

## Article

---

« Une analyse empirique des décisions en matière d'antidumping aux États-Unis »

Farid Gasmi, Wendy L. Hansen et Jean Jacques Laffont

*L'Actualité économique*, vol. 73, 1997, p. 423-456.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602235ar>

DOI: 10.7202/602235ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

---

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

---

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : [info@erudit.org](mailto:info@erudit.org)

## UNE ANALYSE EMPIRIQUE DES DÉCISIONS EN MATIÈRE D'ANTIDUMPING AUX ÉTATS-UNIS\*

Farid GASMI

*Institut d'Économie Industrielle  
Université des Sciences Sociales de Toulouse  
France*

Wendy L. HANSEN

*Department of Political Science  
University of New Mexico  
États-Unis*

Jean Jacques LAFFONT

*Institut d'Économie Industrielle  
Université des Sciences Sociales de Toulouse  
France*

**RÉSUMÉ** – Les firmes américaines, qui deviennent la proie des firmes étrangères faisant du dumping sur le marché américain, réclament que ces dernières soient soumises à une réglementation. Jouissant des pleins pouvoirs qui leur sont conférés par le corps législatif, les législateurs mettent en application des lois antidumping pour contrer de telles pratiques. Toutefois, la présence d'asymétrie dans l'information entre le corps législatif et les firmes domestiques, à laquelle s'ajoute le pouvoir discrétionnaire de l'organisme de réglementation qui est sensé réduire cette asymétrie, pourraient rendre captifs les membres de cet organisme. Nous examinons la possibilité d'une réglementation captive dans le contexte de l'application des lois antidumping américaines.

---

\* Une version préliminaire de ce document a été présentée au *Australasian Meeting of the Econometric Society*, Armidale, Australie, Juillet 1994, lors de la dixième conférence annuelle de l'ITS, Sydney, Australie, Juillet 1994, au *European Meeting of the Econometric Society*, Maastricht, Pays-Bas, Août 1994, et au *World Congress of the Econometric Society*, Tokyo, Japon, Août 1995. Nous remercions les participants à ces conférences pour leurs commentaires. Ce travail a été commencé lors d'une visite de F. Gasmi à l'Institut National de la Recherche Agronomique, à Toulouse, en France, au cours de l'année académique 1993-94. Nous remercions Q.H. Vuong pour ses suggestions très perspicaces. Nous avons bénéficié de l'assistance de E. Campos pour la recherche d'une partie des données, et de discussions utiles avec B. Armendariz, J. Crémer et J. Tirole.

ABSTRACT – U.S. firms seek regulation against foreign firms that are alleged to have dumped their goods in the U.S. market, preying on domestic firms. Regulators, empowered by the legislative body, administer antidumping laws to counter such practices. However, due to informational asymmetries that exist between the legislative body and domestic firms, and because of the discretionary power of the regulatory body, which is supposed to bridge this information gap, regulators may be captured. We examine the possibility of regulatory capture in the context of the administration of the U.S. Antidumping law.

#### INTRODUCTION

Bien que l'Accord général sur les tarifs douaniers et le commerce (GATT) ait été ratifié en 1947 dans le but d'encourager la libéralisation du commerce international, un certain nombre de dispositions spéciales y ont été incluses afin de permettre aux pays membres d'agir dans l'intérêt des entreprises domestiques et de les protéger contre la concurrence étrangère. L'une de ces dispositions est le Code Antidumping qui permet aux pays membres de compenser les effets du dumping sur les échanges commerciaux par l'imposition de taxes à l'importation<sup>1</sup>. Avant la création du GATT, les États-Unis avaient déjà promulgué des dispositions statutaires destinées à contrer la pratique déloyale du dumping. La loi américaine actuelle, qui régit le dumping tout en respectant le Code Antidumping du GATT, était déjà contenue dans le titre VII de l'Acte sur les tarifs douaniers de 1930, titre qui a été amendé en 1979 par le *Trade Agreements Act*. L'*International Trade Administration* (ITA) du Ministère du Commerce (MDC) et l'*International Trade Commission* (ITC) se partagent l'administration de la loi antidumping américaine. Le Ministère du Commerce enquête pour déterminer si les importations ont fait ou non l'objet de dumping et, dans l'affirmative, il en évalue l'ampleur. L'ITC détermine si ce dumping cause ou non préjudice aux firmes domestiques. Si le résultat des enquêtes des deux agences est positif, une taxe antidumping vient s'ajouter au tarif douanier habituellement imposé sur l'importation du produit<sup>2</sup>.

La loi antidumping elle-même et la façon dont elle est appliquée sont à présent très controversées. Parce que le dumping a pour effet de réduire les prix à la consommation, on s'interroge sur le bénéfice social net que procure la loi. Plus important encore, la manière dont la loi est appliquée peut affecter le bien-être social. Comme le soulignent Boltuck et Litan (1991), «... les enquêtes sur les pratiques déloyales ont été conçues de manière à être obscures, permettant ainsi de les mettre à l'abri de l'atmosphère politique tendue entourant les disputes sur le commerce» (p.1-2). Toutefois, au cours des dernières décennies, ces enquêtes sont devenues largement politisées. En effet, «... un certain nombre de commentateurs se sont demandé tout haut si ces enquêtes sont elles-mêmes justes » (p.4).

---

1. Le code des subventions (signé en 1979 par seulement certains membres) autorise des droits compensatoires similaires sur les importations subventionnées. Notre étude va, néanmoins, se concentrer sur les cas d'antidumping.

2. Voir Murray T. (1991) pour plus de détails sur l'application de la loi.

Cette préoccupation découle surtout du fait que les fonctionnaires jouissent d'un pouvoir discrétionnaire considérable lors de la mise en application de la loi anti-dumping, (ex. voir Boltuck et Litan)<sup>3</sup>.

D'après la théorie de Laffont-Tirole (1991) sur la réglementation captive, tous les éléments semblent en place pour que l'agence devienne captive de l'industrie. Il existe, entre le corps législatif et les firmes domestiques, une asymétrie dans l'information relative à l'existence de dumping. L'agence est censée réduire cette asymétrie et prendre des décisions conformément à la loi. Toutefois, cette agence possède le pouvoir discrétionnaire de cacher de l'information et de prendre des décisions favorables aux firmes domestiques; il en résulte donc que l'agence peut devenir captive. La capacité qu'a la firme de «capturer» l'agence dépend de l'enjeu de la collusion, c'est-à-dire du «profit» que l'agence procure à la firme lorsqu'elle adopte une décision favorable (en maquillant l'information), diminué d'un certain facteur reflétant les coûts de transferts entre la firme et l'agence<sup>4</sup>. La question suivante est : comment cette capture peut-elle être réalisée?

Baldwin et Moore (1991) distinguent quatre types d'actions pouvant influencer la mise en œuvre de la loi antidumping : (1) changer les dispositions des lois, (2) changer les agences qui administrent ces lois, (3) changer les règles administratives et les règlements nécessaires à l'application des lois, ou (4) changer la manière dont les règles et règlements sont interprétés par l'agence chargée de leur administration. Ensuite, ils montrent comment, au cours des vingt-cinq dernières années, le Congrès a utilisé ces quatre types d'actions pour répondre aux pressions exercées par la communauté d'affaires. En particulier, ils notent que «... les élus politiques de haut niveau et les fonctionnaires subalternes ont tendance à défendre les intérêts du milieu des affaires lors de leurs relations avec d'autres agences gouvernementales » (p.258). De plus, «... les nouvelles réglementations semblent spontanément défavorables aux intérêts étrangers, surtout si la loi donne matière à interprétation. Bien que la source exacte de ce biais soit impossible à identifier, il trouve peut-être son origine dans les demandes explicites du Congrès de défendre davantage les intérêts des produits domestiques dans le cas de commerce déloyal » (p.264).

---

3. L'ITA et l'ITC disposent d'un pouvoir discrétionnaire considérable dans leur prise de décision sur le dumping et le préjudice qu'il cause, et elles sont toutes deux exposées aux influences politiques potentielles. Par exemple, l'ITC choisit les firmes qu'elle va solliciter (à la fois les producteurs et les utilisateurs du produit en question) pour recueillir l'information nécessaire à son enquête. De plus, l'ITC tient des audiences au cours desquelles n'importe quelle partie intéressée (y compris les producteurs domestiques et étrangers, les importateurs, les détaillants, les consommateurs, les membres du Congrès, et les fonctionnaires) peut demander et obtenir la permission de témoigner soit en faveur de l'imposition d'une taxe protectrice, soit contre, et, par conséquent, avoir l'opportunité d'influencer le processus de décision. De manière analogue, l'ITA demande de l'information aux producteurs étrangers mais, si elle la juge insuffisante ou erronée, ou même si cette information n'est pas présentée selon le format approprié, l'ITA peut, sur de telles bases, choisir d'ignorer l'information fournie par les producteurs étrangers, et utiliser à la place «la meilleure information dont elle dispose», ce qui fait généralement référence à l'information donnée par les firmes domestiques requérantes. Ainsi, aucune agence n'est totalement contrainte d'appliquer la loi à la lettre.

4. Voir Laffont et Tirole (1991) pour diverses interprétations des ces transferts parallèles.

La modélisation du comportement des agences de réglementation nous amène à nous interroger sur la logique des lois antidumping. Une possibilité consisterait à avoir une lecture stricte de la loi et à définir le dumping comme une discrimination en prix au niveau international (dans laquelle les prix sont moins élevés à l'étranger que sur le marché local). Toutefois, dans ce cas, il reste la délicate tâche de justifier qu'une telle pratique discriminatoire soit interdite, alors qu'elle est utilisée à l'intérieur du pays. Comme le souligne Levinsohn (1994), «...interdire la discrimination de prix a en général peu de sens, à moins que celle-ci ne dissimule une politique de fixation des prix de type prédateur» (p.18). Il poursuit en affirmant que «...le prétendu dumping, s'il ne mène pas à un comportement prédateur, procure aux consommateurs des biens peu coûteux et permet ainsi, comme c'est le cas habituellement, une amélioration du bien-être » (p.18). Dans certaines circonstances, «... le Ministère du Commerce ne détermine pas l'existence d'une discrimination de prix, il décide plutôt si les prix des biens importés sont simplement inférieurs à leurs coûts de production » (Boltuck et Litan, p.15). Comme le soulignent avec insistance Boltuck et Litan, «...les économistes diraient qu'une telle investigation n'a de sens que si elle a pour objectif de découvrir des politiques de prix de type prédateur...» (p.15). Ainsi, les actions du MDC ont «...pour effet de punir les firmes étrangères pour des pratiques de fixation de prix...qui sont tout à fait permises au firmes américaines qui vendent sur le marché domestique» (p.15).

