

HEC MONTRÉAL

Les sanctions des cartels en Amérique du Nord sont-elles biaisées?

par

Paule Tétreault Langlois

Sciences de la gestion

(Économie financière appliquée)

Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maîtrise ès sciences

(M. Sc.)

Février 2023

© Paule Tétreault-Langlois, 2023

Résumé

Dans la plupart des études précédentes, pour tirer des conclusions sur les sanctions nord-américaines de cartel, les auteurs utilisaient l'ensemble des firmes reconnues coupables comme population d'intérêt. Dans ce mémoire, nous tentons d'estimer si les sanctions attribuées aux firmes des cartels nord-américains sont sujettes au problème d'endogénéité provenant d'un biais de sélection. Nous effectuons notre analyse au niveau de la firme entre la probabilité d'être poursuivie ou non et entre la probabilité d'être reconnue coupable ou non à l'aide d'un modèle Probit-Bivarié. Puis, nous utilisons la méthode de correction de Heckman en deux étapes pour corriger le biais dans les sanctions. Nous obtenons comme résultats que le biais de sélection entre les différentes étapes du processus judiciaire est statistiquement significatif, ainsi ne pas corriger le biais surestime l'ampleur des sanctions imposées aux cartels en Amérique du Nord.

Mots-clés: cartels, sanctions, biais de sélection, Heckman

Table des matières

Liste de tableaux	v
Liste des figures	vi
Remerciements	vii
1. Introduction	8
2. Revue de la littérature sur les sanctions de cartels	11
2.1. <i>Les autorités antitrust</i>	11
2.2. <i>Les sanctions de cartels nord-américains</i>	12
2.3. <i>La théorie de la dissuasion optimale</i>	14
2.4. <i>Les déterminants des sanctions</i>	15
2.5. <i>Analyses de la sensibilité des sanctions à leurs déterminants</i>	16
2.6. <i>Les surcharges des cartels et leurs biais d'estimation</i>	17
3. Méthodologie	19
3.1. <i>Le cas général en criminologie</i>	19
3.2. <i>Les modèles pour la correction du biais de sélection de l'échantillon</i>	20
3.3. <i>Le Probit bivarié avec observabilité partielle</i>	22
4. Données	27
4.1. <i>Sources des données</i>	27
4.2. <i>Variables explicatives</i>	28
4.2.1. Probabilité de poursuite	28
4.2.2. Probabilité de condamnation	33
4.2.3. Déterminants des sanctions	36
5. Résultats	38
5.1. <i>Première étape du processus judiciaire</i>	38
5.1.1. Estimation par maximum de vraisemblance	38
5.1.2. Estimation en deux étapes	44
5.2. <i>Deuxième étape du processus judiciaire</i>	50
5.2.1. Estimation par maximum de vraisemblance	50
5.2.2. Estimation en deux étapes	55
5.3. <i>Limites</i>	62
6. Conclusion	64
Bibliographie	65
Annexe	69

Liste de tableaux

TABLE 1 – Statistiques descriptives: Probabilité de poursuite (éq. 3)	32
TABLE 2 – Statistiques descriptives: Probabilité de condamnation (éq. 4)	35
TABLE 3 – Statistiques descriptives: Déterminants des sanctions (éq. 5)	37
TABLE 4 – Corrélation : Coupable (éq. 4) - variables explicatives (éq. 3)	39
TABLE 5 – Probit bivarié avec observabilité partielle : Probabilité de condamnation conditionnellement à la poursuite	41
TABLE 6 – Effets marginaux : Probabilité de poursuite (éq. sélection).....	42
TABLE 7 – Effets marginaux : Probabilité de condamnation (éq. conditionnelle)	42
TABLE 8 – Probit : Probabilité de poursuite	45
TABLE 9 – Effets marginaux : Probabilité de poursuite	46
TABLE 10 – Probit : Probabilité de condamnation	47
TABLE 11 – Effets marginaux : Probabilité de condamnation.....	48
TABLE 12 – Probit : Probabilité de condamnation (sans biais)	49
TABLE 13 – Effets marginaux : Probabilité de condamnation (sans biais).....	49
TABLE 14 – Corrélation : Sanctions (éq. 5) - variables explicatives (éq. 3 et 4).....	51
TABLE 15 – MCO : Déterminants des sanctions (après estimation par maximum de vraisemblance)	53
TABLE 16 – Corrélation : Sanctions (éq. 5) - variables explicatives (éq. 4).....	56
TABLE 17 – MCO : Déterminants des sanctions (après estimation en deux étapes).....	58
TABLE 18– MCO : Déterminants des sanctions (sans biais)	61

