left[1 - \left(c_{ij} / \mu_j c_j \right) \right] \approx - c_{ij} / \mu_j$. En log-linéarisant cette expression on trouve :

$$\log X_{ij} = \log X_j + \log N_{ij} - \frac{1}{\mu_j} \left[\frac{c_{ij}}{c_j} \right] + \log \frac{\sigma_j}{1 + \alpha_j} \quad [6]$$

Dans la relation [6], on met en évidence les déterminants du commerce bilatéral. Plusieurs effets sont à l'œuvre : les composantes X_j et N_{ij} informent respectivement sur un effet demande et un effet d'offre, alors que les coûts relatifs $(w_{u,i} / c_j)$ doivent capter un effet de substitution $(- 1/\mu_j)$. Cet effet est d'autant plus faible que le taux de marge μ_j est élevé.

La production sectorielle est une somme des quantités exportées sur tous les marchés, domestique et étrangers $Y_i = \sum_j X_{ij}$. Par ailleurs, étant donné que l'on veut estimer une équation de l'emploi, on relâche l'hypothèse que $L_i = Y_i$ ayant jusque là prévalu pour le cadre précédent pour considérer un cadre plus réaliste avec :

$$L_i = \left(\sum_j X_{ij} \right)^{\beta_1} T_i^{\beta_2} K_i^{\beta_3} \quad [7]$$

On suppose une demande de travail de court terme où le stock de capital K et le taux de progrès technique T sont donnés $T = \bar{T}$ et $K = \bar{K}$ (1).

Soit $d \log L_i = \{dL_i\}/L_i$ le taux de croissance de la demande de travail, et $\forall j \in (1 \dots J)$, $d \log X_{ij} = (dX_{ij})/X_{ij}$ celui du commerce bilatéral. En transformant l'équation [7], on obtient la relation suivante :

$$d \log L_i = \beta_1 \left[d \log X_{ij} e_{ij} \right] + \beta_1 \sum_{j \neq i} \left[d \log X_{ij} e_{ij} \right] \quad [8]$$

Le taux de croissance de la demande de travail dans un secteur est alors une combinaison linéaire des taux de croissance du commerce bilatéral pondérés par l'intensité à l'exportation sur chaque marché j , e_{ij} .

Remplaçant l'expression du commerce bilatéral (équation [5]), sur chaque marché j , dans l'équation [8] on obtient la relation suivante que l'on estime dans l'article :

$$d \log L_i = \beta_1 \left[d \log X_j e_{ij} \right] - \frac{\beta_1}{\mu_j} d \left(\frac{c_{ij}}{c_j} \right) e_{ij} + \beta_1 \sum_{j \neq i} \left[d \log X_j e_{ij} \right] - \sum_{j \neq i} \frac{\beta_1}{\mu_j} d \left(\frac{c_{ij}}{c_j} \right) e_{ij} + \beta_1 d \log N_{ij} \quad [9]$$

1. Cette hypothèse paraît assez forte. Toutefois, on n'avait pas accès à des données de stock de capital, ni à des variables de substitution de T comme la productivité totale des facteurs pour la plupart des pays étudiés. On aurait pu trouver ces variables pour certains pays développés, à partir d'autres sources, mais on a préféré conserver une certaine homogénéité des sources de données ayant servi aux estimations. En outre, on voulait étudier tous les pays possibles renseignés par la base Onudi ce qui n'aurait pas été possible en cas d'inclusion des facteurs K et T . En revanche, contrairement aux études précédentes qui étudient les équations de demande de travail, cette spécification est la seule à tenir compte des coûts et de la demande à l'étranger (voir Hamermesh (1993) et Dormont (1997) pour une revue de la littérature économique).

dépend des prix, lesquels dépendent des coûts (cf. encadré 3).

Ainsi, un plus grand degré d'ouverture du marché national i , suite à une baisse des barrières tarifaires par exemple, réduit les coûts des entreprises étrangères favorisant leurs ventes sur ce marché et réduisant par effet de substitution les ventes des producteurs domestiques. En revanche, les prix d'équilibre baissant, la demande totale devrait alors s'accroître, ce qui permet aux vendeurs nationaux de compenser au moins une part de la perte de vente subie par effet de substitution. Au total, l'emploi peut ne pas être affecté.

L'ouverture d'un marché étranger j produit le même type d'effets. Mais cette fois, l'effet de substitution se fait en faveur des exportateurs du pays i vers ce marché. Cet effet positif obtenu est renforcé, de surcroît, par l'effet demande créé par une baisse des prix. En résultat, les exportations deviennent porteuses de deux effets cumulés et positifs sur l'emploi (cf. tableau 2).

L'approximation des coûts pour conduire à l'équation de travail empirique

Comme précédemment, on considère les mêmes trois marchés vers lesquels chaque pays exporte ses produits : le marché domestique i ou *Dom*, et les marchés des pays développés (*Ind*) et en développement (*Dev*).