Bien que certains érudits (ex. voir Finger 1993) soutiennent que la loi antidumping n'est devenue rien de plus qu'un outil de protectionnisme, il est évident que ce n'est pas l'objectif pour lequel elle avait été promulguée. Les législateurs de l'ITC et de l'ITA doivent établir une certaine distinction entre les cas, faute de quoi toutes les firmes des États-Unis qui entrent en concurrence avec les importations pourraient demander la protection de cette réglementation, et l'obtenir. Ainsi, bien que la loi antidumping de 1916 ait été modifiée par l'abandon de l'exigence de l'intention de prédation, et bien que les récents changements de la loi permettent aux firmes d'obtenir plus facilement une protection, les législateurs de l'ITA et de l'ITC devraient surtout se soucier de l'intention de prédation puisque c'est elle qui cause le plus de préjudice à la société américaine.

Dans le processus de réglementation, un jugement final négatif, arrêté par l'une des deux agences, signifie que la demande a été rejetée. Par contre, l'imposition officielle d'une taxe antidumping nécessite que les deux corps arrêtent un jugement positif. Plus précisément, des droits compensatoires sont imposés uniquement si le prétendu dumping cause un «préjudice matériel» à une industrie américaine. Ainsi, il est pertinent pour les économistes de modéliser toute la procédure comme une tentative de découvrir une politique de fixation des prix de type prédateur, et de rechercher si la réglementation est captive<sup>5</sup>. C'est l'approche que nous adoptons dans cette étude empirique.

---

5. Tandis qu'il y a possibilité d'interaction stratégique entre les deux agences, cette étude met l'accent sur le processus de réglementation dans son ensemble, ainsi que sur la capacité qu'ont les firmes domestiques de l'influencer. Ainsi dans notre analyse empirique, nous allons étudier la possibilité de collusion entre les firmes requérantes et les législateurs.

La première section présente une analyse probit simple des décisions des législateurs en matière de protection des firmes domestiques. Cette analyse aboutit à des résultats bien connus dans les travaux de science politique empirique. Une attention particulière est accordée à l'impact des facteurs politiques, comme les contributions aux campagnes électorales, sur les réglementations adoptées. Dans la section 2 nous explorons davantage cette question en adoptant une approche empirique basée sur un cadre d'analyse économique explicite. Nous commençons par développer un modèle simple de comportement prédateur qui permet de tester l'existence de capture réglementaire (section 2.1). Par la suite, nous formulons un modèle économétrique et nous effectuons des estimations et des tests statistiques (sections 2.3 et 2.4). Nous concluons par quelques remarques. Deux annexes, l'une décrivant les données et l'autre plus technique, sont incluses dans cette étude.

## 1. UNE ANALYSE PROBIT SIMPLE DES DÉCISIONS EN MATIÈRE DE RÉGLEMENTATION

Économistes et spécialistes des sciences politiques cherchent depuis longtemps à comprendre la nature des interventions gouvernementales dans les opérations des entreprises. Un concept largement étudié dans les deux disciplines est celui de la capture. Dans leur théorie de la capture, les économistes mettent l'accent sur le rôle des groupes d'intérêt dans le processus réglementaire, tandis que les spécialistes des sciences politiques analysent l'importance de la structure des institutions politiques pour comprendre le phénomène de la capture. Plus particulièrement, dans les ouvrages de sciences politiques, il a été souvent avancé que le Congrès et le Président, responsables d'agences bureaucratiques, peuvent influencer la prise de décision des législateurs. Ainsi, les autorités deviennent captives des industries qui adressent une requête pour demander protection, mais indirectement par le biais de ces importantes institutions politiques (voir, par exemple, Weingast, 1981, 1984; Weingast et Moran, 1983; Moe, 1984, 1985).

Aussi bien les économistes que les politologues ont testé la théorie de la capture dans le contexte de la réglementation du commerce international. Par exemple, Finger, Hall et Nelson (1982) analysent les décisions de l'ITA et de l'ITC concernant l'antidumping et les droits compensatoires, non seulement en tenant compte dans leurs modèles des facteurs économiques, mais aussi de l'influence exercée par les groupes de pression domestiques. Plus précisément, ils constatent que les décisions de l'ITC sont influencées par les facteurs économiques (voir aussi Baldwin, 1985), auxquels s'ajoutent ceux exercés par les groupes de pression, comme, par exemple, la taille de l'industrie (quoique la concentration de l'industrie en tant que mesure de l'influence politique, dont les origines remontent à la théorie de l'action collective, soit régulièrement négative et significative). En se basant sur cette étude, Moore (1991) et Hansen (1990) concluent que, parallèlement aux effets exercés à la fois par les groupes de pression et par les variables économiques, une capture indirecte exercée par l'entremise du Congrès est évidente. En termes plus précis, les entreprises qui sont représentées dans les comités de surveillance du commerce à la Chambre et au Sénat ont plus de chances d'obtenir des réglementations en leur faveur.

Dans une première étape, nous retrouvons des résultats similaires lors de l'analyse d'un ensemble de données comprenant des informations sur 488 cas d'antidumping traités aux États-Unis entre 1980 et 1990. Parmi ces cas, 286 firmes (58,6%) ont obtenu une réglementation en leur faveur. Une description des données et des sources, ainsi que quelques statistiques descriptives sont présentées à l'annexe 1.

Nous définissons la décision de l'agence de protéger une firme domestique comme étant un modèle probit de la forme suivante :

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } D_j^* > 0 \\ 0 & \text{autrement.} \end{cases} \quad (1.1)$$

où pour  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $D_i$  est la variable dichotomique qui représente la décision de l'agence (la valeur 1 correspond à une décision favorable), et  $D_j^*$  une variable latente. La spécification de la variable latente est

$$D_j^* = X_i \beta + u_i \quad (1.2)$$

où

$$X = \begin{bmatrix} ONE \\ RELLABC12 \\ KEXPI \\ CAPAUSE1 \\ CONCI \\ XLABOR2 \\ FORPEN2 \\ TARIFF1 \\ RELPROD12 \\ PRINPUT1 \\ PACI \\ ACTION2 \end{bmatrix} \quad (1.3)$$

avec

*ONE* : vecteur de chiffres 1 qui correspond aux ordonnées des régressions

*RELLABC12* : coût relatif de la main d'oeuvre de l'industrie (domestique/étrangère)

*KEXPI* : dépenses en capital de l'industrie domestique

*CAPAUSE1* : utilisation de la capacité de l'industrie domestique

*CONCI* : concentration du marché de l'industrie domestique

*XLABOR2* : productivité du travail de l'industrie étrangère

*FORPEN2* : pénétration du marché américain par l'industrie étrangère

*TARIFF1* : taux de taxation de l'industrie domestique

*RELPROD12* : production relative de l'industrie (domestique/étrangère)

*PRINPUT1* : indice des prix des intrants de l'industrie domestique

*PAC1* : contribution de l'industrie domestique aux campagnes électorales

*ACTION2* : nombre de cas d'antidumping impliquant le pays visé<sup>6</sup>,

$\beta$  est un vecteur de paramètres inconnus et  $u_i$  est un terme d'erreur aléatoire. Les estimations du maximum de vraisemblance (MV) du modèle ci-dessus sont présentées au tableau 1<sup>7</sup>.

TABLEAU 1

ESTIMATIONS DU MV DU MODÈLE DE DÉCISION DES LÉGISLATEURS  
(MODÈLE PROBIT)

Variable dépendante : Décision de l'agence de réglementation

Variable explicative	Coefficient	Statistique-t
<i>ONE</i>	-0,02	-1,50
<i>RELLABC12</i>	0,95	2,59
<i>KEXP1</i>	0,10	1,29
<i>CAPAUSE1</i>	0,64	1,24
<i>CONC1</i>	-0,70	-1,84
<i>XLABOR2</i>	-0,002	-0,61
<i>FORPEN2</i>	-0,00074	-0,17
<i>TARIFF1</i>	-0,003	-0,15
<i>RELPROD12</i>	-0,007	-4,06
<i>PRINPUT1</i>	0,02	1,71
<i>PAC1</i>	0,36	2,55
<i>ACTION2</i>	0,15	2,43

Pourcentage de prévisions exactes : 62,91

6. Lorsque le cas le justifiait, les variables ont été transformées en termes réels en utilisant des déflateurs communs.

7. Une estimation a été réalisée grâce à la Version 2.0 de SST pour IBM PC (ou compatible).



En incorporant simultanément les facteurs économiques et politiques, le modèle prévoit que, dans le cas de la réglementation antidumping, les industries domestiques ont plus de chances d'obtenir une réglementation en leur faveur lorsque (1) leurs coûts de main-d'oeuvre sont plus élevés que ceux des producteurs étrangers; (2) leur production est inférieure à celle des producteurs étrangers; (3) le prix domestique des intrants est élevé. Le modèle se comporte de la même manière lorsque les contributions que les *Political Action Committee* (PAC, c'est-à-dire Comité de Soutien) des industries versent aux membres du comité de surveillance à la Chambre et au Sénat sont généreuses, et que le nombre de cas d'antidumping traités au cours de la même année contre le pays visé est, pour un cas précis, important. À l'instar d'autres recherches (par exemple, voir Finger *et al.*, 1982; Hansen, 1990), nous observons une corrélation négative entre la concentration de l'industrie et la probabilité qu'elle soit protégée. En effet, plus la concentration de l'industrie est élevée, moins elle a de chances d'être protégée, ce qui contredit les arguments traditionnels de l'action collective.

Ces résultats confirment dans l'ensemble ceux d'autres chercheurs. On y retrouve notamment, outre les facteurs économiques, des preuves de l'existence d'une influence politique et celle d'une capture indirecte. Dans notre modèle, le caractère significatif des contributions du PAC prouve l'influence exercée par le Congrès (ou encore son pouvoir, par exemple, voir Weingast 1981, 1984), tandis que le nombre d'actions antidumping entreprises peut être, d'une part, un indicateur de l'importance de la réputation d'un pays dans les relations internationales et, d'autre part, une approximation de l'influence présidentielle sur le processus de réglementation. De plus, si nous réduisons notre modèle de manière à présenter uniquement les variables significatives, nous obtenons les résultats suivants. Avec une prévision exacte de la variable endogène dans 65,6% des cas, les coûts relatifs du travail (*RELLABC12*), la production relative (*RELPROD12*), les contributions du PAC (*PAC1*) et le nombre d'actions antidumping (*ACTION2*) demeurent tous significatifs au niveau de 2% ou plus, tandis que la constante est significative au niveau de 10%. Il est évident que ces résultats confirment l'importance des facteurs d'ordre politique dans les décisions de réglementation des cas d'antidumping. Dans la prochaine section, nous suggérons une approche empirique structurelle pour explorer davantage cette question.

## 2. ANALYSE EMPIRIQUE STRUCTURELLE DES DÉCISIONS DE RÉGLEMENTATION

Dans la section précédente, nous avons entrepris l'analyse d'un modèle Probit simple, et nous avons confirmé un résultat que l'on trouve souvent dans les ouvrages de sciences politiques, à savoir l'existence de capture. Au cours des pages suivantes, nous approfondissons la question de la réglementation captive à l'aide de tests empiriques réalisés grâce à une modélisation économique explicite. Plus précisément, l'analyse des décisions de réglementation (relatives aux requêtes antidumping) présentée dans cette section utilise un modèle dynamique simple de

comportement prédateur comme fondement de théorie économique<sup>8</sup>. Ce modèle utilise une version du *long purse story* dont il a récemment été question dans les ouvrages d'économie industrielle, version selon laquelle la prédation est une conséquence des imperfections présentes sur les marchés des capitaux (voir Fudenberg et Tirole, 1985 et 1986; Tirole, 1988; Poitevin, 1989 et Bolton et Scharfstein, 1990 pour cette nouvelle façon de voir l'argument du *long purse*). Notre analyse de la réglementation antidumping reconnaît la présence d'une information asymétrique dans le processus de réglementation, et celle de l'énorme pouvoir discrétionnaire du corps législatif, et elle considère explicitement la possibilité de capture.

