

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2004 / 03**

**Régulation environnementale  
et choix de localisation  
des groupes français**

**Sébastien RASPILLER et Nicolas RIEDINGER**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2004 / 03

## Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français

Sébastien RASPILLER\* et Nicolas RIEDINGER\*\*

JUIN 2004

Nous remercions Per Fredriksson pour nous avoir aimablement fourni sa base de données. Nous remercions également Philippe Quirion et les participants du séminaire D3E pour la pertinence de leurs remarques. Nous remercions enfin Didier Blanchet, Dominique Bureau, Sylviane Gastaldo, Christine Lagarenne et Sébastien Roux pour leurs commentaires avisés.

---

\* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Entreprise »  
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex - France

\*\* Direction des Études Économiques et de l'Évaluation Environnementale - Ministère de l'Écologie et du Développement Durable -20, avenue de Ségur 75007 Paris

## Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français

### Résumé

L'objet de cette étude est d'évaluer l'impact de la régulation environnementale sur les choix de localisation - à l'étranger - des activités industrielles des groupes français. Pour cela, on examine un échantillon de 3 856 flux d'importation de groupes français depuis des filiales industrielles étrangères. Ces importations ont été réalisées en 1999.

Paradoxalement, on observe que les biens les plus intensifs en pollution sont importés relativement davantage des pays les plus sévères en matière de régulation environnementale. Des différences entre pays de coût des facteurs - en particulier du travail peu qualifié - pourraient expliquer ce paradoxe apparent.

On développe par conséquent un modèle statique simple reposant sur la minimisation des coûts de production afin d'identifier l'effet de ces différences. On distingue le travail qualifié, le travail peu qualifié et le capital. La prise en compte de ces effets ne modifie pas le constat d'une relation croissante entre l'intensité en pollution du bien importé et la sévérité environnementale du pays où il est produit.

Ce résultat suggère que l'influence des coûts de mise en conformité à la régulation environnementale est marginale par rapport à d'autres déterminants, qui ne se limitent pas aux coûts des facteurs : on pense en particulier à des effets d'agglomération.

**Mots-clés** : régulation environnementale, choix de localisation, groupes industriels multinationaux

---

## Do environmental regulations influence the location behavior of French firms?

### Abstract

The aim of this paper is to evaluate the impact of environmental regulations on the location choices by French firms of their industrial activities. We examine a sample of 3,856 import flows of French firms from foreign industrial subsidiaries in 1999. We first observe that the most pollution intensive goods are paradoxically imported relatively more from the most environmentally stringent countries. Then, we develop a simple static model based on the production cost minimization in order to control for heterogeneous factor costs within countries, distinguishing skilled labor, unskilled labor and capital. However, even with taking these effects into account, the pollution intensity of the imported goods remains positively related to the environmental stringency of the country where they are produced. This suggests that environmental compliance costs are not a major determinant of location compared to other effects, which are not limited to factor costs and can include, for example, agglomeration effects.

**Keywords**: environmental regulation, relocation, industrial multinational companies

**Classification JEL** : C51, F18, F23

## Introduction

L'exigence de régulations environnementales est parfois suspectée de nuire à la compétitivité des entreprises françaises. Plus précisément, les pays les moins rigoureux en matière d'environnement disposeraient - dans le cadre de la mondialisation - d'un avantage compétitif. Des délocalisations d'entreprises industrielles vers ces pays seraient alors à craindre. Toutefois, l'évidence empirique sur le sujet apparaît particulièrement pauvre, voire inexistante dans le cas de la France.

Depuis le début des années 80, les investissements directs étrangers (IDE) se sont fortement développés. Il faut cependant noter que la plupart de ces investissements n'apparaissent pas motivés - en premier lieu - par la recherche de moindres coûts de production mais plutôt par la pénétration de nouveaux marchés. Autrement dit, les IDE horizontaux sont prépondérants par rapport aux IDE verticaux<sup>1</sup>. Ainsi, les filiales étrangères sous contrôle américain ne réexportaient au début des années 90 que 13% de leur production vers les États-Unis (Markusen, 1995). De plus, les IDE sont en grande partie réalisés entre des pays développés présentant des niveaux de sévérité environnementale similaires<sup>2</sup>.

Ce constat n'est pas uniquement imputable à la prépondérance des IDE horizontaux. Il s'applique également lorsqu'on examine les importations en provenance de filiales étrangères sous contrôle français et à destination d'entreprises françaises du même groupe, résultats d'IDE verticaux passés (cf. tableau A de l'annexe 2).

La sévérité de la régulation environnementale ne saurait par conséquent constituer le déterminant principal de la localisation des filiales étrangères des groupes français. On peut néanmoins examiner la structure de ces importations - en particulier en fonction de l'intensité en pollution des produits importés - si l'on cherche à mesurer l'effet de la sévérité environnementale sur les choix de localisation.

La production des biens les plus intensifs en pollution apparaît en fait localisée dans des pays relativement sévères en la matière (cf. graphique page suivante). Ainsi, la chimie - minérale et organique - et la sidérurgie sont surtout présentes en Allemagne et en Belgique. A l'inverse, les importations de textile, produit peu intensif en pollution, proviennent typiquement de Chine et d'Afrique du Nord. Ce constat paradoxal renforce la présomption d'un impact marginal de la régulation environnementale et souligne la difficulté de l'identifier statistiquement. Une explication de ce paradoxe peut résider dans les différences de coût des facteurs entre pays, en particulier pour le travail peu qualifié : celui-ci est moins cher en Chine qu'en Allemagne alors que le secteur textile est plus intensif en ce facteur que la chimie. Si l'on veut isoler l'effet recherché, il est nécessaire de neutraliser ce type de phénomène.

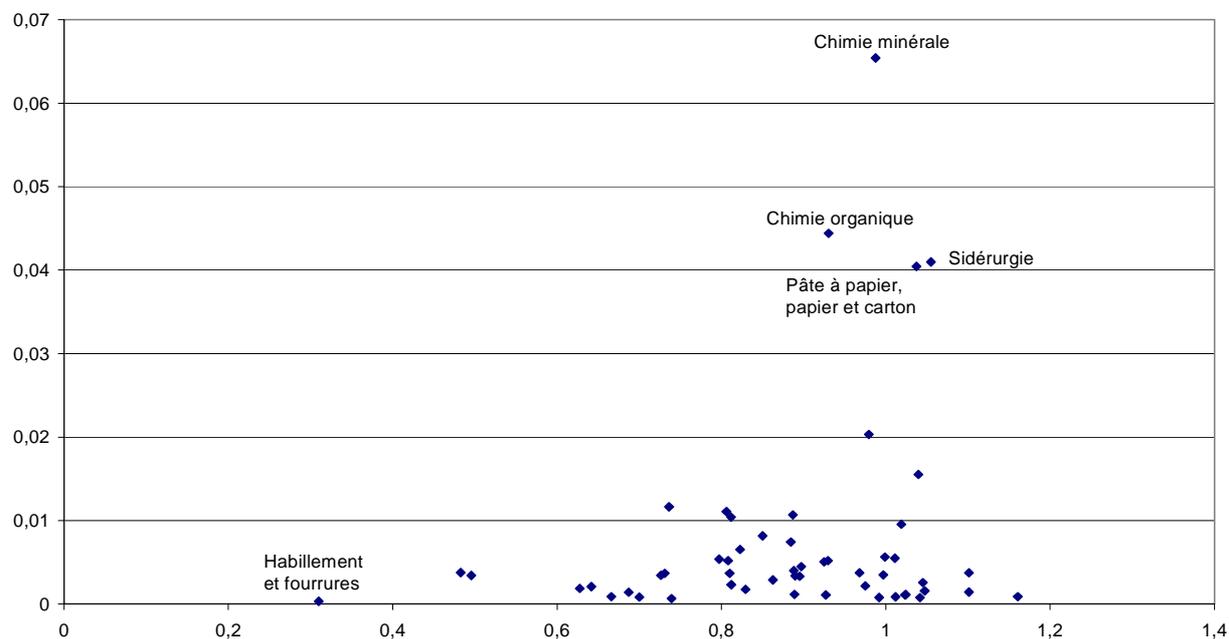
La partie suivante passe en revue les travaux antérieurs sur le sujet. On développe ensuite un modèle statique simple reposant sur la minimisation des coûts de production. Sont enfin présentés les données puis les résultats et leur interprétation.