On a choisi d'approcher les variables théoriques exprimées en différentiel par des différences premières appliquées aux variables observées. Nul besoin alors d'intégrer à l'équation des effets fixes pays puisque de simples régressions de moindres carrés ordinaires menées sur une variable dépendante exprimée en différentiel, tiennent compte implicitement des spécificités de chaque pays. Afin d'éviter des problèmes d'hétéroscédasticité, on avait corrigé les estimations par la matrice de White. Des méthodes d'estimation alternatives, telles que les variables instrumentales ou les méthodes de moyennes généralisées (GMM), ont donné des résultats

similaires. Ils ne seront pas reproduits d'autant que les tests de Durbin-Wu-Hausman indiquent que l'instrumentation n'est pas nécessaire (14).

Par ailleurs, on approche le vecteur de coûts relatifs par une variable de salaires relatifs un peu particulière. Étant donné l'accès limité à des données de coûts qui soient internationalement comparables, on considère une forme simple des coûts marginaux à l'exportation $c_{ij} = \pi_{ij} w_i$, avec π_{ij} une barrière au commerce sur le marché j supérieure à 1. w_i représente le salaire par employé dans le pays exportateur i .

En outre (cf. équation [3] de l'encadré 3), on peut donner une approximation de la moyenne pondérée des coûts marginaux par :

$$\widetilde{w}_j = \sum_i \frac{X_{ij}}{X_j} w_i$$

Le différentiel des coûts relatifs peut alors être approché par :

$$d\left(\frac{c_{ij}}{c_j}\right) = \pi_{ij} d\left(\frac{w_i}{\sum_i \frac{X_{ij}}{X_j} w_i}\right) = \pi_{ij} d\left(\frac{w_i}{\widetilde{w}_j}\right)$$

$$\forall j \in [i, Ind, Dev] \quad [6]$$

Sur le marché domestique, la valeur π_{ii} doit être relativement petite (proche de 1) car les barrières au commerce intra-national ne doivent pas être significatives.

En revanche, sur les marchés à l'exportation, la valeur π_{ij} doit être significativement plus grande que 1. En particulier, les barrières à l'entrée des entreprises de pays riches sur le marché des pays en développement devraient être fortes.

14. Les instruments utilisés pour toutes ou partie des variables explicatives des équations sont des variables retardées à 1, 2 ou 3 périodes, couplées avec des variables de production industrielle, d'importations et d'exportations retardées. L'indisponibilité d'autres données sur les 20 pays considérés a contraint à ce choix.

Tableau 2

Les effets de la libéralisation commerciale du marché national ou étranger sur l'emploi du pays i

	Δ (emploi) du pays i	
	Effet de substitution	Effet de demande
Libéralisation de son propre marché i	-	+
Libéralisation du marché étranger j	+	+

Ces variables représentatives des coûts sont très imparfaites car elles peuvent cacher des performances de productivité. Des salaires moyens élevés dans un secteur peuvent indiquer la présence d'employés plus qualifiés et/ou plus productifs. Cet effet productivité peut être lié positivement à l'exportation et donc à l'emploi, contrairement à ce qu'on attend d'une variable représentant les coûts. Cette variable de substitution peut donc poser des problèmes potentiels concernant le signe et la valeur de l'estimateur qui lui est associé. Ainsi, l'effet substitution que l'on voudrait lui associer peut ne pas être très visible.

L'équation de travail à estimer devient :

$$\begin{aligned} d \log L_i = & \beta_{Dom} [d \log X_{i, Dev} e_{i, Dev}] - \eta_{Dom} d \left(\frac{w_{ii}}{w_i} \right) e_{ii} + \\ & \beta_{Ind} [d \log X_{i, Ind} e_{i, Ind}] - \eta_{Ind} d \left(\frac{w_{ii}}{w_{Ind}} \right) e_{i, Ind} + \\ & \beta_{Dev} [d \log X_{i, Dev} e_{i, Dev}] \\ & - \eta_{Dev} d \left(\frac{w_{ii}}{w_{Dev}} \right) e_{i, Dev} + \beta_{N_i} d \log N_i \quad [7] \end{aligned}$$

Le paramètre $\beta_j, \forall j \in [Dom, Ind, Dev]$ est un indicateur de rendements du facteur travail. On peut penser aussi que ce coefficient est à l'emploi ce que le paramètre λ était, dans ce qui précède, au salaire. C'est un « relais » de l'ajustement du marché des biens vers celui du marché du travail, consécutif à l'ouverture. En cas de rendements croissants du facteur travail ($0 < \beta < 1$), l'ajustement est plus faible sur l'emploi qu'en cas de rendements décroissants de ce facteur ($\beta > 1$). Oulmane (1999) étudie le rôle des rendements d'échelles à l'ouverture et trouve ce résultat en testant un modèle d'ajustement à l'importation de la demande de travail sur données françaises.