Liste des figures

FIGURE 2.1 – Arbre de décision 23

Remerciements

Je tiens à remercier Pr. Martin Boyer, professeur du département de finance à HEC Montréal, qui, en tant que directeur de ce mémoire, a su me fournir une question de recherche propre à mes intérêts ainsi que l'aide nécessaire à la réalisation de ce travail de recherche. Je remercie également M. Mohamed Jabir du Laboratoire de calcul et d'exploitation des données (LACED) de HEC Montréal pour sa disponibilité et son aide dans la collecte des données supplémentaires. J'aimerais exprimer ma gratitude envers ma famille, mes amis et mes collègues qui m'ont soutenu tout au long de mes études. Finalement, je réserve mes plus sincères remerciements à ma mère et mon père qui m'ont fourni une aide inestimable et, sans qui, la complétion de ce mémoire aurait été impossible.

1. Introduction

Les gouvernements interdisent certaines pratiques commerciales qu'ils considèrent comme entraînant des conséquences défavorables pour les individus ou la société. Une de ces pratiques est « l'association volontaire d'entreprises juridiquement indépendantes qui vise à augmenter leurs bénéfices communs par le biais d'accords explicites » (J. M. Connor, 2020b), communément appelée cartel en économie industrielle. En effet, en 1889 le Canada a instauré la Loi sur la concurrence et en 1890 les États-Unis ont ratifié le *Sherman Act*, des législations antitrust qui rendent illégale la participation d'entreprises à un cartel économique de fixation des prix (Boyer et al., 2006; Thompson et Kaserman, 2001). En Amérique du Nord, les infractions pénales sont limitées aux entreprises qui participent à la collusion et s'entendent pour soit augmenter les prix au-dessus du niveau concurrentiel, soit restreindre la production, soit diviser les marchés ou soit une combinaison de ces trois stratégies.

Ces stratégies nuisent aux consommateurs, aux autres entreprises, à l'efficacité et à la saine croissance économique principalement de deux façons. D'une part, en augmentant les prix pour les consommateurs et les entreprises, les coûts des intrants et du capital tout au long de la chaîne d'approvisionnement sont gonflés artificiellement. Les consommateurs choisissent soit de ne pas payer le prix plus élevé pour le produit cartellisé qu'ils désirent, renonçant ainsi au produit, soit de payer le prix du cartel et transférer ainsi un montant indu à ses membres (OECD, 2003). D'autre part, en contrôlant les marchés et en restreignant les ressources qui interfèrent avec les forces normales de l'offre et de la demande, des entreprises honnêtes ne peuvent pas survivre¹.

Ces accords permettent aux firmes du cartel d'imiter les actions d'un monopole et de maximiser leur profit au détriment du bien-être des consommateurs (Lande et Marvel, 2000). Alors que dans la théorie économique, la concurrence pure et parfaite est la structure de marché qui est optimale au sens de Pareto et au niveau social, ce n'est pas celle qui permet à la firme de maximiser ses propres revenus. Du point de vue d'une firme individuelle, certaines structures de marché sont plus profitables. Lorsque la firme détient un pouvoir complet sur le marché, comme dans la structure de monopole, elle génère le plus de profit et a donc un incitatif à rechercher une structure de marché qui l'approche de ce pouvoir complet. Par contre, ce profit est produit au

¹ <https://www.accc.gov.au/business/competition/cartels>

détriment d'une perte sèche pour l'économie agrégée. Ceci indique que le manque de compétition a un coût social que l'État invoque pour justifier la présence de législation contre les comportements anti-compétitifs, fournissant présumément un contre-incitatif à la formation de cartel.