---

<sup>1</sup> Un investissement direct horizontal a pour objectif d'approvisionner le marché étranger dans lequel il est réalisé tandis que les produits d'un investissement direct vertical sont destinés à être réexportés vers le pays d'origine.

<sup>2</sup> En 2001, l'Union européenne et l'Amérique du Nord ont concentré 64,5% des effectifs des implantations françaises à l'étranger.

### Intensité en pollution des produits suivant la sévérité environnementale moyenne des pays d'exportation



Note : L'intensité en pollution des produits, reportée en ordonnée, est mesurée par la part des coûts de protection de l'environnement dans la valeur ajoutée. La sévérité environnementale moyenne des pays de provenance des importations intra-groupe est reportée en abscisse. Elle correspond à la moyenne - pondérée par le nombre de flux - de l'indice de sévérité environnementale utilisé pour les estimations économétriques (cf. partie 3).

## I - Brève revue de la littérature empirique

De nombreux travaux ont étudié l'impact de la sévérité de la régulation environnementale sur le choix de localisation des activités industrielles aux États-Unis, l'unité d'observation géographique étant soit l'État soit le comté. Ces travaux mettent typiquement en regard le nombre de créations d'établissements - ou bien le montant d'IDE - avec un indicateur de la sévérité environnementale, en contrôlant d'autres facteurs (tel que le salaire moyen) pouvant influencer sur les coûts de production. Les études les plus récentes tendent à conclure à un impact significatif de la régulation environnementale sur la localisation des activités<sup>3</sup>. L'une des plus convaincantes est celle de Becker et Henderson (2000).

Ces auteurs exploitent le fait que, depuis 1977, les comtés ne satisfaisant pas certains objectifs environnementaux se voient imposer une réglementation plus stricte, le respect de ces critères étant réévalué chaque année<sup>4</sup>. Ils trouvent que la plus grande sévérité environnementale s'appliquant aux comtés ne respectant pas les objectifs assignés y entraîne une baisse du nombre d'établissements nouveaux comprise entre 26% et 45% pour les quatre secteurs les plus polluants<sup>5</sup>.

Keller et Levinson (2003) évaluent quant à eux l'effet de la régulation environnementale sur les montants d'IDE. Leur indicateur de sévérité environnementale est calculé à partir des dépenses de protection de l'environnement engagées par les entreprises des différents États, en tenant compte de la répartition géographique inégale des différentes industries. Ils concluent qu'un doublement des dépenses anti-pollution entraînerait une baisse de moins de 10% des investissements directs, ce qu'ils jugent comme un effet modeste.

Toutefois, ces résultats obtenus pour les États-Unis semblent difficilement extrapolables aux choix de localisation entre pays. En effet, on peut penser que la sévérité environnementale ainsi que les autres facteurs influant sur l'attractivité des territoires présentent davantage de variabilité entre pays qu'entre États ou comtés des États-Unis. La littérature relative à l'impact de la régulation environnementale sur le choix des pays de destination des IDE apparaît cependant moins abondante que la précédente<sup>6</sup>.

Smarzynska et Wei (2001) examinent les IDE de 534 multinationales à destination des pays en transition d'Europe de l'Est. Ces auteurs incluent en particulier une mesure de la corruption comme contrôle relatif au pays en plus des variables usuelles (PIB, PIB par habitant, distance au pays d'origine de l'investissement, etc.). Leurs résultats sont mitigés. Dans certains cas ils observent, toutes choses égales par ailleurs, que les pays les plus laxistes attirent relativement davantage les activités de production les plus polluantes. Ce résultat n'est étrangement obtenu que lorsqu'ils

---

<sup>3</sup> Les conclusions de ces études contrastent avec celles d'autres travaux plus anciens, datant de la fin des années 80 ou du début des années 90, qui trouvaient des effets soit non statistiquement significatifs soit d'ampleur très faible (cf. Jaffe et al., 1995, pour une revue de ces travaux). Jeppesen et al. (2002) interprètent ces derniers résultats essentiellement comme la conséquence de biais d'hétérogénéité inobservée.

<sup>4</sup> De manière rassurante et contrairement à de nombreux travaux, ils trouvent en particulier que les industries polluantes sont davantage affectées que les industries non polluantes.

<sup>5</sup> List et al. (2003) trouvent des effets encore plus forts : la perte en termes de créations pour les comtés davantage régulés s'élèverait entre 0,7 et 1,3 établissement ayant une activité polluante par an, ce qui est considérable puisqu'en moyenne un comté reçoit chaque année 0,4 établissement nouveau de ce type. Néanmoins, alors que l'estimation de Becker et Henderson repose sur l'observation de tous les comtés des États-Unis au cours de huit années entre 1963 et 1992, celle de List et al. est fondée sur à peine une trentaine d'observations. Les résultats de cette dernière étude doivent donc être considérés avec davantage de prudence.

<sup>6</sup> On se restreint ici aux travaux - de nature plutôt microéconomique - s'intéressant aux choix de localisation des unités productives. Les travaux visant à estimer l'impact de la régulation environnementale sur la structure des flux commerciaux internationaux ne sont pas évoqués ici (cf. Copeland et Taylor, 2003, pour une revue de ces derniers).

mesurent indirectement la sévérité environnementale à partir de la participation à des traités internationaux. Il n'apparaît plus de manière significative, en revanche, lorsqu'ils utilisent une mesure, pouvant sembler pourtant plus adaptée, fondée sur le niveau des normes environnementales.

Eskeland et Harrison (2003) centrent leur analyse sur quatre pays en voie de développement (Mexique, Venezuela, Côte d'Ivoire, Maroc). Ils supposent implicitement la régulation environnementale plus laxiste dans ces pays que dans les pays d'origine des investissements directs (principalement les États-Unis pour les deux premiers et la France pour les deux derniers). Ils trouvent que les montants d'IDE reçus par les différents secteurs des quatre pays considérés ne dépendent pas significativement de l'intensité en pollution de ces secteurs lorsqu'elle est mesurée de manière synthétique à partir des dépenses anti-pollution observées aux États-Unis. Lorsque sont distinguées différentes pollutions (air, eau, toxicité), seule l'intensité en pollution atmosphérique apparaît positivement corrélée avec le montant d'IDE. Les auteurs jugent cependant cette corrélation peu pertinente dans la mesure où elle disparaît lorsqu'ils retirent de l'échantillon les IDE à destination de l'industrie du ciment marocaine. Ils soulignent en effet qu'il s'agit essentiellement d'IDE horizontaux, qui ne sont donc pas à prendre en compte dans leur analyse.