L'effet des coûts relatifs (avec, selon l'encadré 3, $-\eta_j = -\beta \frac{\pi_j}{\mu_j}$), $\forall j \in [i, Ind, Dev]$, doit être négatif sur l'emploi sectoriel. En fait, l'accroissement des coûts agit d'abord en réduisant la production domestique en fonction de $\frac{\pi_j}{\mu_j}$. Cet impact négatif se transmet ensuite sur la demande de travail via β . En effet, le paramètre $\frac{\pi_j}{\mu_j}$ peut être vu comme un indicateur du degré de concurrence du marché. Une forte

valeur correspond à un taux de marge μ_j faible, ce dernier dépendant de l'élasticité, du nombre de concurrents et de leur agressivité sur le marché (cf. encadré 3). En outre, les barrières au commerce représentées par π_j favorisent d'autant plus la demande en biens domestiques que ce marché est concurrentiel (c'est-à-dire à faibles taux de marge). Ce degré de concurrence interagit ensuite avec le degré de transmission de l'ajustement β pour déterminer l'impact des coûts relatifs sur l'emploi sectoriel.

On s'attend à ce que le signe du paramètre estimé $\eta_j, \forall j \in [i, Ind, Dev]$, soit négatif. Quel est l'ordre de grandeur de ce paramètre ? En valeur absolue, ce dernier peut varier entre 0 et des valeurs relativement élevées. En effet, quand la technologie employée est très économe en travail, β et donc η_j doivent se rapprocher de zéro. En revanche, l'existence de barrières au commerce, représentées par π_j , peut relever significativement η_j .

La variable de salaires moyens relatifs, variable de substitution des coûts, peut cacher un impact positif sur l'emploi qui contrebalancerait l'effet attendu. Cette variable peut tout aussi bien porter des effets de qualification moyenne, de productivité ou encore de partage de la rente, qui doivent être positivement liés à la compétitivité des entreprises et donc favorables à leur emploi.

Le modèle théorique impose une égalité des coefficients $\beta_i, \beta_{Ind}, \beta_{dom}, \beta_N$. Cependant, on préfère ne pas contraindre le modèle empirique, car on ne peut pas imposer l'hypothèse $\beta_i = \beta_{Ind} = \beta_{dom}$, tout en estimant les paramètres associés aux coûts relatifs η_j . Ces derniers dépendent également étroitement des premiers.

Les résultats de l'équation de l'emploi

Les résultats correspondant à la spécification de l'équation [7] pour le panel des pays développés montrent que l'effet de substitution paraît relativement plus marqué sur les marchés à l'exportation que sur le marché intérieur (cf. tableau 3). En effet, dans neuf secteurs l'effet des coûts relatifs sur le marché intérieur du pays i est négatif et significatif sur l'emploi sectoriel. Pour les autres secteurs, l'effet est majoritairement non significatif ou pour six d'entre eux significativement positif. Dans ces secteurs, l'effet des salaires capte sans doute une dimension autre que les coûts (productivité, qualification moyenne, ou partage de la rente) favorable à la production domestique et donc à l'emploi.

Tableau 3
Equation de la demande de travail ($d \log L_t$) sur les pays de l'OCDE