Plusieurs études ont traité des déterminants ainsi que de l'optimalité des sanctions émises par le *United States Department of Justice* (DoJ) aux firmes reconnues coupables de cartel. Toutefois, la modélisation empirique des cartels est limitée, car les opérations illégales sont par définition cachées et donc difficiles à analyser en totalité. Ainsi, ce sont les modèles essentiellement théoriques des cartels qui dominent l'analyse économique, car ce ne sont que les caractéristiques des cartels découverts et reconnus coupables qui sont considérées dans les études et, de plus, le processus judiciaire de condamnation d'une firme pour cartel est pratiquement ignoré (Peterson, J., et al., 2019).

Spécifiquement, ce processus consiste en trois étapes. Son déclenchement a lieu lorsqu'une firme ayant présumément jointe ou formée un cartel et profité de son contrôle sur les prix pendant une durée variable, vraisemblablement de plusieurs années, est soupçonnée et est formellement poursuivie. À la seconde étape, si la poursuite est acceptée, la firme accusée reçoit à l'issue de son procès un verdict de culpabilité ou non culpabilité. Finalement, si l'entreprise est reconnue coupable, alors les autorités antitrust déterminent la sanction conséquente.

Suivant ce processus, l'analyse de première approche ne reconnaît donc l'existence d'un cartel que pour les firmes qui sont poursuivies et reconnues coupables; elle ignore les firmes réellement impliquées qui toutefois ont réussi à échapper à la détection et au verdict de culpabilité. Ainsi, les caractéristiques des cartels sur lesquelles sont basées les sanctions ne reflètent pas la population complète de cartels, mais seulement ceux découverts. Alors que certaines études (Harrington, 2006; Levenstein et Suslow, 2006; Miller et Connor, 2010) mentionnent cette limite ainsi que le possible biais de sélection inhérent à cette approche, aucune d'entre elles toutefois n'adresse le problème.

En partant de cette limite manifeste de la littérature, la présente étude s'intéresse à la lutte que mènent les autorités antitrust d'Amérique du Nord, plus précisément, le Canada et les États-Unis, contre les cartels économiques à travers les sanctions infligées aux firmes qui en sont reconnues

coupables. Cette fois, le processus judiciaire est lui-même intégré à la modélisation afin d'en dégager un biais de sélection qui lui est possiblement intrinsèque et d'obtenir des estimés de la population réelle des firmes cartellisées.

Le chapitre suivant de ce mémoire présentera un bilan de la littérature étudiant les sanctions envers les cartels ainsi que de la littérature économétrique discutant la correction de son hypothétique biais d'échantillon. Dans les chapitres subséquents, les données et la méthodologie utilisées pour effectuer les analyses seront détaillées, puis les résultats seront analysés. La conclusion discutera ces résultats et dégagera les forces et les limites de la méthodologie.

2. Revue de la littérature sur les sanctions de cartels

2.1. Les autorités antitrust

Le droit de la concurrence interdit les accords entre entreprises qui visent un comportement de tarification coordonné et une maximisation conjointe des profits. Par exemple, l'article 101 du traité sur le fonctionnement de l'Union européenne (2012), interdit « tous accords entre entreprises, décisions d'associations d'entreprises et pratiques concertées [...] qui ont pour objet ou pour effet d'empêcher, de restreindre ou de déformer la concurrence [...] » (Ibáñez Colomo, 2016).