La conclusion de cette étude contraste avec celle de Xing et Kolstad (2002). Ces derniers trouvent que, toutes choses égales par ailleurs, les pays les plus laxistes en matière de régulation environnementale attirent davantage que les autres les investissements directs d'origine américaine dans les activités fortement polluantes. Les auteurs ne décèlent pas d'effet similaire pour les industries moins polluantes. Néanmoins, comme le note Zarsky (1999), la façon dont les auteurs mesurent la sévérité environnementale est problématique. En effet, ils utilisent pour cela les émissions de  $SO_2$  agrégées par pays, émissions susceptibles de refléter tout autant la conséquence que la cause des investissements directs. Afin de traiter ce problème de simultanéité, les auteurs mettent en oeuvre des méthodes à variables instrumentales. Cependant, les instruments choisis - à savoir le taux de mortalité infantile et la densité de population - ne sont pas totalement convaincants : il n'est pas certain que ces variables ne soient liées aux IDE que par le biais de la régulation environnementale.

Au final, s'il semble ressortir de la littérature une influence significative de la régulation environnementale sur la localisation des activités à l'intérieur des États-Unis, il n'en est pas de même en ce qui concerne les choix de localisation entre pays. L'évidence empirique nécessite d'être enrichie à la fois par la mobilisation de nouvelles données et par une meilleure prise en compte des autres déterminants de l'attractivité. La modélisation suivante, qui sera appliquée aux importations intra-groupe des groupes français, vise à tenir compte des différences de coût des facteurs entre pays.

## II - Modélisation simple du choix de localisation

On développe dans cette partie un modèle statique décrivant le choix fait par un groupe français concernant la localisation de ses filiales à l'étranger. Ce modèle repose sur l'idée que le choix de localisation est déterminé par la minimisation du coût unitaire total de production  $c_{ij}$ , coût qui dépend du pays d'implantation  $j$  et du bien produit  $i$  :

$$\min_j c_{ij} = c_{ij}^F + c_{ij}^E + c_j^A + u_{ij}$$

Le coût unitaire total de production se décompose en la somme du coût de rémunération des facteurs  $c_{ij}^F$ , du coût de conformité à la régulation environnementale  $c_{ij}^E$ , d'autres coûts liés au pays d'implantation  $c_j^A$ , et d'un terme aléatoire  $u_{ij}$ . Deux remarques - liées à l'adéquation entre les données dont on dispose et ce modèle - s'imposent avant de décrire plus précisément chacun de ces termes.

En premier lieu, et contrairement aux travaux antérieurs, on se restreint ici aux filiales étrangères qui réexportent une partie de leur production vers la France. La motivation de la localisation à l'étranger est alors au moins en partie verticale (i.e. liée à la recherche de moindres coûts de production) et non purement horizontale (i.e. liée à la pénétration de nouveaux marchés). Le cas de l'industrie du ciment marocaine dans l'étude de Eskeland et Harrison (2003) mentionnée ci-dessus (cf. partie 1) illustre notamment le fait que ne pas se restreindre aux IDE verticaux est susceptible de biaiser les conclusions.

En second lieu, on ne s'intéresse au choix de localisation que conditionnellement au fait que cette localisation se situe à l'étranger. Autrement dit, on n'examine pas directement si l'implantation de filiales à l'étranger est influencée par le niveau de la régulation environnementale en France mais si les différences de sévérité environnementale entre les autres pays expliquent - et dans quelle mesure - leur répartition géographique.

La prise en compte du coût de rémunération des facteurs de production  $c_{ij}^F$  repose essentiellement sur deux hypothèses.

La première hypothèse est que les groupes français ont accès aux mêmes technologies quel que soit le lieu de production. On distingue comme facteurs de production le travail qualifié  $S_i$ , le travail peu qualifié  $U_i$  et le capital  $K_i$ . On choisit pour la technologie de production une spécification reflétant la plus forte complémentarité du capital au travail qualifié qu'au travail peu qualifié, sur laquelle s'accordent la plupart des travaux empiriques (cf. Hamermesh, 1993). Pour simplifier les calculs, on suppose, d'une part, le travail qualifié et le capital parfaitement complémentaires et, d'autre part, une élasticité de substitution unitaire entre le travail peu qualifié et l'agrégat formé des deux autres facteurs. Sous l'hypothèse supplémentaire de rendements constants, la fonction de production prend la forme suivante :

$$Y_i = A_i U_i^{\alpha_{U,i}} \left[ \min(S_i, K_i / \gamma_{K,i}) \right]^{1-\alpha_{U,i}}$$

Cette forme fonctionnelle est proche de celle employée par Salanié (1999)<sup>7</sup>. L'élasticité  $\alpha_{U,i}$  représente l'intensité en travail peu qualifié du produit  $i$ . Sous l'hypothèse de concurrence parfaite sur les marchés des facteurs et du produit, elle est égale à la part du coût du travail peu qualifié dans la valeur ajoutée :

$$\alpha_{U,i} = \frac{c_{U,i} U_i}{p_i Y_i}$$

Cette part sera mesurée pour chaque bien à partir des données françaises issues de la comptabilité nationale (cf. encadré de la partie 3). La même démarche est appliquée aux deux autres paramètres de la fonction de production. Ces derniers s'expriment de la manière suivante :

$$A_i = \frac{Y_i}{U_i^{\alpha_{U,i}} S_i^{1-\alpha_{U,i}}}; \gamma_{K,i} = \frac{K_i}{S_i}$$

La seconde hypothèse est que les facteurs de production sont parfaitement mobiles - et par conséquent rémunérés de la même manière - entre secteurs dans un pays donné. En revanche, on autorise les coûts unitaires des facteurs à varier entre pays. Le coût unitaire de production s'exprime alors de la manière suivante en fonction de ces coûts et des paramètres technologiques précédemment définis (cf. annexe 3) :

$$c_{ij}^F = B_i c_{U,j}^{\alpha_{U,i}} (c_{S,j} + \gamma_{K,i} c_{K,j})^{1-\alpha_{U,i}} \text{ avec } B_i = A_i^{-1} \left[ \left( \frac{1-\alpha_{U,i}}{\alpha_{U,i}} \right)^{\alpha_{U,i}} + \left( \frac{\alpha_{U,i}}{1-\alpha_{U,i}} \right)^{1-\alpha_{U,i}} \right]$$

En sus de ce coût de rémunération des facteurs, les filiales implantées à l'étranger supportent un coût de mise en conformité à la régulation environnementale, soit  $c_{ij}^E$  par unité de production. Comme on n'observe pas l'ensemble de ces coûts par produit pour tous les pays mais seulement pour la France et comme par ailleurs on dispose d'un indicateur de la sévérité environnementale par pays (cf. partie 3), on impose une structure multiplicative sur la forme de ce coût de mise en conformité :

$$c_{ij}^E = c_{i,FR}^E F(s_j) \text{ avec } F(s_{FR}) = 1$$

Ce type d'approximation est également présent - explicitement ou implicitement - dans les travaux précédemment cités sur la destination des investissements directs. Deux observations permettent de justifier cette approximation. D'une part, les coûts de mise en conformité à la régulation environnementale sont très liés aux quantités de pollution émises. D'autre part, les secteurs les plus polluants sont globalement les mêmes dans tous les pays (cf. Copeland et Taylor, 2003). Par ailleurs, afin de simplifier la présentation des résultats, la fonction  $F$  sera simplement supposée linéaire<sup>8</sup> :  $F(s_j) = \delta(s_j - s_{FR}) + 1$ .