Secteur d'activité	Marché domestique		Marché pays industrialisés		Marché pays en développement		Nombre étab.	R ²	Nombre d'obs.
	Effet substitution	Effet demande	Effet substitution	Effet demande	Effet substitution	Effet demande			
Acier et fer	- 1,10*** (0,32)	0,40*** (0,06)	0,20 (0,13)	0,03 (0,11)	- 0,79*** (0,23)	- 3,04*** (0,70)	0,01 (0,04)	0,33	183
Alimentation	- 0,01 (0,41)	0,48*** (0,05)	- 0,37 (0,39)	0,49** (0,22)	- 0,42 (0,53)	- 0,49 (0,65)	0,43*** (0,04)	0,95	208
Autres produits chimiques	- 0,58*** (0,14)	0,39*** (0,05)	0,21 (0,25)	- 0,29 (0,26)	- 1,10*** (0,39)	- 0,68 (1,02)	0,18*** (0,04)	0,38	218
Autres produits manufacturés	0,00 (0,03)	0,41*** (0,08)	- 0,11 (0,11)	0,70*** (0,20)	0,00 (0,21)	- 1,56 (1,27)	0,47*** (0,04)	0,58	203
Autres produits non métalliques	- 0,59 (0,38)	0,45*** (0,05)	- 1,22*** (0,47)	- 1,44** (0,58)	1,85*** (0,62)	4,48*** (1,13)	0,54*** (0,03)	0,90	219
Boissons	- 0,48 (0,38)	0,24*** (0,05)	- 1,13*** (0,38)	1,51*** (0,20)	0,12 (0,48)	- 1,59 (1,47)	0,21*** (0,04)	0,68	222
Caoutchouc	- 0,66** (0,33)	0,62*** (0,11)	- 0,41 (0,38)	2,30*** (0,34)	- 2,09*** (0,73)	9,46*** (2,01)	0,83*** (0,06)	0,74	232
Chaussures	- 0,04 (0,05)	0,83*** (0,14)	- 0,22* (0,11)	0,26 (0,16)	- 0,51 (0,68)	2,78*** (1,00)	0,65*** (0,05)	0,66	227
Cuir	- 0,01 (0,01)	0,43*** (0,03)	- 0,22** (0,09)	0,18*** (0,06)	- 0,14 (0,27)	1,68*** (0,32)	0,32*** (0,03)	0,88	241
Habillement	0,01* (0,00)	0,21** (0,09)	- 0,12*** (0,03)	- 0,02 (0,10)	- 0,03 (0,16)	- 0,52 (0,60)	0,17*** (0,04)	0,20	188
Imprimerie	- 0,11 (0,26)	0,21*** (0,03)	- 0,61* (0,35)	- 0,99* (0,51)	- 2,64*** (0,71)	3,80*** (0,98)	0,14*** (0,02)	0,39	215
Machines électriques	- 0,38** (0,17)	0,25*** (0,04)	0,08 (0,13)	0,09 (0,22)	0,00 (0,01)	0,10 (0,37)	0,15*** (0,02)	0,32	192
Machines outils	0,01 (0,01)	0,24*** (0,05)	0,10 (0,08)	- 0,12 (0,15)	- 0,39** (0,16)	- 0,75** (0,30)	0,11*** (0,04)	0,22	175
Matériel professionnel et scientifique	- 0,02* (0,01)	0,32*** (0,06)	- 0,11 (0,33)	0,32 (0,21)	- 1,44** (0,67)	0,95*** (0,36)	0,33*** (0,06)	0,80	183
Matériel des transports	- 0,65*** (0,11)	0,29*** (0,06)	- 0,02 (0,24)	0,25 (0,22)	- 1,02*** (0,12)	0,14 (0,42)	0,05* (0,03)	0,46	214
Métaux non ferreux	0,28 (0,36)	0,47*** (0,05)	- 0,34* (0,18)	- 0,01 (0,09)	0,57 (0,55)	- 1,21*** (0,35)	0,28*** (0,06)	0,48	208
Meubles	1,63*** (0,25)	0,44*** (0,06)	- 0,17 (0,18)	0,44** (0,18)	1,16** (0,47)	- 1,19 (0,98)	0,52*** (0,03)	0,85	227
Plastiques	0,47*** (0,16)	0,34*** (0,07)	- 0,44 (0,31)	0,33 (0,37)	0,88 (1,18)	- 11,20*** (2,52)	0,54*** (0,03)	0,75	334
Poterie et porcelaine	- 0,55*** (0,19)	0,64*** (0,05)	- 1,08*** (0,31)	0,38*** (0,10)	- 0,21 (0,49)	- 0,17 (0,54)	0,08** (0,03)	0,85	230
Produits en bois	- 0,08 (0,14)	0,70*** (0,06)	- 0,85*** (0,17)	0,83*** (0,22)	- 0,06 (0,50)	- 7,03*** (1,55)	0,56*** (0,03)	0,94	227
Produits chimiques	0,47** (0,18)	0,36*** (0,05)	0,26 (0,22)	0,44** (0,20)	- 3,46*** (0,47)	0,89 (0,64)	0,25*** (0,02)	0,76	213
Produits métalliques	1,27*** (0,39)	0,15** (0,07)	0,23 (0,38)	1,04*** (0,40)	- 2,03*** (0,54)	- 3,33*** (1,08)	0,59*** (0,02)	0,93	208
Produits en papier	- 0,24 (0,35)	0,45*** (0,07)	- 1,55*** (0,27)	1,97*** (0,29)	0,74 (0,76)	2,28 (1,51)	0,05* (0,03)	0,49	233
Produits pétroliers	- 1,28*** (0,15)	0,40*** (0,03)	0,13 (0,25)	- 0,79*** (0,23)	0,60 (0,39)	0,62 (0,83)	0,26*** (0,05)	0,22	175
Produits en verre	0,71** (0,36)	1,22*** (0,10)	- 1,06** (0,43)	0,75** (0,30)	- 3,10*** (0,74)	- 9,74*** (1,95)	0,10** (0,04)	0,59	231
Raffineries de pétrole	- 0,04 (0,08)	0,10** (0,04)	- 0,18 (0,14)	0,08 (0,16)	- 0,43 (0,35)	- 0,99 (0,87)	0,07*** (0,02)	0,17	190
Tabac	0,05 (0,24)	0,06* (0,03)	- 0,43 (0,35)	0,07 (0,29)	- 0,58 (0,36)	- 0,16 (1,16)	0,11*** (0,03)	0,13	218
Textile	0,08* (0,05)	0,25*** (0,06)	- 0,26* (0,16)	0,92*** (0,18)	- 0,41 (0,28)	- 0,72 (0,89)	0,60*** (0,01)	0,95	242
Total produits manufacturés	- 0,12*** (0,04)	0,40*** (0,04)	- 0,20 (0,13)	0,25*** (0,07)	- 0,03 (0,29)	2,23*** (0,49)	0,48*** (0,03)	0,99	183

Lecture : les écarts-types sont en italique et entre parenthèses. Seuils de signification : ***, ** et *, respectivement à 1, 5 et 10 %.
Source : bases de données de l'Onudi, calculs de l'auteur.