Dans un article récent, Andres et Brutell (Andres et Bruttel, 2021) utilisent une approche expérimentale pour étudier comment la coordination entre les entreprises change lorsque la formation de cartels fait l'objet de sanctions. L'expérience comporte deux traitements principaux, le traitement où la formation d'un cartel est soumise à des sanctions, et le traitement sans aucune sanction. Les auteurs analysent d'abord comment la présence de sanctions anticartel affecte les résultats du marché, plus précisément le ratio de cartellisation et les prix moyens du marché. Puis, ils étudient s'il existe un lien de causalité entre l'étendue de la coordination explicite des entreprises en vue de former et maintenir leurs cartels et les résultats anticoncurrentiels du marché.

Ils constatent que la moyenne des formations de cartels est largement supérieure dans un environnement légal exempt de sanctions qu'en présence d'un tel environnement. La différence est statistiquement significative. Les résultats de l'expérimentation soutiennent leur hypothèse selon laquelle la présence de sanctions réduit la cartellisation. Ils font d'autre part la moyenne des prix par marché dans le temps, puis testent si les prix moyens diffèrent entre les deux traitements. Ils obtiennent que les prix sont plus élevés de 2,20 points d'unité monétaire lorsqu'il n'y a pas de sanctions, que lorsqu'il y en a. Par conséquent, les données soutiennent une autre de leurs hypothèses selon laquelle les prix sont plus élevés dans un environnement légal sans sanction anticartel. L'établissement de sanction induit un effet négatif significatif sur les prix. Ainsi, même lorsque les entreprises adoptent un comportement anticoncurrentiel dans un environnement légal qui sanctionne celui-ci, les infractions sont moins dommageables pour le surplus du consommateur.

Les résultats montrent aussi que la communication entre les entreprises coordonne de façon plus explicite la formation et la conservation de cartels lorsqu'il n'existe pas d'autorité légale de surveillance de la concurrence pouvant sanctionner de telles coordinations. Comme la présence d'institutions légales est susceptible d'affecter à la fois la manière dont les entreprises communiquent entre elles et leur comportement en matière de fixation des prix, les auteurs utilisent des approches complémentaires pour mettre en lumière l'effet de la communication sur la fixation des prix. Premièrement, ils calculent que la cartellisation moyenne dans un environnement légal comprenant des sanctions est plus élevée de 0,21 lorsque la communication explicite dépasse le niveau médian de cartellisation que lorsque la communication explicite lui est inférieure. Cette différence est statistiquement significative, et indique que la communication explicite contribue clairement à la cartellisation. Deuxièmement, une analyse est effectuée pour estimer comment la communication explicite affecte l'effet de la présence de sanctions sur le comportement de fixation des prix. Ils constatent que la baisse de la coordination explicite causée par la présence d'institutions de sanction contribue 0,39 point en moyenne sur les 2,20 points de réduction des prix du marché mentionnés précédemment. Ainsi, la coordination en présence de sanctions semble être trop indirecte pour permettre aux entreprises de se s'entendre rapidement sur la fixation conjointe des prix optimaux, ce qui implique que ceux-ci n'approchent pas le niveau monopolistique sans communication efficace. Cette étude permet de comprendre comment la sanction des cartels affecte le processus de coordination des firmes et pourquoi les sanctions sont efficaces.

2.2. Les sanctions de cartels nord-américains

La compréhension des mécanismes de sanction des cartels mis en place par les différentes entités réglementaires est fondamentale aux objectifs du présent mémoire. Dans leur article, *Determinants of U.S. Antitrust Fines of Corporate Participants of Global Cartels*, Connor et Miller dégagent les différences entre les mécanismes européens et nord-américains. Alors que la Direction Générale de la Concurrence de la Commission Européenne (CE) fournit une description détaillée de la façon dont l'amende de chaque firme coupable de cartel doit être calculée aux États-Unis pour les infractions criminelles au *Sherman Act*, le DoJ offre plus de latitude pour décider de leurs amendes (Connor et Miller, 2009). Il suggère une gamme de sanctions interprétées à la discrétion du magistrat plutôt qu'une amende ponctuelle étroitement calculée (Miller, Connor, et Miller, 2014). Le cas des États-Unis est celui qui fait l'objet de ce mémoire.