### 2.1 Cadre d'analyse économique

Aux fins de notre étude, nous considérons un modèle de duopole international à deux périodes représentant un marché domestique de biens différenciés. La firme domestique (firme 1) est l'occupante, et la firme étrangère (firme 2) est la nouvelle concurrente. Au cours de la première période, la firme étrangère pénètre le marché américain, tandis que la firme domestique adresse une requête au corps législatif. En d'autres termes, la firme domestique demande à être protégée au cours de la seconde période, sous prétexte que la politique de fixation des prix de la firme étrangère est de type prédateur<sup>9</sup>. Si la firme domestique obtient satisfaction, cette protection prend la forme d'une taxe  $\tau$  imposée sur les importations de la firme étrangère au cours de cette période. L'agence de réglementation mène une enquête, décide de protéger ou non la firme domestique et, dans l'affirmative, détermine le montant de la taxe.

Ainsi que nous l'avons déjà mentionné, nous utilisons une version simple du *long purse story* comme justification théorique au comportement prédateur. L'argument fondamental sur lequel repose ce modèle est que les firmes qui possèdent des ressources financières substantielles vont s'attaquer plus souvent à leurs rivales plus faibles (voir McGee, 1958, 1980 et Telser, 1966). Plus précisément, nous

---

8. Il vaut la peine de faire ici deux remarques. Premièrement, on retrouve dans les ouvrages de nombreux arguments théoriques qui expliquent la pratique de la prédation (voir Ordoner et Saloner 1989 pour un tour d'horizon). Ici, nous invoquons l'argument du *long purse* selon lequel la vulnérabilité financière de la firme attaquée est justifiée par l'asymétrie de l'information sur les marchés financiers. Deuxièmement, il reste l'importante question d'ordre pratique sur la manière dont les États-Unis effectuent leur enquête. Alors que le test de AT (Areeda et Turner, 1975) est très populaire depuis quelques années, il y a une controverse dont l'objectif est de déterminer «...s'il accorde suffisamment de poids au caractère stratégique et dynamique de la politique de fixation des prix de type prédateur» (Klevorick, 1993 : 162). Dans cette étude, nous mettons l'accent sur la nature dynamique de la prédation. Voir également Cabral et Riordan (1994a, 1994b).

9. Comme il en a été question dans l'introduction, l'*International Trade Commission* (ITC) et l'*International Trade Administration* (ITA) participent à la réglementation américaine actuelle en matière de commerce international. L'analyse d'une structure hiérarchique réglementaire plus complexe (ITC-ITA-Congrès) va au-delà des ambitions économétriques de cette étude. Celle-ci doit être considérée comme étant la première tentative d'analyse de la question empirique du phénomène de la capture dans le contexte de la réglementation antidumping.

supposons que la firme 2 (la firme étrangère) n'a aucune contrainte financière, alors que la firme 1 (la firme domestique) doit atteindre, à la fin de la première période, un niveau déterminé de profit supérieur à, disons  $\hat{\pi}$ , pour être toujours sur le marché à la deuxième période. Consciente de sa supériorité financière, la firme 2 envisage d'attaquer en prédateur au cours de la première période dans l'espoir d'obtenir une position monopolistique au cours de la deuxième période<sup>10</sup>.

Comment la firme 2 appliquera-t-elle sa politique de prix de type prédateur? Une des solutions consiste à user de sa puissance financière pour conduire la firme 1 au dessous du profit limite  $\hat{\pi}$ . Nous supposons que, au cours de la première période, la firme 2 fixe ses prix de façon à étouffer la firme 1 sous le poids des contraintes financières. De manière plus formelle, soit  $\pi_{it}(p_{1t}, p_{2t})$  le profit de la firme  $i$  à la période  $t$ , fonction des prix de la période à l'étude. La firme 2 doit résoudre l'équation suivante à la première période

$$\pi_{11}(p_{11}, p_{21}) = \hat{\pi} \quad (2.1)$$

ce qui donne une fonction de réponse pour la première période de la forme

$$\tilde{R}_{21}(p_{11}, \hat{\pi}) = p_{21}(p_{11}, \hat{\pi})^{11}. \quad (2.2)$$

Pendant ce temps, la firme 1 est censée avoir un comportement Nash, si bien que sa fonction de meilleure réponse est

$$R_{11}(p_{21}) = p_{11}(p_{21}) = \arg \max_{\{p_{11}\}} \pi_{11}(p_{11}, p_{21}). \quad (2.3)$$

Si l'on suppose que les conditions nécessaires sont réunies pour que les fonctions de réponse ne s'intersectent qu'une fois, et si l'on résout ces fonctions simultanément, nous obtenons les prix ( $p_{11}^P, p_{21}^P$ ) et les profits ( $\pi_{11}^P, \pi_{21}^P$ ) qui correspondent à l'unique équilibre de prédation dans lequel, d'après la définition de la fonction de réponse de la firme 2,

$$\pi_{11}^P = \pi_{11}(p_{11}^P, p_{21}^P) = \hat{\pi} \text{ et,} \quad (2.4)$$

$$\pi_{21}^P = \pi_{21}(p_{11}^P, p_{21}^P). \quad (2.5)$$

Ensuite, nous examinons ce qui motive la firme 2. Plus précisément, nous cherchons à déterminer les conditions dans lesquelles cette firme a effectivement intérêt à établir la politique de fixation des prix de type prédateur décrite précédemment<sup>12</sup>. Dans cette optique, il est nécessaire de discuter davantage des consé-

10. Voir Shoven (1988) pour une discussion sur la différence entre les États-Unis et les firmes étrangères en matière d'accès au capital, particulièrement dans le cas du Japon.

11. Remarquons que cette fonction de réponse n'est pas (nécessairement) la fonction de la «meilleure» réponse de la firme 2 à la première période au sens habituel de la théorie des jeux.

12. Dans ce qui suit, ces conditions sont dérivées en une forme quelque peu générique, en conditions des profits «d'équilibre». Toutefois, nous pouvons dériver ces conditions d'une manière plus spécifique, en utilisant par exemple un modèle appliqué simple construit à partir d'une spécification de la demande des firmes et des fonctions de coûts. Notre objectif initial était d'estimer économétriquement les équations d'un tel modèle. La nature de nos données et le but principal de notre étude (l'analyse empirique d'une réglementation biaisée) nous ont conduit à construire des modèles économétriques dans lesquels les profits représentent l'élément fondamental.

quences d'une telle stratégie, et de les comparer à celles du statu quo, c'est-à-dire aux conséquences alternatives. Deux hypothèses sont émises. Selon la première, lorsque la firme 2 n'agit pas en prédateur, il en résulte un équilibre de Nash. En fait, la fonction de meilleure réponse de la firme 2 pour la période 1 est

$$R_{21}(p_{11}) = p_{21}(p_{11}) = \arg \max_{\{p_{21}\}} \pi_{21}(p_{11}, p_{21}). \tag{2.6}$$

et l'intersection des meilleures fonctions de la réponse des deux firmes pour la première période (dans l'hypothèse où elles se croisent une seule fois) permet de trouver les prix ( $p_{11}^{NE}, p_{21}^{NE}$ ) et les profits ( $\pi_{11}^{NE}, \pi_{21}^{NE}$ ) qui correspondent à un équilibre de Nash unique en première période.

$$\pi_{11}^{NE} = \pi_{11}(p_{11}^{NE}, p_{21}^{NE}) \text{ et,} \tag{2.7}$$

$$\pi_{21}^{NE} = \pi_{21}(p_{11}^{NE}, p_{21}^{NE}) \tag{2.8}$$

avec le même raisonnement pour la période 2.

Selon la seconde hypothèse, lorsque la firme 2 fixe ses prix en prédateur, à la période 1, elle s'attend à atteindre une position monopolistique à la période 2<sup>13</sup>. Aux fins de notre étude empirique, nous spécifions le profit de monopole de la deuxième période comme étant

$$\pi_{22}^M = \pi_{22}^M(p_{22}^M) \tag{2.9}$$

où

$$p_{22}^M = \arg \max_{\{p_{22}\}} \pi_{22}^M(p_{22}). \tag{2.10}$$

Il faut souligner que la fonction de profit ci-dessus (dont l'unique variable explicative est  $p_{22}$ ) peut être obtenue à partir de la fonction générale de profit duopolistique de la période 2, soit  $\pi_{22}(p_{12}, p_{22})$ . En effet, la fonction de profit monopolistique peut être déduite de la fonction de profit duopolistique en remplaçant dans cette dernière le prix auquel la demande de la firme 1 est nulle.

À présent, nous pouvons déterminer la condition que doivent remplir les profits ci-dessus pour que la firme 2 juge intéressant d'agir en prédateur. Nous définissons ainsi «l'intérêt de la prédation»,  $B^P$

$$B^P = \pi_{21}^P + \pi_{22}^M - \pi_{21}^{NE} - \pi_{22}^{NE} \tag{2.11}$$

---

13. Deux points valent la peine d'être mentionnés. Premièrement, l'hypothèse selon laquelle la firme 2 réussit à faire sortir la firme 1 du marché en adoptant une politique de prix de type prédateur, fournit un point de repère qui simplifie l'analyse. Selon l'hypothèse alternative, une telle stratégie mènerait à une diminution substantielle de la part de marché de la firme 1. Deuxièmement, la firme 2 est, selon le modèle, quelque peu «myope» dans sa manière d'évaluer l'intérêt de la prédation (voir ci-dessous). Plus particulièrement, la firme ne tient pas compte, dans son plan de prise de décision, du résultat de la procédure d'appel que la firme 1 peut entamer auprès du corps législatif (voir la note 14).

et nous supposons que la firme 2 décide d'agir en prédateur si  $B^P > 0$ <sup>14</sup>. La firme 2 se comportera donc en prédateur si elle obtient un gain supérieur à celui que le statu quo lui procurerait (résultat de Nash)<sup>15</sup>.

Nous nous tournons à présent vers le processus de réglementation en tant que tel, et nous examinons la réponse de l'agence à la requête soumise par la firme 1. Nous observons que l'agence jouit d'une liberté considérable lorsqu'elle analyse la demande de protection émise par la firme 1 (voir la note 3). Par conséquent, la décision finale de l'agence, relativement à cette requête, peut être influencée ou non par la firme 1.