Cependant, l'accroissement des coûts relatifs du pays i sur les marchés des pays développés est associé à un effet négatif sur l'emploi pour 12 secteurs. Un seul effet positif et significatif est observé sur les coûts pour le secteur *Autres produits non métalliques* sur le marché en développement. L'effet négatif des coûts est alors mieux vérifié à l'exportation vers les marchés étrangers que sur le marché domestique. Les structures nationales semblent alors compter, bien qu'en vendant sur le marché des pays développés, l'effet coût soit plus fort quand les biens sont homogènes que lorsqu'ils sont différenciés. C'est le cas de produits comme la boisson, les produits de verres, les autres produits non métalliques, le papier, la poterie et porcelaine, l'imprimerie, les produits en bois, classés comme biens homogènes en général dans différentes nomenclatures de la littérature économique (15).

La valeur des estimateurs η_{Dev} est en général plus élevée en valeur absolue que celle des estimateurs η_{Ind} , lesquels en retour semblent plus forts en moyenne que les η_{Dom} . Ce résultat est parfaitement compatible avec la théorie que l'on utilise, qui considère que ces estimateurs renferment une composante de barrières au commerce. Ces barrières à l'exportation des pays de l'OCDE doivent être en effet plus élevées quand ils commercent avec les pays en voie de développement que lorsqu'ils vendent sur leurs propres marchés (*Ind* et *i*).

Par ailleurs, l'effet demande sur le marché intérieur est positif et significatif de manière quasi-systématique (cf. tableau 3). Sur les marchés des pays développés (*Ind*) et en développement (*Dev*), l'effet est significatif et a le même signe pour 14 et 8 secteurs respectivement. La moitié des secteurs ne bénéficient pas toutefois de l'accroissement de la demande sur les marchés des pays riches et en développement (effet non significatif). Pour deux secteurs (respectivement six secteurs) la demande sur le premier groupe de marchés (respectivement deuxième groupe) est négativement liée à l'emploi. Le cadre théorique utilisé peut ne pas être adapté pour expliquer les résultats trouvés dans cette poignée de secteurs.

L'effet de l'offre ou du nombre d'entreprises apparaît, comme prévu, positif et significatif pour tous les secteurs sauf celui du cuir. Le

modèle théorique prévoit que le coefficient β_N , économiquement interprétable comme un paramètre de rendements d'échelle du facteur travail, soit le même que celui associé aux vecteurs de consommations intérieure et étrangère. Étant donnés les problèmes que pose la variable de demande relative au marché *Dev*, on compare les trois coefficients, β_{Dom} , β_{Ind} et β_N . Quand on tient compte des écarts-types, on trouve que dans huit secteurs l'effet de l'accroissement du nombre d'entreprises est le même que l'accroissement de la consommation domestique. De surcroît, cinq de ces secteurs (alimentation, meubles, raffinerie de pétrole, équipement professionnel et scientifique, tabac) montrent un effet comparable concernant les trois coefficients à la fois.

La valeur de β_{Dom} est compatible avec la plupart des travaux tels que ceux d'Abowd et Lemieux (1993) et de Medoff et Fay (1985) qui obtiennent des valeurs moyennes autour de 0,5 et 0,6. Cependant, la valeur de β_{Dom} reste moins élevée que celle obtenue par Griliches et Hausman (1986) qui estiment en moyenne le paramètre de rendements d'échelle autour de l'unité. Dans leurs méthodes, ces auteurs mènent des estimations corrigées des biais d'endogénéité ou d'erreurs de mesure relatives aux variables de production des entreprises américaines étudiées.

On propose ici une interprétation alternative à travers les paramètres β_{Ind} et β_{Dev} des variables de demande sur les marchés étrangers. Sous l'hypothèse plausible que celles-ci sont plus exogènes que la variable de demande domestique à la détermination de l'emploi, les paramètres associés peuvent être moins biaisés et doivent donc mieux correspondre aux vrais rendements à l'échelle du facteur travail que β_{Dom} . Or, selon β_{Ind} et β_{Dev} , ils semblent être constants ou décroissants dans certains secteurs connus pour être relativement concurrentiels ou vendant des biens homogènes (cf. *supra*). C'est le cas en particulier pour les secteurs des boissons, des produits métalliques, des produits en verres, des produits en papiers, du caoutchouc et du textile.

De ces résultats relatifs à l'emploi, couplés avec ceux étudiant précédemment les salaires, on déduit que l'ajustement des marges semble jouer un rôle dans l'impact du commerce sur le marché du travail. □

15. Voir par exemple Erkel-Rousse et Mirza (2002).

Ce travail fait partie de différents projets financés par le Leverhulme Trust (Programme Grant 114/BF), le Commissariat Général du Plan (n.5-2000) et le Centre du Commerce International (Genève). L'auteur tient à remercier son directeur de thèse Lionel Fontagné pour son soutien ; cet article est une synthèse d'un long programme de recherche auquel ce dernier a fortement contribué. L'auteur remercie également deux relecteurs pour leurs remarques sur une version antérieure de cet article.