Les directives fédérales américaines, auxquelles le DoJ se réfère en matière de détermination des sanctions sont détaillées dans le *United States Sentencing Commission Guidelines Manual* (USSG) (2021)². Elles posent une amende de base égale à 20% du volume des ventes touchées par les actions en cartel. Ce montant est établi en supposant que la surcharge moyenne des firmes participant à une fixation des prix est de 10% des ventes affectées. Pour compenser le dommage infligé aux acheteurs existants ou ceux ayant potentiellement été écartés du marché, l'amende de base est donc deux fois plus grande que le gain moyen obtenu grâce à la cartellisation. Une partie de la différence entre l'amende de base (20%) et de la surcharge de fixation des prix (10%) vise aussi à réprimander la perte sèche engendrée par une diminution de la production du marché due à la conduite collusoire (Bolotova et Connor, 2011) et le reste de cette différence corrige d'autres externalités négatives comme les coûts d'application de la loi antitrust elle-même. L'amende de base est ensuite ajustée à l'aide d'un système de scores de culpabilité. La taille d'une entreprise et les antécédents criminels sont des exemples de facteurs aggravants qui entraîneraient une augmentation des scores et, par conséquent, du montant de l'amende. La présence de programmes de conformité et d'éthique au sein de l'entreprise ainsi que l'auto-déclaration et la coopération sont au contraire des facteurs atténuants qui entraîneraient une réduction du montant de l'amende. Après ajustement de l'amende de base à l'aide de ce système, le montant final de l'amende est de 15% à 80% du volume des ventes affectées, c'est-à-dire de 0,75 à 4 fois l'amende de base.

En 1978, les États-Unis ont implanté un programme de clémence en échange de la coopération sous forme d'aveu. Malheureusement, le programme s'est avéré peu efficace en n'ayant que quelques applications. En 1993, le programme de clémence a été révisé afin d'y faciliter l'admissibilité des firmes soupçonnées. Il s'est depuis avéré être l'outil le plus important de détection des cartels (J. M. Connor, 2006). En effet, le DoJ américain a été confronté à un flot d'ententes de cartel depuis la fin des années 1990 et la plupart des découvertes d'ententes ont été initiées par des demandes de clémence (J. M. Connor, 2004). Le programme a été modifié une dernière fois en 2004, où l'administration présidentielle a passé le *Antitrust Criminal Penalty Enhancement and Reform Act* pour augmenter les incitatifs des membres du cartel à participer au programme de clémence en réduisant la responsabilité civile. L'idée d'accorder à un demandeur

² <https://www.ussc.gov/guidelines>

de clémence une réduction de 100% de son amende potentielle pour participation à un cartel est bien acceptée de l'industrie comme de la classe politique.

2.3. La théorie de la dissuasion optimale

Les amendes pour les cartels, suivant les lignes directrices du DoJ, sont fondées sur les principes de dissuasion optimale de la criminalité (Miller et Connor, 2010). Le principe de base, posé par Landes (1983) et réitéré par Miller et Connor (2010), est qu'il y aura dissuasion si les participants à un système de fixation des prix anticipent que leurs coûts de formation et d'exploitation dépasseront le préjudice net causé aux autres par rapport à la probabilité de détection et de condamnation. Landes (1983) estime que selon cette théorie, l'amende optimale pour les violations de la législation antitrust doit être égale au préjudice économique causé aux agents autres que les contrevenants (Landes, 1983). Bolotova et Connor (2011) précisent que dans les situations où la production collusoire est inférieure à la production concurrentielle, le dommage comprend la surcharge et la perte sèche (Bolotova et Connor, 2011). La formule présentée par Miller et Connor précise l'amende optimale d'un point de vue sociétal (Miller et Connor, 2010) :

$$\text{Sanction optimale} = \frac{\text{Surcharge} + \text{Perte sèche} + \text{Coût de formation}}{\text{Probabilité de détection et de condamnation}}$$