Nous supposons que l'avantage que procure le comportement prédateur à la firme 2 (tel que défini ci-dessus) est le critère fondamental sur lequel l'agence de réglementation se base pour répondre à la requête de la firme 1. En effet, le meilleur moyen dont dispose l'agence pour faire la preuve de la prédation consiste à montrer que la firme 2 a un intérêt économique à se comporter en prédateur. Toutefois, si c'est effectivement le cas, il faut se demander comment, dans un monde où l'information est parfaite, on observe aussi bien des réponses positives que négatives aux requêtes adressées par les firmes domestiques car celles-ci ne prendraient plus la peine d'émettre une demande (et évitent ainsi les coûts qui y sont reliés) si  $B^P \leq 0$ ? Nous introduisons une possibilité d'erreur dans la décision de l'agence de réglementation afin de traduire le fait que sa décision finale est affectée par une erreur aléatoire dans son évaluation des bénéfices que procure la prédation<sup>16</sup>.

La possibilité de capture du législateur par la firme domestique (firme 1) est la thèse centrale que nous examinons dans notre analyse économétrique. La firme 1

---

14. Comme nous l'avons mentionné à la note 13, dans ce modèle, la firme 2 n'incorpore pas dans ses calculs le risque d'être prise en flagrant délit de prédation (en train d'agir en prédateur) et d'être pénalisée par l'application d'une taxe  $\tau$  sur les biens qu'elle importe. Une façon simple d'y remédier est de spécifier (et peut-être d'estimer) une telle probabilité ( $\mu$ ) et d'exprimer le bénéfice que la firme 2 attend de la prédation. Ainsi,

$$E[B^P] = \pi_{21}^P + (1 - \mu) \pi_{22}^M + \mu \pi_{22,\tau}^{NE} - \pi_{21}^{NE} - \pi_{22}^{NE}$$

où  $\pi_{22,\tau}^{NE}$  est le profit d'équilibre de Nash de la firme 2 quand une taxe  $\tau$  est imposée sur son bien. Il faut mentionner ici que lorsque la taxe  $\tau$  est imposée sur le bien de la firme 2, l'équilibre de Nash se trouve simplement en remplaçant le prix du bien 2 ( $p_{22}$ ) dans la fonction générique de profit de duopole, par l'expression  $p_{22} + \tau$ . Évidemment,  $E[B^P]$  devient alors une fonction décroissante de  $\tau$ .

15. Pour simplifier la notation et pour éviter d'avoir un trop grand nombre de paramètres, nous ignorons l'actualisation dans le calcul des bénéfices de la prédation.

16. La possibilité d'erreur de procédé dans la décision de l'agence de réglementation peut être interprétée comme étant la forme réduite d'un modèle d'information asymétrique dans lequel la firme domestique est mieux informée que l'agence quant aux paramètres du marché et de la technologie nécessaires à l'évaluation du bénéfice que la firme étrangère retire de la prédation, ce qui soulève la question de l'introduction de cette possibilité d'erreur dans les décisions des firmes. Dans cette étude, nous n'analysons pas en détail la décision de la firme 1 de demander à être protégée (voir la section suivante pour plus de détails sur ce point). En ce qui a trait à la décision de la firme 2 d'agir en prédateur, la note 14 propose un moyen de tenir compte de cette possibilité d'erreur.

et l'agence feront collusion s'il en résulte un gain suffisamment important. Nous modélisons quantitativement l'enjeu de la collusion par

$$S^C = \pi_{12,\tau}^{NE} - \pi_{21}^{NE}, \tag{2.12}$$

c'est-à-dire que l'enjeu de la collusion est le gain de la firme 1 à être protégée (par l'imposition d'une taxe  $\tau$  sur les biens de la firme 2) lors de la seconde période<sup>17</sup>. Soit  $D$  la variable dichotomique qui représente la décision de l'agence de réglementation. Cette variable prend la valeur 1 si l'agence répond positivement, et 0 si elle répond négativement. Nous pouvons à présent définir le modèle économique fondamental sous-jacent à notre étude empirique :

$$D = \begin{cases} 1 & \text{si } B^P + kS^C + \varepsilon > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \tag{2.13}$$

où  $D$ ,  $B^P$  et  $S^C$  sont définies plus haut,  $k$  est une constante de signe positif, et  $\varepsilon$  est le terme d'erreur aléatoire. L'objectif principal de notre analyse économétrique, à savoir l'estimation de l'ampleur de la capture, peut donc être atteint essentiellement en testant le caractère significatif du paramètre  $k$ . Il faut souligner ici que l'enjeu de la collusion ( $S^C$ ) est une fonction croissante de  $\tau$ <sup>18</sup>.

## 2.2 Formulation économétrique

Dans la section précédente, nous avons présenté un cadre d'analyse économique en deux parties. La première partie est un modèle simple à deux périodes de comportement prédateur en situation de duopole. Ce modèle inclut en particulier une condition selon laquelle ce type de comportement est rationnel. La seconde partie intègre ce modèle de comportement prédateur à un modèle de décision de l'agence de réglementation dont le rôle est de tester empiriquement la présence et l'ampleur du phénomène de la capture. Comme le second point représente le sujet principal de notre étude, nous formulons à présent un modèle économétrique basé sur ce cadre d'analyse.

17. Cette façon de modéliser l'enjeu de la collusion est dans l'esprit de Laffont et Tirole (1991).

18. D'après l'équation (2.12), nous constatons qu'il suffit de montrer que  $\pi_{12,\tau}^{NE}$  est croissant en  $\tau$ . Rappelons que les profits qui correspondent à l'équilibre de Nash lorsque la taxe  $\tau$  est imposée ( $\pi_{1,\tau}^{NE}$ ,  $\pi_{2,\tau}^{NE}$ ), profits dans lesquels on a omis l'indice de la période, sont obtenus en maximisant, respectivement par rapport à  $p_1$  et  $p_2$ , les fonctions de profits  $\pi_1(p_1, p_2)$  et  $\pi_{2,\tau}(p_1, p_2)$  dans lesquelles

$$\begin{aligned} \pi_1(p_1, p_2) &= (p_1 - mc_1)q_1(p_1, p_2) \\ \pi_{2,\tau}(p_1, p_2) &= (p_2 - (mc_2 + \tau))q_2(p_1, p_2). \end{aligned}$$

où  $mc_1$  et  $mc_2$  indiquent les coûts marginaux (constants) des firmes. Une hausse de  $\tau$  peut clairement être interprétée comme une hausse du coût marginal de la firme 2 ( $mc_2$ ). Si l'on définit ainsi la hausse du coût marginal de la firme 2 sur le profit de la firme 1

$$\frac{\partial \pi_1(p_1, p_2)}{\partial mc_2} = \frac{\partial \pi_1(p_1, p_2)}{\partial p_2} \frac{\partial p_2}{\partial mc_2}$$

on peut alors aisément constater que cet effet est positif, sous certaines hypothèses sur les marchés duopolistiques généralement utilisées (voir, par exemple, Tirole, 1988).

Notre analyse économétrique a pour principal objectif de vérifier si la législation antidumping américaine est défavorable aux importations<sup>19</sup>. Nous accordons donc une attention particulière à l'agence de réglementation, et nous nous inspirons de la discussion théorique précédente pour construire un modèle empirique qui présente les décisions de réglementation. L'unité statistique d'observation, définie par  $i$ , fait référence à un cas d'antidumping. Généralement, un cas met en scène une firme ou une industrie américaine qui adresse, auprès de l'agence de réglementation, une requête contre une firme ou une industrie étrangère. L'agence décide ensuite si ce cas nécessite ou non l'imposition d'une taxe à l'importation. Comme économètres, nous observons des informations pertinentes sur les acteurs économiques, l'industrie domestique (la requérante) et l'industrie étrangère (l'industrie visée). Nous observons également la façon dont le cas a été conclu (si l'agence a répondu favorablement ou non, et le niveau de la taxe). Nous partons du principe que les données observées ont été générées par un modèle du même type que celui dont il a été question à la section précédente, et nous spécifions le modèle de décision de l'agence comme étant un modèle Probit de la forme

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } D_i^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \quad (2.14)$$

où pour  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $D_i$  est la variable dichotomique observée représentant la décision de l'agence et  $D_i^*$  une variable latente. Nous spécifions la variable latente ainsi

$$D_i^* = \Phi(X_i' \theta'_n) + \alpha \Psi(X_i' \tau'_i \theta'_n) + \eta_i \quad (2.15)$$

où

$\Phi(.,.)$  est une fonction qui paramétrise l'intérêt de la prédation ( $B^p$  dans le modèle économique)

$\Psi(.,.,.)$  est une fonction qui exprime l'enjeu de la collusion ( $S^C$  dans le modèle économique)

$X_i'$  est un vecteur-ligne de variables décrivant l'environnement économique de la firme

$\theta'_n$  et  $\alpha$  sont, respectivement, un vecteur-ligne de paramètres inconnus et un paramètre scalaire

19. Ainsi que nous l'avons mentionné dans l'introduction, l'administration américaine emploie deux définitions du dumping. Selon la première définition, le dumping est une discrimination de prix tandis que, selon la seconde, il correspond à une politique de fixation des prix de type prédateur (prix de vente inférieur aux coûts). Les données que nous utilisons dans notre analyse tiennent compte des deux définitions. Bien que notre modèle soit axé sur les politiques de fixation des prix de type prédateur, nous pouvons affirmer que l'administration américaine dispose d'un pouvoir discrétionnaire moindre dans le cas d'une discrimination de prix puisque les prix sont plus facilement observables. Par conséquent, dans le cas d'une discrimination de prix, il est plus difficile pour les législateurs de prétendre qu'il y a eu dumping quand ce n'est pas le cas. En d'autres termes, la capture est plus difficile dans ce cas. Ainsi, nos résultats seront d'autant plus solides que nous réussirons à prouver l'existence de capture (attribuable au pouvoir discrétionnaire de l'administration) en utilisant des données qui incluent les cas de discrimination de prix.

$\tau_i^e$  est la valeur attendue de la taxe  
 $\eta_i$  est un terme d'erreur aléatoire.

En examinant les expressions de  $B^P$  et de  $S^C$ , nous remarquons que les deux groupes de variables qui expliquent leurs proxies ( $\Phi$  et  $\Psi$  respectivement) coïncident, exception faite de  $\tau^e$  qui apparaît uniquement dans  $\Psi$ . Ainsi, la variable  $\tau^e$  ( $\tau$  attendu) jouera un rôle capital dans l'identification du phénomène de capture. De plus, pour faciliter l'exécution des calculs économétriques, nous utilisons des spécifications avec lesquelles il est facile de travailler; plus particulièrement, nous définissons la proxy de l'enjeu de la collusion comme étant une fonction linéaire de  $\tau^e$  <sup>20</sup>. La structure du modèle bivarié suivant est retenue pour exprimer la décision du législateur

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } D_i^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \tag{2.16}$$

où,

$$D_i^* = x_i' \beta + \alpha \tau_i^e + u_i \tag{2.17}$$

et

$x_i'$  est un vecteur ( $1 \times K$ ) de variables exogènes  
 $\beta$  est un vecteur ( $K \times 1$ ) de paramètres inconnus  
 $\alpha$  est un paramètre scalaire inconnu  
 $\tau_i^e$  est la taxe attendue  
 $u_i$  est une erreur aléatoire distribuée selon  $N(0, \sigma_u^2)$ .