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd J. (1989)**, « The Effect of Wage Bargains on the Stock Market Value of the Firm », *American Economic Review*, vol. 79 (4), pp. 774-800.
- Abowd J.M. et Allain L. (1996)**, « Compensation Structure and Product Market Competition », *NBER Working Paper*, n° 5493.
- Abowd J.M. et Lemieux T. (1993)**, « The Effects of Product Market Competition on Collective Bargaining Agreements: The Case of Foreign Competition in Canada », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108(4), pp. 983-1014.
- Aitken B., Hanson G. et Harrison A.E. (1997)**, « Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior », *Journal of International Economics*, vol. 43(1-2), pp. 103-132.
- Bernard A. et Jensen J.B. (1996)**, « Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect or Both? », *Journal of International Economics*, vol. 47, pp. 1-25.
- Bonnaz H., Courtot N. et Nivat D. (1994)**, « La balance en emplois des échanges de la France avec les pays en développement », *Working Paper de la Direction de la Prévision*.
- Borjas G.J., Freeman R. et Katz L.F. (1996)**, « Searching for the Effect of Immigration on the Labor Market », *American Economic Review*, vol. 86(2), pp. 246-251.
- Borjas G.J. et Ramey V.A. (1995)**, « Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110 (4), pp. 1075-1110.
- Brander J. et Krugman P. (1983)**, « A “Reciprocal Dumping” Model of International Trade », *Journal of International Economics*, vol. 15, pp. 313-321.
- Brown J.N. et Ashenfelter O. (1986)**, « Testing the Efficiency of Employment Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 94(3), pp. S55-S78.
- Cahuc P. et Kempf H. (1997)**, « Employment and Wage Bargaining in an Open Economic Union », *Review of International Economics*, vol. 5(4), pp. 92-110.
- Cortes O., Jean S. et Pisany-Ferry J. (1996)**, « Trade with Emerging Countries and the Labour Market: The French Case », Document de travail du CEPII, n° 96-04.
- Danthine J.P. et Hunt J. (1994)**, « Wage Bargaining Structure, Employment and Economic Performance », *The Economic Journal*, vol. 104, pp. 528-541.
- Davidson R. et Mac-Kinnon J. (1996)**, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Davis D. (1996)**, « Does European Unemployment Prop Up American Wages? », *NBER Working Paper*, n° 5620.
- Dormont B. (1997)**, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Driffill J. et van der Ploeg F. (1993)**, « Monopoly Union and the Liberalisation of International Trade », *The Economic Journal*, vol. 103, pp. 379-385.
- Erkel-Rousse H. et Mirza D. (2002)**, « Import Price-Elasticity: Reconsidering the Evidence », *The Canadian Journal of Economics*, vol. 2, pp. 282-306.
- Fontagné L. et Mirza D. (2002)**, « International Trade and Rent Sharing in Developed and Developing Countries », *GEP Working Paper*, n° 2002-12.

- Fontagné L. et Mirza D. (2003)**, « The Role of Demand in the Adjustment of Employment to Trade », *GEP Working Paper*, n° 2003/01.
- Griliches Z. et Hausman J. (1986)**, « Errors in Variables in Panel Data », *Journal of Econometrics*, vol. 31(1), pp. 93-118.
- Hamermesh D.S (1993)**, *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Harrison A. et Hanson G. (1999)**, « Who Gains From Trade Reform? Some Remaining Puzzles », *Journal of Development Economics*, vol. 59, pp. 125-154.
- Haskel J.E. (1999)**, « The Trade and Labour Approaches of Wage Inequality », *mimeo*.
- Krugman P. (1995)**, « Growing World Trade: Causes and Consequences », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 0(1), pp. 327-362.
- Leamer E. (1996)**, « In Search of Stolper Samuelson Effect on U.S. Wages », *NBER Working Paper*, n° 5427.
- Medoff J.L. et Fay J.A. (1985)**, « Labor and Output over the Business Cycle », *American Economic Review*, vol. 75(4), pp. 638-655.
- Neary P. (2002)**, « Competition, Trade and Wages », Edité par D. Greenaway, R. Upward and K. Wakelin dans *Trade, Investment, Migration and Labour Market Adjustment*, Basingstoke: Palgrave Macmillan, pp. 28-46.
- Oliveira Martins J. (1994)**, « Market Structure, Trade and Industry Wages », *OECD Economic Studies*, vol. 22, pp. 131-154.
- Oulmane N. (1999)**, « Structure de marché, chocs commerciaux et ajustements en terme d'emplois », *Revue d'Économie Politique*, vol. 109(2), pp. 273-284.
- Roberts M.J. et Tybout J.R. (1997)**, « The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs », *American Economic Review*, vol. 87(4), pp. 545-564.
- Sachs J.D et Shatz H.J. (1994)**, « Trade and Jobs in US Manufacturing », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 0(1), pp. 1-84.
- Sen A. et Dutt A.K. (1995)**, « Wage Bargaining, Imperfect Competition and the Markup: Optimizing Microfoundations », *Economics Letters*, vol. 48(1), pp. 15-20.
- Slaughter M.J. (1999)**, « Globalization and Wages: a Tale of Two Perspectives », *World Economy*, vol. 22(5), pp. 609-629.
- STI-OECD (1998)**, *STAN Database for Industrial Analysis: Sources and methods*, Ed. by OECD (Statistics Division).
- Sutton J. (1991)**, *Sunk Costs and Market Structure: Price Competition, Advertising and the Evolution of Concentration*, The MIT Press.
- Wood A. (1995)**, « How Trade Hurt Unskilled Workers? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9(3), pp. 57-80.