Les entreprises implantées dans le pays  $j$  supportent de plus divers autres coûts, soit  $c_j^A$  par unité de production. Ces coûts doivent être vus comme englobant

<sup>7</sup> Il postule que l'agrégat formé du travail qualifié et du capital, d'une part, et le travail peu qualifié, d'autre part, rentrent dans une fonction de production de type CES, i.e. à élasticité de substitution constante. Il fixe cette élasticité de substitution à 0,7 avec une variante à 2,5. La technologie de type Cobb-Douglas choisie ici correspond à un cas intermédiaire puisqu'elle implique une élasticité de substitution unitaire.

<sup>8</sup> Il s'avère en effet qu'ajouter à cette spécification des termes polynômiaux d'ordre supérieur ne modifie pas les conclusions tirées ci-après.

l'ensemble des facteurs - autres que les coûts des inputs et de la sévérité environnementale - influant sur l'attractivité des pays, tels que la proximité géographique ou culturelle, les infrastructures, la corruption, etc. L'hypothèse importante faite ici est que ces coûts, contrairement aux coûts de rémunération des facteurs et de conformité environnementale, sont homogènes entre les différents biens (i.e. proportionnels à leur valeur en France) dans chacun des pays.

Le programme de choix de localisation prend finalement la forme suivante :

$$\min_j B_i c_{U,j}^{\alpha_{U,i}} (c_{S,j} + \gamma_{K,i} c_{K,j})^{1-\alpha_{U,i}} + \delta c_{i,FR}^E s_j + c_j^A + u_{ij}$$

Les paramètres à estimer sont  $\delta$ , qui définit la fonction  $F$  et renseigne par conséquent sur l'effet de la régulation environnementale, et quatre groupes de coefficients spécifiques aux pays : les trois premiers correspondant aux coûts unitaires des facteurs  $\{c_{U,j}\}$ ,  $\{c_{S,j}\}$ ,  $\{c_{K,j}\}$ , et le quatrième aux « autres coûts »  $\{c_j^A\}$ .

Ce modèle est de type « logit conditionnel » moyennant certaines restrictions identifiantes. Les résidus sont ainsi supposés indépendants entre eux ainsi qu'avec les variables observables, qui comprennent les paramètres technologiques  $\alpha_{U,i}$ ,  $B_i$  et  $\gamma_{K,i}$ , les coûts de conformité environnementale observés en France  $c_{i,FR}^E$ , et l'indicateur de sévérité environnementale par pays  $s_j$ .

Pour pouvoir estimer ce modèle, on fait l'hypothèse que les résidus sont identiquement distribués selon une loi de Weibull, ce qui rend la procédure d'estimation par maximum de vraisemblance relativement simple. En effet, la probabilité qu'un groupe français localise l'activité de production du bien  $i$  dans le pays étranger  $j$  (conditionnellement au fait qu'il la localise dans un pays de l'ensemble  $J$ ) est alors indépendante de la variance des résidus. Plus précisément, elle est inversement proportionnelle à l'exponentielle de la partie déterministe de la fonction objectif :

$$P_{ij} = \frac{\exp\left(-B_i c_{U,j}^{\alpha_{U,i}} (c_{S,j} + \gamma_{K,i} c_{K,j})^{1-\alpha_{U,i}} - \delta c_{i,FR}^E s_j - c_j^A\right)}{\sum_{n \in J} \exp\left(-B_i c_{U,n}^{\alpha_{U,i}} (c_{S,n} + \gamma_{K,i} c_{K,n})^{1-\alpha_{U,i}} - \delta c_{i,FR}^E s_n - c_n^A\right)}$$

La vraisemblance, que l'on maximise, s'exprime enfin comme le produit de ces probabilités.



### III - Les données

#### *III.1 Les importations intra-groupe des entreprises françaises*

On exploite une enquête sur les flux d'échanges commerciaux réalisés en 1999 par les groupes possédant au moins une filiale implantée hors de France et détenant - en France ou ailleurs - au moins une filiale industrielle (cf. encadré). Cette enquête fournit en particulier la structure par pays et produit des importations intra-groupe des entreprises appartenant à des groupes français<sup>9</sup>.

On a agrégé ces flux au niveau du groupe de manière à ne compter qu'une seule fois une filiale étrangère exportant vers plusieurs entreprises françaises du même groupe. Ainsi, un flux est défini par un triplet composé d'un groupe, d'un produit et d'un pays. Les produits industriels échangés sont distingués suivant la nomenclature NES 114. On exclut le secteur de l'énergie en raison de ses particularités ainsi que les industries extractives, la localisation de ces activités étant évidemment conditionnée par celle des ressources naturelles exploitées. Au final, 53 produits sont représentés<sup>10</sup>.

Afin d'assurer l'identifiabilité du modèle, on se restreint aux pays d'où sont importés au moins 4 produits différents. Parmi les 51 remplissant cette condition, on en élimine 3 pour lesquels l'information sur la sévérité de la régulation environnementale n'est pas disponible (cf. infra). L'échantillon utilisé pour l'estimation économétrique comprend finalement 3 856 flux d'importation appartenant à 53 catégories de produits et provenant de 48 pays.

#### *III.2 Les coûts de mise en conformité à la régulation environnementale*

L'intensité en pollution des produits est mesurée à partir des coûts de protection de l'environnement rapportés à la valeur ajoutée. L'information sur la valeur ajoutée provient des comptes nationaux. On exploite en outre les enquêtes annuelles sur les investissements de protection de l'environnement (dites Antipol) réalisées entre 1992 et 1999 ainsi que l'enquête complémentaire réalisée en 1995 sur les dépenses courantes associées. Relatives à des établissements, ces données sont agrégées par secteur au niveau NES 114.

Sont pris en compte dans les coûts de protection de l'environnement les dépenses courantes ( $D^E$ ) ainsi que le coût d'usage du capital anti-pollution ( $K^E$ ) :

$$c_{i,FR}^E = C_{i,FR}^E / VA_i \quad \text{avec} \quad C_{i,FR}^E = D_{i,FR}^E + c_K K_{i,FR}^E$$

Le stock de capital est calculé à partir de la méthode de l'inventaire permanent appliquée aux investissements réalisés entre 1992 et 1999, les investissements antérieurs étant supposés nuls<sup>11</sup>. Le taux de dépréciation est fixé à 12%, ordre de grandeur typique pour les installations techniques (cf. Hulten et Wycoff, 1981). Sont inclus non seulement les investissements de bout de chaîne mais aussi les investissements pour changement de procédé, à hauteur de leur part imputable à la

<sup>9</sup> Un groupe est dit français si la société mère réside en France.