Ce qui manque au modèle économétrique ci-dessus, c'est un modèle pour les valeurs attendues de la variable taxe. En raison de la structure des données disponibles, nous notons que nous avons observé uniquement des valeurs positives de cette variable. Par conséquent, nous spécifions la structure Tobit suivante (avec un seuil nul)<sup>21</sup> :

20. Il est important de souligner que la variable utilisée pour identifier le phénomène de capture ( $\tau$  attendu) affecte (1) positivement l'enjeu de la collusion et (2) négativement le bénéfice que procure la prédation (dans le cas où celui-ci dépend effectivement de cette variable (voir note 14)). Par conséquent, une relation positive et significative entre cette variable et la décision favorable du législateur serait effectivement un signe de capture.

21. Remarquons que le fait de postuler un modèle Tobit pour la variable taxe reflète uniquement la nature quantitative spécifique des observations de cette variable. Dans cette étude, nous n'utilisons pas une théorie économique particulière sous-jacente à la détermination de la taxe antidumping. Toutefois, dans la discussion sur les résultats empiriques, nous allons indiquer les variables explicatives en accord avec l'approche selon laquelle l'objectif de la taxe est de compenser la distorsion de prix induite par le comportement prédateur. Boltuck et Litan (1991) notent qu'à ce sujet «...un effort est entrepris pour être plus spécifique dans la détermination exacte des distorsions que ces lois ont pour objectif de corriger. Ainsi, l'argument habituellement avancé pour défendre les lois antidumping est qu'elles sont nécessaires pour prévenir une politique de prix de type prédateur au niveau international» (p.9).



$$\tau_i = \begin{cases} \tau_i^* & \text{si } \tau_i^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \quad (2.18)$$

où la variable latente  $\tau_i^*$  est spécifiée ainsi

$$\tau_i^* = z_i' \gamma + v_i \quad (2.19)$$

et

$z_i'$  est un vecteur ( $1 \times L$ ) de variables exogènes  
 $\gamma$  est un vecteur ( $L \times 1$ ) de paramètres inconnus  
 $v_i$  est une erreur aléatoire distribuée selon  $N(0, \sigma_v^2)$

Nous partons du principe que ces attentes sont rationnelles au sens économique du terme. Ainsi,

$$\tau_i^e = \left[ z_i' \gamma + \sigma_v \frac{\phi(z_i' \gamma / \sigma_v)}{\Phi(z_i' \gamma / \sigma_v)} \right] \phi(z_i' \gamma / \sigma_v) \quad (2.20)$$

où  $\phi(\cdot)$  et  $\Phi(\cdot)$  font respectivement référence à la fonction de densité normale standard et à la normale cumulée<sup>22</sup>.

### 2.3 Estimation économétrique

Dans cette section, nous nous servons du modèle économétrique décrit précédemment pour étudier la réglementation américaine adoptée en réponse au dumping des firmes étrangères, et surtout pour examiner l'existence de capture du processus de réglementation par les firmes domestiques<sup>23,24</sup>. Souvenons-nous que, bien que

22. Si on utilise le modèle Tobit présenté dans le texte pour la variable endogène  $\tau$ , nous obtenons

$$E[\tau_i] = E[\tau_i | \tau_i^*] \cdot Pr[\tau_i^* > 0].$$

En remplaçant par l'expression de  $\tau_i^*$ , nous obtenons

$$E[\tau_i] = [z_i' \gamma + E[v_i | v_i > -z_i' \gamma]] \cdot Pr[v_i > -z_i' \gamma].$$

En nous basant sur le fait que  $v_i \approx N(0, \sigma_v^2)$  ainsi que sur quelques résultats habituels de la distribution de la loi normale tronquée (voir, par exemple, Johnson et Kotz, 1970), nous obtenons l'expression (2.20) dans le texte.

23. Le modèle économique simple utilisé dans cette étude ne considère pas les effets du retrait stratégique de la requête. Les ouvrages fournissent beaucoup de preuves quant à l'importance de ce point (voir Prusa, 1992) et, plus particulièrement, de l'impact des cas réglés. Modéliser un tel phénomène requiert une analyse explicite des coûts des firmes et des bénéfices à retirer d'une requête. La mise en application économétrique d'un tel modèle nécessiterait des données sur les variables reflétant le coût qu'occasionne la requête, ainsi que des variables sur les accords intervenus entre les firmes étrangères et les firmes domestiques, variables qui ne sont à l'heure actuelle pas disponibles.

24. Dans un certain nombre de cas réglés, nous considérons comme des cas de taxe positive ceux pour lesquels l'ITA avait déjà mené son enquête et annoncé formellement une taxe sur le dumping. Cette hypothèse est cohérente avec les ouvrages portant sur le retrait stratégique de la requête (voir note 23).

nous soyons surtout intéressés à estimer le modèle de décision du législateur (le modèle Probit de la section précédente), il nous apparaît nécessaire de considérer aussi le modèle expliquant la taxe antidumping  $\tau$  (le modèle Tobit) parce que  $\tau^e$  est une variable explicative de l'expression de la variable latente associée à la décision du législateur. Par conséquent, nous adoptons une procédure d'estimation en deux étapes. Au cours de la première étape, la technique du maximum de vraisemblance est appliquée au modèle Tobit afin d'obtenir une estimation du vecteur du paramètre  $\gamma$  et de la variance  $\sigma_v^2$ . Les estimations de ce paramètre sont ensuite remplacées dans l'équation (2.20) pour estimer  $\tau^e$ . Lors de la seconde étape, le maximum de vraisemblance est appliqué au modèle Probit représentant la décision du législateur (afin d'obtenir des estimations de  $\beta$ ,  $\alpha$  et  $\sigma_v^2$ ) après avoir remplacé la variable  $\tau^e$  par son estimation (obtenue à la première étape) dans l'expression de la variable latente  $D^*$ <sup>25</sup>.

Plus spécifiquement, soit  $\hat{\tau}_i^e$  l'estimation de la valeur attendue de la taxe, calculée en remplaçant les estimations du maximum de vraisemblance du modèle Tobit de la première étape ( $\hat{\gamma}$  et  $\hat{\sigma}_v$ ) dans l'expression de  $\tau_i^e (= E[\tau_i])$ , à savoir

$$\hat{\tau}_i^e = \left[ z_i' \hat{\gamma} + \hat{\sigma}_v \frac{\phi(z_i' \hat{\gamma} / \hat{\sigma}_v)}{\Phi(z_i' \hat{\gamma} / \hat{\sigma}_v)} \right] \Phi(z_i' \hat{\gamma} / \hat{\sigma}_v), \tag{2.21}$$

La seconde étape consiste à appliquer la méthode du maximum de vraisemblance au modèle Probit

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } D_i^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \tag{2.22}$$

où,

$$D_i^* = x_i' \beta + \alpha \hat{\tau}_i^e + u_i, \tag{2.23}$$

et  $\hat{\tau}_i^e$  est donné dans l'équation (2.21).

À présent, nous rendons explicites les variables explicatives  $x_i$  et  $z_i$  qui affectent la décision du législateur, ainsi que l'ampleur de la taxe. Pour les raisons mentionnées à la section précédente, ainsi que pour la clarté de l'exposé, nous allons dorénavant utiliser l'expression «variable capture» pour parler de la variable  $\hat{\tau}^e$  et nous allons la désigner par *CAPT*. En admettant qu'il existe une corrélation

---

25. Une technique d'estimation en deux étapes de ce type produit des estimateurs convergents lorsqu'on applique la méthode du maximum de vraisemblance à deux reprises et que l'on remplace l'output de l'étape 1 dans une fonction différentiable, à savoir l'expression  $\tau_i^e$  telle que définie par l'équation (2.20). Pour une discussion générale sur les modèles d'estimation en deux étapes dans le contexte de modèles à variables dépendantes limitées, voir Heckman (1976). Une autre façon d'estimer le modèle permettra d'améliorer l'efficacité de l'estimateur (sans modifier qualitativement les résultats). Cette façon consiste à appliquer FIML au système d'équation simultanées Probit et Tobit sous la contrainte  $D_i = 1 \Rightarrow \tau_i > 0$  et  $D_i = 0 \Rightarrow \tau_i > 0$  imposée par la structure du jeu réglementaire. La maximisation de la fonction de vraisemblance (qui nécessite d'interrompre l'algorithme de maximisation à chaque itération) est, dans ce cas, quelque peu pénible à calculer : nous la laissons donc pour des recherches ultérieures.

positive entre la variable «décision du législateur» et la taxe qu'il impose au terme de son enquête, (puisque plus la taxe  $\tau$  est élevée, moins l'agence risque de commettre une erreur défavorable à une décision positive), notre modèle cherche à examiner la décision de réglementation et la taxe *ex ante*. Autrement dit, à partir de nos prévisions des attentes de la firme en matière de protection (prévisions basées sur les données observées, c'est-à-dire  $\hat{\tau}^e$ ), pouvons-nous prévoir la réglementation qui sera décidée? Nous arguons que si les firmes anticipent un résultat précis (une taxe élevée, par exemple), elles se comporteront de manière rationnelle pour s'assurer que la décision de réglementation leur sera favorable. Ainsi, un scénario possible est qu'elles tentent de rendre les législateurs captifs. La relation que nous observons entre les attentes de la firme ( $\hat{\tau}^e$ ) et ce qu'elle pourrait probablement obtenir (c'est-à-dire la probabilité que la décision du législateur lui soit favorable) est cohérente avec la possibilité de capture.

Pour savoir si la variable capture est significative, nous commençons par estimer un modèle (modèle M1) avec les variables suivantes :

$$x = \begin{bmatrix} ONE \\ RELLABC12 \\ KEXPI \\ CAPAUSE1 \\ CONCI \end{bmatrix} \quad z = \begin{bmatrix} ONE \\ XLABOR2 \\ FORPEN2 \\ TARIFF1 \\ RELPROD12 \\ PRINPUT1 \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

lesquelles sont décrites à la section 1. Les estimations du maximum de vraisemblance ci-dessus sont présentées aux tableaux 2 et 3.