COMMERCE INTERNATIONAL, MARCHÉ DU TRAVAIL ET POLITIQUE COMMERCIALE

Joaquim Oliveira Martins, Département d'économie, OCDE (1)

La difficulté du débat sur le rôle du commerce international dans le marché du travail commence peut-être par une différence de point de vue. Pour les économistes du travail, le commerce extérieur est source de pressions concurrentielles et implique parfois des ajustements douloureux. En revanche, pour les spécialistes en économie internationale, de manière générale le commerce ne peut qu'accroître le bien-être agrégé par l'augmentation de l'offre de biens en quantité, variété et qualité. L'économie du travail n'opérant pas sur le même niveau d'analyse que l'économie internationale, les interactions entre marché du travail, marché des produits et commerce international sont encore peu comprises. Ce numéro spécial d'*Économie et Statistique* apporte un éclairage original sur ces questions.

L'article de Daniel Mirza part d'un raisonnement de Paul Krugman : face à un choc de concurrence externe, les marchés du travail rigides, à l'européenne, génèrent du chômage, notamment chez les travailleurs peu qualifiés. Dans les marchés flexibles, à l'américaine, les prix s'ajustent. Il n'y a pas de chômage, mais une perte de revenu réel pour les salariés des entreprises directement exposées à la concurrence étrangère. Ce raisonnement est attrayant mais... très partiel. En effet, les flux commerciaux ne représentent pas une part suffisante de l'économie américaine ou européenne pour générer de tels ajustements macroéconomiques (2). Cependant, le fait de poser une question séduisante et d'essayer d'y répondre a permis de faire progresser la connaissance.

Néanmoins, si l'effet du commerce international ne peut vraisemblablement expliquer de larges chocs sur le marché du travail au niveau agrégé, il serait absurde de nier que les impacts de la forte concurrence étrangère au niveau sectoriel ou d'une région peuvent être considérables. Dans ce contexte, la théorie du commerce international en concurrence imparfaite offre l'opportunité de réconcilier ces deux niveaux d'analyse. L'abandon de l'hypothèse de concurrence parfaite permet, en effet, de prendre en compte les formes de la concurrence et les stratégies des firmes. Face à la concurrence étrangère, les firmes ne sont pas forcément passives.

Elles peuvent adopter de nouvelles technologies plus performantes, segmenter le processus de production pour tirer parti des coûts les plus bas au niveau international, innover ou différencier leurs produits. Tout cela ouvre des possibilités d'échapper à la pression de la concurrence par les prix qui se traduirait automatiquement par une baisse des salaires ou des pertes d'emploi, même si les secteurs où les coûts de main-d'œuvre représentent l'élément essentiel de la compétitivité seront probablement obligés de s'ajuster.

L'auteur se place donc dans un cadre de concurrence imparfaite où les firmes jouissent d'un certain pouvoir de marché et les travailleurs, à travers les syndicats, disposent d'un pouvoir de négociation pour partager les profits qui en résultent. Il considère aussi le marché des firmes dans son intégralité, alors qu'habituellement l'analyse porte soit sur la concurrence des importations sur le marché intérieur, soit sur les gains de part de marché à l'exportation. Du point de vue de la firme, cette séparation est artificielle car l'emploi et les salaires sont déterminés conjointement sur les deux marchés.

Les résultats sont relativement robustes et les valeurs des paramètres cohérentes avec la théorie : les salaires relatifs des secteurs qui gagnent des parts de marché ont tendance à augmenter. En d'autres termes, à condition de pouvoir faire face à la concurrence, l'ouverture au commerce international apporte des effets bénéfiques sur les salaires. Cela relève presque du bon sens, mais a la grande vertu de souligner que l'ouverture à l'échange est aussi une source d'opportunités de gain pour les salariés.

Toujours en partant de l'hypothèse que les producteurs disposent d'un certain pouvoir de monopole, la deuxième partie de l'article s'attaque à l'impact

1. Ce commentaire reflète les opinions de l'auteur et ne peut pas être attribué à l'OCDE ou à ses pays membres.

2. Les arguments ne sont pas détaillés ici. Le lecteur pourra se référer aux nombreux articles sur cette question. Voir, par exemple, Richardson (1995), Cortes et Jean (1997), Topel (1997) ou Williamson (1998). Actuellement, le consensus est que les inégalités sont essentiellement dues à un choc technologique, amplifié éventuellement par les échanges internationaux (Acemoglu, 2002).

du commerce sur l'emploi sectoriel, en le décomposant en deux parties. La première correspond à un « effet de substitution » résultant des différentiels de coûts entre producteurs étrangers et nationaux. Cet effet est *a priori* négatif lorsque le commerce expose les firmes nationales à la concurrence de producteurs à plus bas coûts. La seconde partie prend en compte que l'augmentation de la concurrence étrangère tend à diminuer le pouvoir de monopole des producteurs nationaux sur chaque marché. Cela contribue à faire baisser les prix et à augmenter la demande. En dernier ressort, cet « effet demande agrégée » bénéficie à l'emploi. D'après les résultats économétriques, dans un grand nombre de cas l'effet *net* du commerce sur l'emploi est positif.