<sup>10</sup> Les produits de la fonderie et des services industriels du travail des métaux sont exclus de fait car ils ne font l'objet d'aucune importation intra-groupe. On a enfin écarté le secteur des armes et munitions en raison d'une valeur ajoutée très faible conduisant à des valeurs aberrantes pour les paramètres technologiques.

<sup>11</sup> On doit par conséquent un peu sous-estimer le stock de capital anti-pollution. Cependant, sous la condition que cette sous-estimation soit identique en valeur relative pour tous les produits, ceci n'est pas de nature à biaiser les estimations économétriques.

protection de l'environnement. On fixe par ailleurs le coût unitaire du capital  $c_K$  à 18% du prix de l'investissement<sup>12</sup>.

Les branches les plus intensives en pollution sont la chimie minérale, la chimie organique et la sidérurgie dans lesquelles les coûts de mise en conformité à la régulation environnementale s'élèvent respectivement à 6,54%, 4,44% et 4,10% de la valeur ajoutée (cf. tableau B de l'annexe 2).

### ***III.3 La sévérité de la régulation environnementale des pays***

On s'appuie essentiellement sur un indice développé par Esty et Porter (2001) à partir de l'enquête annuelle conduite pour le *Global Competitiveness Report 2001-2002* auprès de dirigeants d'entreprise et de gouvernement. Il intègre non seulement le niveau des normes réglementaires et des autres instruments de régulation mais aussi leur degré d'application effective. Il couvre 71 pays, mais l'Afrique apparaît sous-représentée.

On le complète par conséquent par une autre mesure de la sévérité de la régulation environnementale développée par Dasgupta et al. (1995) à partir de rapports nationaux réalisés pour la Conférence de Rio de 1992. Eliste et Fredriksson (2002) ont étendu sa couverture de 30 à 62 pays, mais en se restreignant au secteur agricole. Leur mesure apparaît néanmoins également valable pour l'industrie manufacturière<sup>13</sup>. Elle présente par ailleurs une corrélation de 85% avec celle d'Esty et Porter.

On construit ici un indice synthétique, égal à celui d'Esty et Porter lorsqu'il existe et prenant autrement la valeur prédite par la projection de ce dernier sur celui d'Eliste et Fredriksson. La mesure ainsi obtenue couvre finalement 85 pays dont 48 des 51 pays pertinents pour l'analyse (cf. supra)<sup>14</sup>. On présente cet indice dans l'annexe 2, ainsi que le nombre de flux d'importation intra-groupe en provenance de chacun de ces pays (tableau A).

---

<sup>12</sup> Ce chiffre est tiré de Crépon et Gianella (2001) dont l'évaluation repose sur un raffinement de la méthode de Jorgenson, prenant en compte en particulier la fiscalité du capital. On peut aussi le voir comme une application de la formule simple de Jorgenson avec un taux de dépréciation de 12% et un taux d'intérêt réel de 6%.

<sup>13</sup> Ederington et al. (2003) notent que le coefficient de corrélation entre les indices dans l'agriculture et dans l'industrie est de 0,96 sur l'ensemble des 30 pays communs.

<sup>14</sup> Les trois pays manquants sont Hong-Kong, Taiwan et le Luxembourg.

## **Les sources de données**

### ***Enquête « échanges internationaux intra-groupe »***

Cette enquête a été réalisée en 2000 par le service statistique du Secrétariat d'État à l'Industrie (SESSI). Elle est quasi exhaustive (près de 96% des montants douaniers concernés) sur le champ des groupes possédant au moins une filiale implantée hors de France et détenant, en France ou ailleurs, au moins une filiale industrielle. Il a été demandé aux filiales de tels groupes implantées en France, y compris les filiales non industrielles, de renseigner leurs importations et leurs exportations de biens effectuées en 1999. Ces échanges sont répartis par produit et par pays, en distinguant en outre les flux intra-groupe des flux extra-groupe.

### ***Enquête sur les investissements anti-pollution***

Cette enquête annuelle est effectuée par le SESSI depuis 1992. Elle est exhaustive sur le champ des établissements de l'industrie manufacturière de plus de 100 employés, ce seuil étant abaissé à 50 voire à 20 dans les secteurs les plus polluants. Environ 8 000 établissements sont ainsi interrogés chaque année.

### ***Comptes nationaux***

On exploite les comptes par branche de l'année 1999 qui comprennent en particulier la valeur ajoutée, l'emploi, la masse salariale au niveau NES 114 ainsi que les immobilisations au niveau NES 36.

### ***Déclarations annuelles de données sociales (DADS)***

On mobilise également les DADS de l'année 1999. Ces données couvrent l'ensemble des salariés du secteur privé et contiennent en particulier - pour chacun d'entre eux - le nombre d'heures travaillées, le coût du travail et la catégorie socioprofessionnelle. Elles ont été agrégées d'abord par établissement puis par secteur au niveau NES 114, en distinguant deux catégories de qualification propres à cette étude : on entend par « qualifiés » les dirigeants d'entreprise, les cadres et les professions intermédiaires, et par « peu qualifiés » les ouvriers et les employés. L'emploi et la masse salariale issus des comptes nationaux ont ensuite été ventilés suivant ces deux catégories.

### ***Bénéfices réels normaux (BRN)***

On utilise enfin les fichiers de déclaration fiscale des entreprises soumises au régime des bénéfices réels normaux de l'année 1999. Il couvre plus de 600 000 entreprises, représentant environ 97% de la valeur ajoutée totale. La clé de répartition observée à partir de l'agrégation des immobilisations productives au niveau NES 114 a servi à ventiler celles issues des comptes nationaux, disponibles seulement au niveau NES 36.



## IV - Résultats

On présente deux estimations du paramètre  $\delta$  associé à la sévérité environnementale, la première en contraignant les coûts des facteurs à être identiques entre pays, la seconde en relâchant cette hypothèse (cf. tableau).

### IV.1 Un effet secondaire sur les choix passés de localisation

Outre le terme associé à la régulation environnementale, la première estimation ne comprend donc que des indicatrices de pays, correspondant aux « autres coûts ». De manière non surprenante, le paramètre  $\delta$  obtenu sous cette spécification apparaît significativement négatif. On retrouve simplement là le constat déjà établi en introduction à partir de statistiques descriptives, à savoir que les biens les plus polluants sont importés relativement davantage des pays les plus sévères en matière de régulation environnementale.

**Estimation de l'effet de la sévérité de la régulation environnementale**

	Spécification (1)	Spécification (2)
$\delta$	-5,90 (0,03)	-4,44 (0,04)

Note : La première spécification intègre des indicatrices de pays. Dans le second modèle sont en plus estimés les coûts unitaires des trois facteurs de production dans chaque pays. Les coefficients correspondants ne sont pas reportés. L'écart-type du paramètre d'intérêt figure entre parenthèses.