TABLEAU 2

ESTIMATIONS DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DU MODÈLE DE TAXE  
SUR LE DUMPING (MODÈLE M1)

Variable dépendante : taxe sur le dumping

Variable explicative	Coefficient	Statistique-t
<i>ONE</i>	-1,39	-3,49
<i>XLABOR2</i>	-0,23	-2,03
<i>FORPEN2</i>	0,11	0,67
<i>TARIFF1</i>	-1,35	-2,02
<i>RELPROD12</i>	-0,29	-4,10
<i>PRINPUT1</i>	1,97	4,34

TABLEAU 3

ESTIMATIONS DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DU MODÈLE DE DÉCISION  
DU LÉGISLATEUR (MODÈLE *M1*)

Variable dépendante : décision de l'agence de réglementation

Variable explicative	Coefficient	Statistique- <i>t</i>
<i>ONE</i>	-0,30	-3,97
<i>RELLABC12</i>	0,65	1,86
<i>KEXPI</i>	0,17	2,40
<i>CAPAUSE1</i>	0,16	0,33
<i>CONCI</i>	-0,46	-1,30
<i>CAPT</i>	0,31	4,01

Pourcentage prévu correctement : 63,73

Dans l'ensemble, les résultats du modèle de la taxe sur le dumping sont satisfaisants. La variable *XLABOR2* (productivité du travail de l'industrie étrangère), qui fournit une mesure de l'efficacité de la firme étrangère, a un effet négatif sur l'ampleur de la taxe et l'estimation correspondante est significative à 5%. Comme le suggère la théorie, plus la firme étrangère est efficace, plus les prix sur le marché domestique sont faibles, et plus la taxe nécessaire pour compenser le comportement prédateur est faible<sup>26</sup>. Les variables (1) *TARIFF1* (taux de taxation de l'industrie domestique), qui fournit une mesure des barrières à l'entrée et, par conséquent, de la facilité qu'à la firme à se conduire en prédateur, (2) *PRINPUT* (indice domestique du coût des intrants), qui permet de mesurer la facilité des firmes domestiques à accéder aux intrants, et (3) *RELPROD12* (niveau de production de l'industrie relative), qui est une mesure du niveau de production relatif de la firme (voir note 26) ont toutes les signes attendus et des paramètres statistiquement significatifs.

Le modèle expliquant la décision du législateur d'imposer une taxe sur le dumping mène à des résultats moins satisfaisants en ce qui concerne le caractère significatif des paramètres, bien que la variable qui nous intéresse (*CAPT*) exerce un effet positif et hautement significatif. La variable *KEXPI* (dépenses en capital de l'industrie domestique) est une approximation du niveau d'endettement des

26. Rappelons que, dans cette étude, la taxe sur le dumping est perçue comme étant la taxe nécessaire pour compenser la politique de prix de la firme étrangère. Dans le contexte de notre cadre d'analyse économique, cette perception se traduit par la différence entre la politique de prix qui permet l'équilibre de Nash (le statu quo) et celle de type prédateur (voir section 2.1).

firmes domestiques. Plus cette variable est élevée, plus la firme étrangère est tentée d'entrer sur le marché (et d'agir en prédateur) ou, en d'autres termes, plus le bénéfice que la firme étrangère espère tirer de la prédation est élevé. Parce que le législateur est intéressé à savoir s'il est effectivement rationnel pour la firme étrangère de se comporter en prédateur, l'estimation positive du paramètre associé à cette variable est cohérente avec le cadre d'analyse économique retenu dans la présente étude (voir la section 2.1). Un argument similaire nous permet de constater que les variables *RELLABC12*, une mesure de la facilité avec laquelle l'industrie domestique accède aux intrants, et *CONCI*, le niveau de concentration de l'industrie domestique, ont également le signe attendu (mais il n'est pas très significatif (10% et moins)).

Les modèles précédents, qui expliquent le niveau de protection des industries domestiques (le modèle de l'ampleur de la taxe) et la décision du législateur d'accorder ou non la protection, semblent concorder assez bien avec les données. Bien que les résultats semblent suggérer que les industries domestiques influencent de manière significative les réponses des législateurs aux requêtes (*CAPT* est significatif), nous devons examiner de plus près la structure du modèle économétrique estimé afin d'identifier les moyens par lesquels cette influence est exercée.

La filière politique «indirecte», à travers laquelle les groupes de pression influencent les politiques publiques, a largement été étudiée en sciences politiques. Par contre, la filière plus «directe» mettant en lumière l'interaction qui existe entre les groupes de pression et les législateurs, a surtout été examinée au niveau théorique (voir les ouvrages sur la théorie de la capture et l'analyse descriptive du phénomène de la «porte tournante» par exemple, Breyer et Steward, 1979 et Adams, 1981). Cette étude cherche à prouver empiriquement certaines implications de cette théorie en utilisant l'outil économétrique pour vérifier l'existence d'une filière directe.

Comme nous l'avons souligné dans la section 1, les variables *PAC1* et *ACTION2* sont des facteurs importants pour expliquer les décisions des législateurs. Nous les introduisons donc dans notre cadre d'analyse afin de purger la variable *CAPT* et de déterminer si son effet reste significatif. Le tableau 4 présente l'estimation du maximum de vraisemblance pour ce modèle plus étendu (Modèle *M2*).

TABLEAU 4

ESTIMATIONS DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DU MODÈLE DE DÉCISION  
DU LÉGISLATEUR (MODÈLE M2)

Variable dépendante : décision de l'agence de réglementation

Variable explicative	Coefficient	Statistique-t
<i>ONE</i>	-0,30	-3,87
<i>RELLABC12</i>	0,86	2,30
<i>KEXPI</i>	0,11	1,54
<i>CAPAUSE1</i>	0,51	1,04
<i>CONCI</i>	-0,75	-2,01
<i>PAC1</i>	0,37	2,68
<i>ACTION2</i>	0,15	2,41
<i>CAPT</i>	0,31	3,85

Pourcentage prévu correctement : 62,30

L'estimation du modèle *M2* mène à une amélioration considérable des résultats. De plus, non seulement les variables politiques paraissent hautement significatives (*PAC1*, *ACTION2* et *CAPT*), mais les variables *RELLABC12* et *CONCI*, qui affectent l'intérêt que la pénétration du marché domestique présente pour les firmes étrangères (et, par conséquent, le bénéfice escompté de la prédation), sont devenues plus significatives. Toutefois, nous remarquons que le paramètre associé à la variable *KEXPI* est moins significatif. Ainsi, même lorsque la *CAPT* est purgée des effets indirects, comme l'influence exercée par l'entremise du Congrès ou du bureau du président (*ACTION2*), l'hypothèse de l'existence de capture ne peut être rejetée.

#### 2.4 Biais causé par l'auto-sélection

Nous examinons à présent la question de l'existence d'un biais d'estimation causé par l'auto-sélection des industries qui demandent à être protégées. Heckman (1976, 1979) fournit un cadre d'analyse utile pour traiter cette question que Dubin et Rivers (1992) ont adapté au cas des modèles contenant des variables dichotomiques dépendantes. L'annexe 2 décrit le modèle économétrique structurel utilisé pour déterminer si l'auto-sélection pose un problème important pour l'analyse de nos données. Ici, nous présentons uniquement la forme réduite de ce modèle ainsi que les résultats de l'estimation.

Soient  $y_{1i}$  et  $y_{2i}$ , des variables dichotomiques représentant (1) la décision de la firme domestique de demander à être protégée et (2) la décision de l'agence de réglementation d'accorder cette protection. Le fait que certaines firmes choisissent de ne pas adresser de requête nous oblige à restreindre l'analyse de données à l'échantillon de firmes ayant adressé une requête. Puisque, d'un point de vue général, nous sommes surtout intéressés à étudier la relation entre certaines mesures de l'environnement économique et les préférences du législateur (en ce qui a trait à la protection domestique), l'analyse devrait explicitement prendre en considération la disponibilité des décisions du législateur uniquement sur un échantillon de firmes auto-sélectionnées.

Nous spécifions les modèles Probit suivants

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \quad (2.25)$$

et

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \quad (2.26)$$

où les variables latentes  $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$  sont spécifiées telles que

$$y_{1i}^* = x'_{1i} \beta_1 + u_{1i} \quad (2.27)$$

et

$$y_{2i}^* = x'_{2i} \beta_2 + u_{2i} \quad (2.28)$$

où  $(u_{1i}, u_{2i})'$  suit une distribution normale de moyenne 1 et a un coefficient de corrélation  $\rho$ . Tester si l'auto-sélection est significative revient à tester statistiquement si le coefficient de corrélation est significatif (voir l'annexe 2 pour les détails). Les résultats de l'estimation de ce modèle (modèle M3), obtenus à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance, sont présentés aux tableaux 5 et 6<sup>27</sup>.

27. Parce qu'il manquait des données sur les variables indépendantes, le nombre d'observations a diminué à 453.

TABLEAU 5

ESTIMATIONS DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DU MODÈLE DE DÉCISION  
DE LA FIRME (MODÈLE M3)

Variable dépendante : décision de la firme domestique

Variable explicative	Coefficient	Statistique- <i>t</i>
<i>ONE</i>	-1,44	-26,18
<i>FORPEN2</i>	0,64	4,54
<i>TARIFF1</i>	-1,57	-2,84
<i>EMP1*</i>	-1,23	-4,56
<i>SHIP1*</i>	2,22	15,31

NOTE : \* Les variables *EMP1* et *SHIP1* représentent respectivement l'emploi total de la firme et les livraisons.

TABLEAU 6

ESTIMATIONS DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DU MODÈLE DE DÉCISION  
DU LÉGISLATEUR (MODÈLE M3)

Variable dépendante : décision de l'agence de réglementation

Variable explicative	Coefficient	Statistique- <i>t</i>
<i>ONE</i>	-3,05	-4,16
<i>RELLABC12</i>	0,75	2,23
<i>KEXPI</i>	0,27	2,57
<i>CAPAUSE1</i>	0,21	0,47
<i>CONCI</i>	-0,57	-1,70
<i>PAC1</i>	0,33	2,54
<i>ACTION2</i>	0,13	2,36
<i>CAPT</i>	0,30	3,90

L'hypothèse nulle indiquant aucune auto-sélection est :

$$H_0 : \rho = 0.$$

(2.29)



Comme que nous pouvons l'observer au tableau 7, l'estimation du coefficient de corrélation du maximum de vraisemblance  $\rho$  est 0.55, et un test de Wald rejette l'hypothèse  $H_0$  au niveau de 10%<sup>28</sup>.

TABLEAU 7  
TEST DE WALD SUR L'AUTO-SÉLECTION

Estimation du paramètre ( $\hat{\rho}$ )	Valeur du $\chi^2$ Statistique	Degrés de liberté
0,55	3,33	1

Les résultats de ce test semblent indiquer que les industries qui demandent à être protégées s'auto-sélectionnent lorsqu'elles décident de réclamer des taxes plus élevées sur leurs biens. La corrélation positive et significative entre les termes d'erreur du modèle de décision du législateur et du modèle de décision des firmes d'adresser une requête indique que la motivation de la firme se situe au delà de l'effet des variables explicatives utilisées dans leur modèle de décision (tableau 5).

Pour ce qui est du modèle précédent (modèle *M2*), nous remarquons qu'après avoir tenu compte de l'auto-sélection, le coefficient de corrélation de la variable *KEXPI* (dépenses en capital de l'industrie domestique) devient significatif à 5%, ce qui peut expliquer, d'un point de vue empirique, la vulnérabilité de l'industrie. Une caractéristique commune aux trois modèles estimés (modèles *M1*, *M2* et *M3*) est que la variable *CAPAUSE1* (capacité d'utilisation de l'industrie domestique), qui informe sur la condition économique de l'industrie, n'a pas d'effet significatif sur la décision du législateur. Finalement, les variables politiques demeurent fortement significatives, particulièrement la variable *CAPT* qui indique qu'une capture directe du processus réglementaire, exercée par les firmes domestiques, pourrait tout de même avoir lieu.