Les résultats sur les salaires et sur l'emploi contenus dans cet article donnent des arguments nouveaux pour défendre l'échange international dans le débat actuel autour de la mondialisation. Une critique constructive que l'on pourrait faire à ce travail serait qu'il faudrait essayer de systématiser davantage les résultats sectoriels. L'auteur suggère qu'ils dépendent des caractéristiques de chaque secteur, mais ces dernières sont difficiles à percevoir dans la quantité considérable d'informations contenue dans les estimations économétriques.

À ce propos, il est remarquable que les résultats permettent en partie de rationaliser la politique commerciale des principaux pays de l'OCDE par type de structure de marché (cf. tableau). En effet, le degré de protection moyen est très faible ou a baissé fortement dans les industries caractérisées par des grandes firmes ou ayant une forte intensité de recherche et développe-

ment (*R&D*). Dans ces secteurs, les firmes des pays de l'OCDE disposent d'un pouvoir de marché considérable ou peuvent différencier suffisamment leurs produits par l'innovation (3). L'effet du commerce est donc *a priori* positif sur les salaires et l'emploi. En revanche, les barrières les plus élevées se trouvent dans les industries dominées par des petites firmes et avec une intensité faible en *R&D*, où la concurrence se fait essentiellement par les prix (4).

Si l'usage d'instrument de protection peut être rationalisé, cela n'est pas forcément justifié d'un point de vue collectif. Le commerce international apporte suffisamment de bien-être aux consommateurs pour qu'il vaille la peine de réfléchir à la façon de gérer l'ajustement des régions ou des secteurs particulièrement exposés à une pression concurrentielle. Cela relève justement de la politique économique. Pour terminer, j'aimerais citer la conclusion d'un numéro spécial de la revue *Économie Internationale* sur la mondialisation (5) : « ...*Le rôle des économistes est de mettre en lumière [les aspects négatifs et positifs] de la mondialisation, de faire la part des différents facteurs qui concourent à ces évolutions, d'évaluer les politiques économiques qui peuvent permettre de tirer bénéfice de la mondialisation tout en limitant ses incidences négatives* ». □

3. Voir Gomory et Baumol (2000) pour une analyse intéressante sur la persistance des structures de spécialisation des pays de l'OCDE dans ce type d'industries.

4. Ce groupe d'industries inclut par exemple le secteur textile-habillement. Ces indicateurs n'incluent pas les produits agricoles.

5. *Économie Internationale*, n° 71, 3^e trimestre 1997.

L'auteur remercie Thierry Mayer pour ses remarques sur une première version de ce commentaire.

Tableau

Barrières tarifaires et non tarifaires dans le secteur manufacturier par type de structure de marché

	Secteurs à faibles coûts fixes, dominés par de petites firmes	Secteurs à forts coûts fixes, dominés par de grandes firmes
À faible R&D	Droits de douane : 10 Barrières non tarifaires : 38 / 36 / 29	Droits de douane : 8 Barrières non tarifaires : 28 / 19 / 9
À forte R&D	Droits de douane : 3 Barrières non tarifaires : 3 / 4 / 1	Droits de douane : 4 Barrières non tarifaires : 5 / 4 / 3

Lecture : les droits de douane sont des moyennes appliquées en 1996 par l'Union européenne, le Japon et les États-Unis (pondérées par les volumes d'importation en dollars). Les barrières non tarifaires sont la proportion des lignes tarifaires affectées par des barrières non tarifaires dans l'Union européenne, le Japon et les États-Unis (pondérées par le nombre de lignes tarifaires). Les trois chiffres correspondent respectivement aux années 1988, 1993 et 1996.

Source : calculs de l'auteur à partir de données CnuCED et OCDE.

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu D. (2002), « Technical Change, Inequality, and the Labor Market », *Journal of Economic Literature*, vol. XL, n° 1, pp. 7-72.

Cortes J. et Jean S. (1997), « Progrès technique, commerce international et inégalités », *Économie Internationale*, n° 71, 3^e trimestre, pp. 169-181.

Gomory R.E. et Baumol W.J. (2000), *Global Trade and Conflicting National Interests*, MIT Press, Mass.

Richardson J.D. (1995), « Income Inequality and Trade: How to Think, What to Conclude », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n° 3, pp. 33-55.

Topel R.H. (1997), « Factor Proportions and Relative Wages: the Supply-Side Determinants of Wage Inequality », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 2, pp. 55-74.

Williamson J.G. (1998), « Globalization, Labor Markets and Policy Backlash in the Past », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 4, pp. 51-72.