La seconde estimation comprend tous les termes de la modélisation (cf. partie 2), y compris celui correspondant au coût de rémunération des facteurs. Ainsi, cette spécification purge le paramètre  $\delta$  des effets liés aux différences de coût des facteurs. Le paramètre d'intérêt estimé augmente significativement lorsque l'on tient compte de ces effets. Le sens de cette correction est conforme à l'intuition : d'une part, l'intensité en travail peu qualifié est négativement corrélée à l'intensité en pollution<sup>15</sup> et, d'autre part, le coût du travail peu qualifié est plutôt faible dans les pays les plus laxistes en matière de régulation environnementale.

Toutefois, la prise en compte de l'hétérogénéité des coûts des facteurs entre pays s'avère insuffisante pour changer le signe du paramètre d'intérêt, qui demeure significativement négatif. Ce résultat apparaît robuste à divers tests (cf. annexe 1). Ainsi, même en contrôlant des coûts des facteurs, il apparaît que les pays les plus sévères attirent relativement davantage les activités les plus polluantes. En tout état de cause, cela montre que l'effet de la régulation environnementale est marginal par rapport à d'autres déterminants. Ces derniers, s'ils incluent les différences de coût des facteurs, ne s'y limitent pas pour autant : on pense en particulier à des effets d'agglomération (cf. infra). Identifier précisément ces déterminants dépasse cependant le cadre de cette étude.

<sup>15</sup> Le coefficient de corrélation entre l'intensité en travail peu qualifié et l'intensité en pollution vaut -0,33 et est significatif au seuil de 1%.

## ***IV.2 Discussion***

A priori, l'estimation précédente pourrait être affectée par un biais d'endogénéité, certains flux ayant été réalisés antérieurement à la mise en place de la régulation environnementale. Afin de répondre à cette interrogation, on restreint l'étude aux flux d'importation intra-groupe apparus entre 1993 et 1999 (cf. annexe 1) et on considère l'indice d'Eliste et Fredriksson qui porte sur l'état de la législation en 1992. Le paramètre  $\delta$  estimé sur ce nouvel échantillon demeure significativement négatif. Cela montre que le résultat du paragraphe précédent n'est pas seulement imputable à des choix de localisation antérieurs à la législation environnementale. Les pays les plus sévères en 1992 continuent en effet à attirer les activités les plus polluantes<sup>16</sup>.

Le fait que le paramètre  $\delta$  demeure négatif souligne d'autre part la difficulté à isoler l'effet recherché avec un modèle statique. Une des limites principales du présent modèle réside probablement dans le fait qu'il ignore la spécialisation industrielle initiale des pays.

Or, celle-ci est susceptible d'influer sur l'environnement des entreprises et par là même d'engendrer des effets d'agglomération. Par exemple, un groupe français peut trouver plus avantageux de localiser ses activités chimiques en Allemagne parce que ce pays étant historiquement spécialisé dans ce secteur, une main-d'œuvre abondante est formée aux métiers de cette industrie, ou bien parce que la législation - autre qu'environnementale - lui est favorable, ou encore à cause d'externalités liées à la diffusion de l'innovation technologique.

En retour, la législation environnementale n'est sans doute pas indépendante de cette spécialisation industrielle initiale. Ainsi, l'implantation d'entreprises polluantes peut à terme inciter les pouvoirs publics à durcir la régulation environnementale.

L'absence d'évidence d'un effet handicapant sur la compétitivité des pays peut aussi s'expliquer par le fait qu'un groupe multinational emploie souvent les mêmes technologies indépendamment du pays d'implantation afin de bénéficier d'économies d'envergure.

---

<sup>16</sup> L'étude des seuls flux apparus entre 1993 et 1999 est au fond plus pertinente que celle présentée dans le corps de l'article. Toutefois, l'enquête de 1993 est difficilement exploitable. En particulier, l'identification des flux d'importation intra-groupe nécessite de poser quelques hypothèses ad hoc, l'enquête fournissant des informations moins précises à la fois sur la catégorie de produit et sur la zone géographique d'importation. La crédibilité statistique des résultats s'en trouve altérée.

## Bibliographie

Becker R. et J. Henderson (2000), « Effects of Air Quality Regulation on Polluting Industries », *Journal of Political Economy* 108, pp. 379-421.

Commission européenne (2001), « Troisième étude annuelle sur la mise en œuvre et le contrôle de l'application du droit communautaire de l'environnement ».

Copeland B. et M. Taylor (2003), « Trade, Growth and the Environment », *Journal of Economic Literature* 42, pp. 7-71.

Crépon B. et C. Gianella (2001), « Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles », document de travail INSEE n° G2001/09.

Dasgupta S., A. Mody, S. Roy et D. Wheeler (1995), « Environmental Regulation and Development: A Cross-Country Empirical Analysis », World Bank, Policy Research Department Working Paper n° 1448.

Eliste P. et P. Fredriksson (2002), « Environmental Regulations, Transfers and Trade: Theory and Evidence », *Journal of Environmental Economics and Management* 43, pp. 234-250.

Eskeland G. et A. Harrison (2003), « Moving to Greener Pastures? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis », *Journal of Development Economics* 70(1), pp. 1-23.

Esty D. et M. Porter (2001), « Ranking National Environmental Regulation and Performance: A Leading Indicator of Future Competitiveness », *in The Global Competitiveness Report 2001-2002*, New York, Oxford University Press.

Hamermesh D. (1993), « Labour Demand », Princeton University Press.

Jaffe A., S. Peterson, P. Portney et R. Stavins (1995), « Environmental Regulation and the Competitiveness of US Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us? », *Journal of Economic Literature* 33, pp. 132-163.

Jeppesen T., J. List et H. Folmer (2002), « Environmental Regulations and New Plant Location Decisions: Evidence from a Meta-analysis », *Journal of Regional Science* 42(1), pp. 19-49.

Keller W. et A. Levinson (2002), « Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment to US States », *Review of Economics and Statistics* 84(4), pp. 691-703.

List J., D. Millimet, P. Fredriksson et W. McHone (2003), « Effects of Environmental Regulations on Manufacturing Plant Births: Evidence from a Propensity Score Matching Estimator », *Review of Economics and Statistics* 85(4), 944-952.

Markusen J. (1995), « The Boundaries of Multinational Enterprises and the Theory of International Trade », *Journal of Economic Perspectives*, 9(2), pp. 169-189.

Salanié B. (1999), « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », document de travail INSEE n° G9912.

Smarzynska B. et S.-J. Wei (2001), « Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth? », NBER Working Paper n° 8465.

Xing Y. et C. Kolstad (2002), « Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Direct Investment? », *Environmental and Resource Economics*, 21(1), pp. 1-23.

Zarsky L. (1999), « Havens, Halos and Spaghetti: Untangling the Evidence About the Relationship Between Foreign Investment and the Environment », communication à la conférence de l'OCDE Foreign Direct Investment and the Environment, La Hague, 28 et 29 janvier 1999.

## Annexe 1 : Tests de robustesse

On présente différents tests de robustesse des résultats. Ces tests sont relatifs à la spécification de la technologie, à la mesure de la sévérité environnementale, au caractère plus ou moins récent de la localisation à l'étranger et à la présence de certaines branches dans l'échantillon. Ces tests confirment tous l'estimation centrale présentée dans le corps du texte, le paramètre lié au coût de mise en conformité à la régulation environnementale apparaissant toujours significativement négatif. On détaille ci-après les tests effectués.