#### CONCLUSION

Bien que les économistes et les politologues dans le domaine de la réglementation, ils ne l'abordent pas de la même façon. Les économistes ont eu tendance à mettre l'accent sur le rôle des groupes de pression, tandis que les spécialistes des sciences politiques ont analysé l'importance des institutions politiques. Plus récemment, Laffont et Tirole (1991, 1993) ont intégré ces deux approches dans

28. L'exécution d'un test t-statistique usuel (du caractère significatif de  $\rho$ ) a mené à la même conclusion, à savoir le rejet de l'hypothèse nulle. Les résultats de ces tests (Wald et Student) indiquent le caractère significatif de l'auto-sélection (voir Dubin et Rivers 1990 pour la forme précise de ces tests).

un cadre d'analyse basé sur la théorie de l'agence en insistant particulièrement sur l'asymétrie dans l'information. Cette étude constitue une première tentative de formulation de modèles économétriques inspirés de ce cadre d'analyse, modèles destinés à évaluer l'ampleur de la capture dans le contexte de la réglementation des importations.

Dans cette étude, nous avons modélisé le processus d'enquête appliqué par la réglementation américaine des importations lorsqu'elle cherche à déterminer la présence d'une politique de prix de type prédateur. Nous avons voulu vérifier l'existence d'une réglementation captive, et nous avons testé la possibilité que la capture survienne via différents moyens. Nous avons analysé le comportement prédateur dans le contexte d'un jeu duopolistique à deux périodes, et nous avons identifié les conditions que les profits doivent remplir afin de rationaliser ce comportement. Un modèle de décision du législateur a ensuite été spécifié, nous permettant ainsi d'évaluer l'influence relative que les firmes qui demandent à être protégées exercent sur la réponse réglementaire. Notre analyse économétrique des données indique qu'en plus de la capture indirecte exercée par l'entremise du processus politique (qui semble être significative), il y a des raisons de croire qu'une capture via des voies directes, reflétant l'influence des firmes domestiques sur la décision du législateur de taxer le dumping, est également significative.

Cette recherche empirique devrait être poursuivie dans au moins deux directions. Premièrement, puisque cette étude est basée sur la théorie de la prédation, laquelle utilise les imperfections du marché financier pour justifier le comportement prédateur, il serait souhaitable d'incorporer des variables financières dans le modèle<sup>29</sup>. Deuxièmement, en ce qui concerne le cadre théorique, il est nécessaire de modéliser explicitement le retrait stratégique de la requête afin d'analyser l'efficacité de cette manoeuvre comme outil de protection contre la prédation sur les marchés internationaux.

---

29. Les auteurs n'avaient pas accès à des données sur de telles variables.

## ANNEXE I

Les données brutes ont été recueillies des sources suivantes. Les données sur les enquêtes américaines en matière de dumping, et celles concernant la décision du législateur dans chacun des cas, ont été obtenues du *U.S. International Trade Commission Annual Reports* pour 1980-91 et du *U.S. Federal Register* pour les mêmes années. Chaque cas de dumping a été classé au niveau à quatre chiffres de la Classification industrielle standard (*Standard Industrial Classification, SIC*. Ce niveau de classification est celui utilisé dans toute l'étude), en faisant correspondre les produits aux code SIC. Des données sur la taxe imposée aux cas ayant fait l'objet d'un jugement positif de l'administration ont été obtenues à partir de plusieurs volumes du *U.S. Federal Register* pour les années 1980 à 1991.

Les données économiques sur les producteurs étrangers proviennent de plusieurs sources. L'indice de la productivité du travail à l'étranger (1980 = 100) provient du *Handbook of International Trade and Development Statistics* de 1991 publié par les Nations-Unies. La pénétration étrangère du marché américain, dans le cas de chaque industrie, a été calculée à partir de données sur les importations, les exportations et les livraisons américaines, toutes disponibles au *U.S. Bureau of the Census*, au niveau à quatre chiffres de la Classification industrielle standard, et en milliers de dollars américains. Les données sur les livraisons américaines sont disponibles dans le *Annual Survey of Manufactures* de 1980 à 1990. Les données sur les importations et les exportations ont été publiées respectivement dans le *U.S. Imports SIC-Based Products by World Area* et dans le *U.S. Exports SIC-Based Products by World Area*, de 1980 à 1990. La pénétration du marché américain par des firmes étrangères a été calculée en effectuant le ratio des importations du pays étranger par rapport à la consommation américaine (livraisons moins exportations plus importations) dans chaque cas.

Diverses mesures de la condition économique des firmes américaines ont aussi été utilisées. Les dépenses en capital des industries américaines, en millions de dollars américains, ont été extraites du *Annual Survey of Manufactures*, 1980-90. L'utilisation de la capacité (pourcentage de la capacité actuellement utilisée) par les industries pour 1980-90 est disponible au *U.S. Bureau of the Census, Current Industrial Reports Survey of Plant Capacity*. Les ratios de concentration pour les industries américaines proviennent du *U.S. Bureau of the Census, Census of Manufactures, Subject Statistics*. Le *U.S. Producer Price Index (PPI)*, obtenu à partir du *Statistical Abstract of the United States*, a été utilisé pour déflater toutes les variables économiques, lorsque cela était approprié.

De plus, le coût relatif de la main-d'oeuvre et la productivité relative ont été utilisés pour mesurer les conditions économiques et l'efficacité des firmes. Les coûts de la main-d'oeuvre dans les pays étrangers, par pays et par année, ont été extraits du *Yearbook of Labour Statistics*, Geneva: International Labour Office, volumes concernant les années 1989-90 et 1992. Ces coûts ont été ajustés pour tenir compte de l'inflation et convertis en dollars américains. Les coûts de la main

d'oeuvre à l'étranger ont été utilisés en même temps que les coûts de la main-d'oeuvre américaine, obtenus dans le *Annual Survey of Manufactures*, pour évaluer les coûts relatifs de la main-d'oeuvre (Coûts de la main-d'oeuvre américaine/Coûts de la main-d'oeuvre dans les pays étrangers) dans chacun des cas. Un indice de la productivité, (1980=100) par industrie et par année, provient du *Annual Survey of Manufactures* tandis que, pour les producteurs étrangers, il provient du *Industrial Statistics Yearbook* des Nations Unies pour chacun des cas. Ces indices ont servi à calculer une mesure de la productivité relative en prenant le ratio indice de productivité aux É-U/indice de productivité à l'étranger.

Une approximation du niveau de protection des industries américaines contre les importations a été obtenu à partir des taux de taxation. Des données sur les taux de taxation domestique en pourcentage de la valeur (*ad valorem*) sont disponibles dans plusieurs numéros du *Tariff Schedule of the United States*, publiés par l'ITC des États-Unis.

Pour tenir compte de la possibilité d'une influence politique, nous avons eu recours aux données sur les dépenses électorales. Les *Political Action Committees* (PACs), affiliés aux industries américaines, contribuent régulièrement aux campagnes électorales des législateurs. Ces données proviennent d'une base de données informatique (*Reports on Financial Activity Data*, ICPSR Distributor) dans laquelle est compilée l'information de la *Federal Elections Commission*. Dans cette étude, les contributions du PAC de l'industrie (en milliers de dollars) à tous les membres du Congrès qui s'occupent de politique commerciale (c'est-à-dire aux membres du *House Ways and Means Committee* et du *Senate Finance Committee*) ont été utilisées, en tenant compte de l'inflation.

Finalement, plusieurs pays membres de l'Accord général sur les tarifs douaniers et le commerce (GATT) ont pris des mesures contre les pratiques déloyales, comme le dumping. Le nombre d'actions intentées contre chaque pays accusé de dumping (une mesure permettant d'identifier les tendances à user de cette pratique) est disponible pour chaque année dans le *Operations of the Trade Agreements Program* publié par le *U.S. International Trade Commission*.

Le tableau A1 présente quelques statistiques descriptives des principales variables de cette étude.

TABLEAU A1

SOMMAIRE DES STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES\*

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Décision du législateur	0,58	0,49	0,00	1,00
Taxe sur le dumping	20,74	35,36	0,00	259,17
Productivité de la main-d'oeuvre à l'étranger	122,67	28,02	82,00	263,00
Pénétration étrangère	0,18	0,15	0,00	0,94
Dépense domestique en capital	833,22	936,82	6,02	3 838,18
Utilisation de la capacité domestique	67,29	13,59	20,00	98,00
Ratio de concentration domestique	38,75	17,28	7,00	98,00
PPI domestique	103,83	6,98	88,00	119,20
Coût relatif de la main-d'oeuvre	8,07	19,22	0,005	239,81
Productivité relative	0,94	0,38	0,10	3,60
Taux de taxation domestique	5,96	3,68	0,00	23,10
Contributions des PAC domestiques	59,16	53,49	0,00	332,99
Nombre de cas de dumping	13,30	9,81	1,00	41

NOTE : \* le nombre d'observations est 485.

ANNEXE 2

Cette annexe décrit le modèle de comportement sur lequel est basé le modèle économétrique employé dans cette étude pour analyser l'échantillon de données sur l'auto-selection. Nous nous inspirons de la famille des modèles d'utilité popularisés par McFadden (voir, par exemple, 1981) et nous mettons l'accent sur le processus de prise de décisions de deux acteurs : l'industrie domestique et l'agence de réglementation. La décision de ces deux acteurs est représentée par deux variables dichotomiques  $y_1$  et  $y_2$  (où, pour l'instant, nous omettons l'indice définissant l'observation) tandis que leurs décisions peuvent être définies comme suit :

- Dans un premier temps, l'industrie décide si elle adresse ou non une requête.
- Ensuite, l'agence de réglementation décide d'accorder ou non la protection demandée (désignons par  $r$  la probabilité que l'industrie obtienne une réponse favorable de l'agence).