Estimation centrale	-4,44 (0,04)
A. Hypothèse de complémentarité parfaite entre capital et pollution	-3,13 (0,05)
B. Mesures alternatives de la sévérité environnementale	
B.1. Indice d'Eliste et Fredriksson	-0,03 (0,001)
B.2. Nombre d'infractions aux directives européennes (air, eau et déchets)	-0,37 (0,009)
Nombre d'infractions aux directives européennes (seulement air)	-2,07 (0,017)
C. Flux apparus entre 1993 et 1999 (indice d'Eliste et Fredriksson)	-0,04 (0,002)
D. Exclusion des branches de la chimie et de l'habillement	-13,9 (0,07)

### A. Hypothèse de complémentarité parfaite entre capital et pollution

Par souci de simplicité, on a considéré dans le corps de l'étude que la pollution était proportionnelle à la quantité produite, indépendamment de la combinaison de facteurs utilisée. Néanmoins, il peut paraître plus réaliste de la supposer plutôt proportionnelle au stock de capital, ce qui revient à spécifier la technologie de production de la manière suivante :

$$Y_i = A_i U_i^{\alpha_{U,i}} \left[ \min(S_i, K_i / \gamma_{K,i}, P_i / \gamma_{P,i}) \right]^{1-\alpha_{U,i}}$$

où  $P_i$  représente la quantité de pollution. Le coût unitaire total de production, qui intègre maintenant le coût de mise en conformité à la régulation environnementale, s'écrit alors :

$$c_{ij}^F = B_i c_{U,i,j}^{\alpha_{U,i}} \left( c_{S,j} + \gamma_{K,i} c_{K,j} + \gamma_{P,i} c_{P,j} \right)^{1-\alpha_{U,i}}$$

où  $c_{P,j}$  représente le coût unitaire de conformité environnementale. On suppose qu'il s'exprime comme précédemment :

$$c_{P,j} = c_{P,FR} \left( 1 + \delta (s_j - s_{FR}) \right) \text{ avec } C_{i,FR}^E = c_{P,FR} P_{i,FR}$$

Le programme de minimisation sur lequel repose l'estimation devient finalement :

$$\min_j B_i c_{U,j}^{\alpha_{U,j}} \left[ c_{S,j} + \gamma_{K,i} c_{K,j} + \left( c_{i,FR}^E / S_{i,FR} \right) \left( 1 + \delta (s_j - s_{FR}) \right) \right]^{1-\alpha_{U,j}} + c_j^A + u_{ij}$$

Le paramètre estimé reste significativement négatif sous cette estimation, bien qu'un peu moins que sous l'estimation centrale.

## ***B. Mesures alternatives de la sévérité environnementale***

### **1. Indice d'Eliste et Fredriksson**

Un premier test de robustesse portant sur la mesure de la sévérité environnementale est effectué en se fondant uniquement sur l'indice construit par Eliste et Fredriksson. Il couvre 36 pays d'où sont originaires 3 722 flux d'importation intra-groupe.

### **2. Mesure fondée sur les infractions aux directives européennes**

Un autre test de robustesse porte uniquement sur les pays de l'Union européenne. On mesure ici la sévérité environnementale des pays membres par l'opposé du nombre de procédures d'infractions ouvertes en matière d'environnement, que ce soit pour non-communication, non-conformité ou mauvaise application (source : Commission européenne, 2002). Deux mesures alternatives sont en fait utilisées, l'une couvrant les domaines de l'air, de l'eau et des déchets, l'autre restreinte à celui de l'air davantage susceptible de concerner spécifiquement les entreprises industrielles. On dénombre alors 2 807 flux d'importation intra-groupe provenant des quatorze pays membres autres que la France.

Les résultats apparaissent robustes à la mesure de la sévérité environnementale, le paramètre lié à l'environnement apparaissant significativement négatif sous ces trois estimations. Leurs ordres de grandeur ne sont cependant pas comparables avec les autres, car évidemment dépendants de l'échelle de mesure.

## ***C. Flux apparus entre 1993 et 1999***

Bien que l'internationalisation des groupes se soit accélérée relativement récemment (environ depuis le milieu des années 80), on peut se demander si les résultats obtenus sont liés à des comportements de localisation anciens ou s'ils s'appliquent également aux implantations récentes.

On apporte un élément de réponse à cette question en exploitant une première enquête sur les flux intra-groupe réalisée en 1993. On se restreint au champ des entreprises enquêtées à la fois en 1993 et 1999, et on conserve parmi leurs importations intra-groupe observées en 1999 celles qui n'existaient pas en 1993<sup>17</sup>. Se restreindre aux entreprises enquêtées en 1993 et 1999 réduit le nombre de flux observés en 1999 à 3 188. Parmi eux, seuls 2 019 apparaissent déjà présents en 1993, soit 1 169 nouveaux flux. On utilise par ailleurs l'indice réalisé par Eliste et Fredriksson qui présente l'avantage de porter sur une date antérieure. Le paramètre d'intérêt estimé avec cet échantillon reste significativement négatif.

<sup>17</sup> L'identification de ces flux nécessite cependant certaines hypothèses, l'enquête de 1993 fournissant des informations bien moins précises que celle de 1999.

***D. Exclusion des branches de la chimie et de l'habillement***

On examine enfin la robustesse en excluant de l'échantillon la branche la plus intensive en pollution, qui est celle de la chimie (qui inclut en fait les branches F41, F42, F43), et la moins intensive en pollution, celle de l'habillement et des fourrures. L'exclusion de ces points extrêmes ne modifie pas non plus les conclusions, le paramètre lié à l'environnement apparaissant même supérieur en valeur absolue à celui obtenu sous l'estimation centrale.

## Annexe 2 : Statistiques descriptives

**Tableau A : indice de sévérité environnementale et nombre de flux par provenance**

	Pays	Indice de sévérité environnementale	Nombre de flux
1.	Finlande	2,303	42
2.	Suède	1,772	81
3.	Singapour	1,771	18
4.	Pays-Bas	1,747	239
5.	Autriche	1,641	118
6.	Suisse	1,631	57
7.	Allemagne	1,522	513
8.	France	1,464	-
9.	Danemark	1,384	82
10.	Nouvelle-Zélande	1,299	5
11.	Canada	1,297	46
12.	Royaume-Uni	1,185	383
13.	États-Unis d'Amérique	1,184	267
14.	Belgique	1,159	363
15.	Australie	1,083	10
16.	Japon	1,057	64
17.	Norvège	1,045	14
18.	Irlande	0,546	74
19.	Italie	0,498	446
20.	Espagne	0,437	337
21.	Estonie	0,296	4
22.	Hongrie	0,283	34
23.	Slovénie	0,209	14
24.	République tchèque	0,073	28
25.	Israël	0,021	6
26.	Pologne	0,005	38
27.	Portugal	-0,028	106
28.	Afrique du Sud	-0,029	9
29.	Brésil	-0,077	14
30.	Corée du Sud	-0,121	33
31.	Malaisie	-0,127	26
32.	Lituanie	-0,146	5
33.	Tunisie	-0,161	25
34.	Slovaquie	-0,177	9
35.	Égypte	-0,224	6
36.	Maurice	-0,290	4
37.	Chine	-0,348	125
38.	Thaïlande	-0,389	34
39.	Mexique	-0,602	26
40.	Grèce	-0,619	23
41.	Argentine	-0,732	7
42.	Turquie	-0,751	24
43.	Indonésie	-0,758	16
44.	Inde	-0,759	13
45.	Maroc	-0,773	25
46.	Russie	-0,895	10
47.	Philippines	-1,014	11
48.	Roumanie	-1,268	16
49.	Ukraine	-1,297	6

Note : Les flux reportés sont ceux utilisés dans les estimations économétriques. Il s'agit des flux d'exportation intra-groupe de filiales étrangères de groupes français vers des entreprises sœurs situées en France.

**Tableau B : part des coûts de protection de l'environnement dans la valeur ajoutée en France, sévérité moyenne des pays de provenance et nombre de flux par secteur**

Nom de la branche	NES 114	Coûts anti-pollution	Capital anti-pollution	Dépenses courantes anti-pollution	Sévérité moyenne des pays de provenance	Nombre de flux
Industrie chimique minérale	F41	6,54%	14,88%	3,86%	0,99	70
Industrie chimique organique	F42	4,44%	8,75%	2,87%	0,93	137
Sidérurgie	F51	4,10%	4,56%	3,27%	1,05	121
Pâte à papier, papier et carton	F32	4,05%	11,98%	1,89%	1,04	64
Métaux non ferreux	F52	2,03%	5,08%	1,12%	0,98	95
Parachimie	F43	1,55%	3,51%	0,92%	1,04	119
Industrie des viandes	B01	1,16%	1,03%	0,98%	0,74	26
Industrie du lait	B02	1,11%	3,77%	0,43%	0,81	43
Fibres artificielles ou synthétiques	F44	1,07%	2,68%	0,59%	0,89	24
Céramiques et matériaux de construction	F14	1,04%	3,44%	0,42%	0,81	72
Travail du grain	B04	0,95%	2,94%	0,43%	1,02	19
Composants électroniques	F62	0,82%	2,54%	0,36%	0,85	152
Industrie pharmaceutique	C31	0,74%	1,50%	0,47%	0,88	59
Industries alimentaires diverses	B05	0,65%	1,70%	0,35%	0,82	69
Articles en papier ou en carton	F33	0,56%	1,73%	0,25%	1,00	49
Construction automobile	D01	0,55%	0,84%	0,40%	1,01	29
Industrie du caoutchouc	F45	0,54%	1,17%	0,33%	0,80	74
Équipements automobiles	D02	0,52%	1,32%	0,28%	0,81	123
Savons, parfums et produits d'entretien	C32	0,52%	1,12%	0,32%	0,93	54
Verre et articles en verre	F13	0,51%	1,69%	0,20%	0,92	63
Filature et tissage	F21	0,45%	1,24%	0,22%	0,90	48
Transformation des matières plastiques	F46	0,40%	1,02%	0,21%	0,89	226
Cycles, motocycles	E14	0,38%	0,89%	0,22%	0,48	4
Équipements mécaniques	E23	0,37%	0,73%	0,24%	0,97	116
Matériel ferroviaire roulant	E12	0,37%	0,69%	0,25%	1,10	12
Produits textiles	F22	0,37%	0,55%	0,27%	0,73	93
Matériel électrique	F61	0,37%	1,02%	0,18%	0,81	237
Produits métalliques	F55	0,35%	0,90%	0,19%	1,00	184
Industrie des boissons	B03	0,34%	0,80%	0,20%	0,73	21
Industrie du cuir et de la chaussure	C12	0,34%	0,67%	0,22%	0,50	46
Matériel optique et photographique	C46	0,34%	1,28%	0,11%	0,89	51
Construction aéronautique et spatiale	E13	0,33%	0,88%	0,17%	0,90	35
Appareils domestiques	C44	0,29%	0,92%	0,12%	0,86	58
Matériel médico-chirurgical	E34	0,26%	1,26%	0,03%	1,05	30
Moteurs, génératrices	E32	0,23%	0,52%	0,14%	0,81	143
Meubles	C41	0,21%	0,54%	0,11%	0,64	60
Travail du bois	F31	0,19%	0,65%	0,07%	0,63	25
Appareils de réception, d'enregistrement	C45	0,18%	0,53%	0,08%	0,83	94
Chaudronnerie	E22	0,16%	0,52%	0,06%	1,05	19
Machines agricoles	E25	0,14%	0,35%	0,08%	1,10	13
Articles de sport, de jeux	C43	0,14%	0,38%	0,07%	0,69	69
Machines de bureau et matériel informatique	E31	0,12%	0,19%	0,08%	0,89	86
Autres machines d'usage spécifique	E27	0,11%	0,33%	0,05%	1,02	165
Appareils d'émission et de transmission	E33	0,11%	0,20%	0,07%	0,93	59
Éléments en métal pour la construction	E21	0,11%	0,25%	0,06%	1,02	17
Étoffes et articles à maille	F23	0,09%	0,22%	0,05%	0,67	47
Machines-outils	E26	0,09%	0,18%	0,05%	1,16	59
Édition, imprimerie	C20	0,09%	0,20%	0,05%	1,01	60
Construction navale	E11	0,08%	0,16%	0,05%	0,70	5
Machines d'usage général	E24	0,08%	0,27%	0,03%	0,99	127
Matériel de mesure et de contrôle	E35	0,08%	0,17%	0,05%	1,04	99
Bijouterie	C42	0,06%	0,16%	0,03%	0,74	13
Habillement et fourrures	C11	0,03%	0,11%	0,01%	0,31	73

Note : Les trois premières variables présentées ici sont rapportées à la valeur ajoutée. Les coûts s'obtiennent comme la somme du stock de capital multiplié par 0,18 et des dépenses courantes (cf. partie 3).

### Annexe 3 : Dérivation du coût unitaire de production

La fonction de production considérée dans la partie 2 de l'étude est une technologie de type Cobb-Douglas du travail peu qualifié  $U$  et d'un agrégat, noté ici  $X$ , du travail qualifié  $S$  et du capital  $K$  :

$$Y = AU^\alpha X^{1-\alpha}$$

La fonction de coût conditionnelle  $C$  est définie par :

$$\begin{aligned} C(c_U, c_X, Y) &= \min c_U U + c_X X \\ \text{s.l.c. } Y &= AU^\alpha X^{1-\alpha} \end{aligned}$$

A l'optimum, le ratio des productivités marginales est égal au ratio des coûts des facteurs :

$$\frac{\alpha Y/U}{(1-\alpha)Y/X} = \frac{c_U}{c_X}$$

En combinant cette équation avec la fonction de production, on obtient les quantités de facteurs à l'optimum :

$$\begin{cases} U = \frac{Y}{A} \left( \frac{c_X}{c_U} \right)^{1-\alpha} \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \\ X = \frac{Y}{A} \left( \frac{c_U}{c_X} \right)^\alpha \left( \frac{1-\alpha}{\alpha} \right)^\alpha \end{cases}$$

On en dérive finalement l'expression de la fonction de coût :

$$C(c_U, c_X, Y) = \frac{Y}{A} \left[ \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} + \left( \frac{1-\alpha}{\alpha} \right)^\alpha \right] c_U^\alpha c_X^{1-\alpha}$$