Il y a alors trois résultats possibles

$$(y_1, y_2) \in \{(1,1), (1,0), (0,.)\}. \tag{A2.1}$$

La fonction d'utilité de l'industrie et de l'agence sont fournies respectivement par

$$U(y_1, y_2) = \bar{U}(y_1, y_2) + \varepsilon_{y_1 y_2} \tag{A2.2}$$

$$W(y_2) = \bar{W}(y_2) + \eta_{y_2} \tag{A2.3}$$

Chaque acteur base son choix sur l'utilité qu'il compte retirer de sa décision. Une industrie choisira d'adresser une requête  $y_1 = 1$ , (ou non,  $y_1 = 0$ ) si l'utilité attendue de cette requête est supérieure (ou inférieure) au statu quo (c'est-à-dire ne pas adresser de requête). Ce qui suit illustre la maximisation de l'utilité des choix de chacun des acteurs :

Industrie :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } rU(1,1) + (1-r)U(1,0) > (0,.) \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \tag{A.2.4}$$

Agence :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } W(1) > W(0) \\ 0 & \text{autrement} \end{cases} \tag{A.2.5}$$

Ainsi, les probabilités des résultats finals sont exprimées ainsi

$$Pr(1,1) = Pr\{r[\bar{U}(1,1) + \varepsilon_{11}] + (1-r)[\bar{U}(1,0) + \varepsilon_{10}] > \bar{U}(0,.) + \varepsilon_0 \\ \text{et } \bar{W}(1) + \eta_1 > \bar{W}(0) + \eta_0\} \tag{A2.6}$$

$$Pr(1,0) = Pr\{r[\bar{U}(1,1) + \varepsilon_{11}] + (1-r)[\bar{U}(1,0) + \varepsilon_{10}] > \bar{U}(0,.) + \varepsilon_0\}$$

et  $\bar{W}(1) + \eta_1 < \bar{W}(0) + \eta_0\}$  (A2.7)

$$Pr(0,.) = Pr\{r[\bar{U}(1,1) + \varepsilon_{11}] + (1-r)[\bar{U}(1,0) + \varepsilon_{10}] < \bar{U}(0,.) + \varepsilon_0\}$$
 (A2.8)

Nous posons les hypothèses simplificatrices suivantes en ce qui concerne le terme d'erreur

$$\eta = \eta_1 - \eta_0$$
 (A2.9)

$$\varepsilon_0 = \varepsilon_{10} - \varepsilon_0$$
 (A2.10)

$$\varepsilon_1 = \varepsilon_{11} - \varepsilon_0$$
 (A2.11)

et

$$\begin{bmatrix} \eta \\ \varepsilon_1 \\ \varepsilon_0 \end{bmatrix} \rightarrow N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & & \\ \rho_1 & 1 & \\ \rho_0 & \lambda & 1 \end{pmatrix} \right]$$
 (A2.12)

Quand il n'y a pas d'auto-sélection, nous supposons que  $\varepsilon_{11}, \varepsilon_{10}$  et  $\varepsilon_0$  sont indépendants de  $\eta_1$  et  $\eta_0$ . Alors, dans ce cas,  $\rho_1 = \rho_0 = 0$ . Quand les industries s'auto-sélectionnent, cette hypothèse ne peut plus être émise, et les coefficients de corrélation  $\rho_1$  et  $\rho_0$  ne sont pas nuls.

À partir de (A2.12), nous avons

$$\begin{bmatrix} r\varepsilon_1 + (1-r)\varepsilon_0 \\ \eta \end{bmatrix} \rightarrow N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma \right]$$
 (A2.13)

où

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \omega^2 & \xi \\ \xi & 1 \end{pmatrix}$$
 (A2.14)

et

$$\omega^2 = r^2 + (1-r)^2 + 2\lambda r(1-r)$$
 (A2.15)

$$\xi = r\rho_1 + (1-r)\rho_0$$
 (A2.16)

De plus, les termes d'erreur  $\varepsilon$  et  $\eta$ , où

$$\varepsilon = \frac{r\varepsilon_1 + (1-r)\varepsilon_0}{\omega},$$
 (A2.17)

sont distribués selon une normale de moyenne zéro et où la matrice de covariance est

$$\Omega = \begin{pmatrix} 1 & \\ \rho & 1 \end{pmatrix}, \tag{A2.18}$$

où

$$\rho = \xi/\omega. \tag{A2.19}$$

soit

$$h = r\bar{U}(1,1) + (1 - r)\bar{U}(1,0) - \bar{U}(0,.) \tag{A2.20}$$

$$k = \bar{W}(1) - \bar{W}(0), \tag{A2.21}$$

les probabilités sont alors données par

$$Pr(1,1) = Pr(\epsilon > h/\omega, \eta > k) = \Phi(-h/\omega, -k; \rho) \tag{A2.22}$$

$$Pr(1,0) = \Phi(-h/\omega, k; -\rho) \tag{A2.23}$$

$$Pr(0,.) = \Phi(h/\omega) \tag{A2.24}$$

où  $\Phi$  est distribuée selon une normale bivariée cumulée de moyenne zéro et de corrélation  $\rho$  (sauf dans le cas où  $y_1 = 0$  dans lequel il s'agit d'une normale standard univariée (0,1)).

L'application des techniques Probit usuelles, en utilisant les observations sur la décision de l'agence, fournit un estimé de  $r$  (appelons-le  $\hat{r}$ ) lequel est de nouveau substitué aux expressions de  $h$  et  $k$  ci-dessus. Si  $i$  est une observation et  $N$  la taille de l'échantillon, il reste à remplacer les probabilités données par les équations (A2.22)-(A2.24) ci-dessus dans l'expression de la fonction de vraisemblance donnée par :

$$\mathcal{L}^? = \prod_{1 \leq i \leq N} [Pr(1,1)]^{y_{1i}y_{2i}} \times [Pr(1,0)]^{y_{1i}(1-y_{2i})} \times [Pr(0,.)]^{(1-y_{1i})} \tag{A2.25}$$

et à la maximiser par rapport aux paramètres qui entrent dans la spécification choisie de  $\bar{U}(.,.)$  et  $\bar{W}(.)$  (voir la spécification dans le texte), et le coefficient de corrélation  $\rho$ <sup>30</sup>.

---

30. Dans le texte, les éléments aléatoires  $\epsilon$  et  $\eta$  sont appelés respectivement  $u_1$  et  $u_2$ .



## BIBLIOGRAPHIE

- ADAMS, G. (1981), *The Politics of Defense Contracting-the Iron Triangle*, New Brunswick: Transaction Books.
- AREEDA, P., et D.F. TURNER (1975), «Predatory Pricing and Related Practices under Section 2 of the Sherman Act», *Harvard Law Review*, Vol. 88 : 697-733.
- BALDWIN, R.E. (1985), *The Political Economy of U.S. Import Policy*, Cambridge: MIT Press.
- BALDWIN, R., et M. MOORE (1991), «Political Aspects of the Administration of Trade Remedy Laws», dans BOLTUCK, R., et R. LITAN (eds.), *Down in the Dumps*, (chap. 7), The Brookings Institution, Washington, D.C.
- BOLTON, P., et D. SCHARFSTEIN (1990), «A Theory of Predation Based on Agency Problems in Financial Contracting», *The American Economic Review*, Vol. 80(1) : 93-106.
- BOLTUCK, R., et R. LITAN (1991), «America's "Unfair" Trade Laws», dans BOLTUCK, R., et R. LITAN (eds.), *Down in The Dumps*, (chap. 1), The Brookings Institution, Washington, D.C.
- BREYER, S., et R. STEWARD (1979), *Administrative Law and Regulatory Policy*, Boston: Little Brown and Company.
- CABRAL L.M.B., et M. H. RIORDAN (1994a), «The Learning Curve, Market Dominance, and Predatory Pricing», *Econometrica*, Vol. 62(5) : 1115-1140.
- CABRAL L.M.B., et M. H. RIORDAN (1994b), «Predation in a Learning Curve Model», mimeo, Boston University.
- DUBIN, J.A., et D. RIVERS (1990), «Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models», *Sociological Methods and Research*, Vol. 18(2 & 3) : 360-390.
- FINGER, J.M. (ed.) (1993), *Antidumping: How it Works and Who Gets Hurt*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- FINGER, J.M., H.K. HALL, et D.R. NELSON (1982), «The Political Economy of Administered Protection», *The American Economic Review*, 72 : 452-466.
- FUDENBERG, D., et J. TIROLE (1985), «Predation Without Reputation», Working Paper 377, MIT.
- FUDENBERG, D., et J. TIROLE (1986), «A Signal-Jamming Theory of Predation», *Rand Journal of Economics*, Vol. 17 : 366-376.
- HANSEN, W.L. (1990), «The International Trade Commission and the Politics of Protectionism», *American Political Science Review*, 84 : 21-46.
- HECKMAN, J. (1976), «The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models», *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5 : 475-492.
- HECKMAN, J. (1979), «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometrica*, 47 : 153-161.
- JOHNSON, N.L., et S. KOTZ (1970), *Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distributions*. Houghton Mifflin.

- KLEVORICK, A.K. (1993), «The Current State of the Law and Economics of Predatory Pricing», *The American Economic Review*, Vol. 83(2) : 162-167.
- LAFFONT J.J., et J. TIROLE (1991), «The Politics of Government Decision-Making: A Theory of Regulatory Capture», *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106 : 1089-1127.
- LAFFONT J.J., et J. TIROLE (1993), *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, MIT Press.
- LEVINSOHN, J. (1994), «Competition Policy and International Trade», Working Paper 4972, NBER.
- McFADDEN, D. (1981), «Econometric Models of Probabilistic Choice», dans C.F. MANSKI et D. McFADDEN, eds, *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, 198-272, The MIT Press.
- MCGEE, J. (1958), «Predatory Price Cutting: The Standard Oil (NJ) Case», *Journal of Law and Economics*, Vol. 1 : 137-169.
- MCGEE, J. (1980), «Predatory Pricing Revisited», *Journal of Law and Economics*, Vol. 23 : 289-330.
- MOE, T.M. (1984), «The New Economics of Organizations», *American Journal of Political Science*, 28 : 739-777.
- MOE, T.M. (1985), «Control and Feedback in Economic Regulation: The Case of the NLRB», *American Political Science Review*, 79 : 1094-1116.
- MOORE, M. (1992), «Rules or Politics?: An Empirical Analysis of ITC Antidumping Decisions», *Economic Inquiry*, 30 : 449-466.
- MURRAY, T. (1991), «The Administration of the Antidumping Law by the Department of Commerce», dans BOLTUCK, R., et R. LITAN (eds.), *Down in The Dumps*, (chap. 2), The Brookings Institution, Washington, D.C.
- ORDONER, J.A., et G. SALONER (1989), «Predation, Monopolization, and Antitrust», dans R. SCHMALENSEE, et R.D. WILLIG, eds., *Handbook of Industrial Organization* : 537-596. North Holland.
- POITEVIN, M. (1989), «Financial Signaling and the “Deep-Pocket” Argument», *Rand Journal of Economics*, Vol. 20(1) : 26-40.
- PRUSA, T.J. (1992), «Why are so Many Antidumping Petitions Withdrawn?», *Journal of International Economics* : 1-20.
- SHOVEN, J. B. (1988), *Government Policy Towards Industry in The United States and Japan*, Cambridge University Press.
- STIGLER, G. (1971), «The Theory of Economic Regulation», *Bell Journal of Economics*, Vol. 2 : 3-21.
- TELSER, G.L. (1986), «Cutthroat Competition and the Long Purse», *Journal of Law and Economics*, Vol. 9 : 259-277.
- TIROLE, J. (1988), *The Theory of Industrial Organization*,. The MIT Press.
- WEINGAST, B.R. (1981), «Regulation, Reregulation and Deregulation: The Political Foundations of Agency Clientele Relations», *Law and Contemporary Problems*, 44 : 147-177.

- WEINGAST, B.R. (1984), «The Congressional-Bureaucratic System: A Principal-Agent Perspective with Applications to the SEC», *Public Choice*, 41 : 147-192.
- WEINGAST, B.R. , et M.J. MORAN (1983), «Bureaucratic Discretion or Congressional Control? Regulatory Policymaking by the Federal Trade Commission», *Journal of Political Economy*, 91 : 765-800.