Pour une firme qui envisage de former un cartel ou d'y adhérer, le coût prévu de la sanction comprend les amendes gouvernementales et les compensations versées lors de poursuites privées aux acheteurs directs et indirects. Bolotova et Connor précisent qu'aux États-Unis, les parties privées ont le droit de récupérer des dommages-intérêts jusqu'à trois fois plus importants que le préjudice causé aux acheteurs (Bolotova et Connor, 2011). Posner (2009) rappelle que du point de vue d'un membre du cartel, l'amende anticipée peut être exprimée comme (Posner, 2009) :

$$\text{Amende} = \frac{\text{Coût prévu de la sanction}}{\text{Probabilité d'être sanctionné}}$$

Les éléments de la formule ainsi que l'amende optimale doivent être calculés pour chaque cas particulier. Il est difficile de la déterminer dans le droit antitrust, car l'information relative aux composantes de la formule n'est pas toujours disponible. Pour contourner ce problème, le niveau

de l'amende optimale ciblerait le cartel « moyen », c'est-à-dire le cartel représentant la moyenne des caractéristiques de la population des ententes de fixation de prix.

Finalement, selon Bryant et Eckard (1991), il n'existe aucune méthodologie qui permettrait une estimation relativement fiable de la probabilité d'être sanctionnée. Ils estiment que probablement seulement 13% à 17% de tous les cartels sont inculpés (Bryant et Eckard, 1991). Connor (2010), de son côté, montre que les études sur les cartels concluent qu'environ 10% à 30% d'entre eux sont découverts et punis (J. Connor, 2010).

2.4. Les déterminants des sanctions

Dans les lignes directrices américaines en matière de détermination des amendes pour les cartels, le volume des ventes affectées est utilisé comme indicateur du préjudice causé. Miller et Connor (2010) montrent que cet indicateur est fortement positivement corrélé avec les estimations directes des surcharges monétaires prises par ces cartels (Miller et Connor, 2010).

Cohen (1996) étudie la variation de la taille des sanctions imposées aux entreprises américaines pour un échantillon allant jusqu'à 961 entreprises entre 1984 et 1990; un sous-échantillon de 285 observations contient une estimation des dommages. Il établit un modèle avec 21 variables indépendantes, dont trois suivent la théorie de la dissuasion optimale. Le premier résultat qu'il obtient est que la valeur monétaire du préjudice envers le marché a l'effet positif attendu sur les amendes. Aussi, lorsqu'un juge était au courant d'autres sanctions non criminelles (cas des poursuites privées), l'amende était considérablement réduite. Finalement, il observe que l'ampleur et la sévérité des pénalités n'étaient pas liées à la probabilité de détection (Cohen, 1996). Sur la base de caractéristiques tirées du système judiciaire et des pratiques de poursuite, Cohen confirme trois autres déterminants statistiquement significatifs des sanctions : (1) les procès produisent des peines beaucoup plus élevées que les accords de plaidoyer, (2) les infractions à la loi antitrust entraînent des pénalités plus élevées que la fraude d'entreprise, l'évasion fiscale ou d'autres actes criminels et (3) les juges réduisent les amendes lorsque les firmes ont de la difficulté à les payer.

À son tour, Connor (2006) propose quatre indicateurs d'efficacité pour la sanction posée par les autorités antitrust. Premièrement, il analyse la rapidité à laquelle les autorités enquêtent, négocient et imposent des sanctions (J. M. Connor, 2006). Un deuxième indicateur est la structure

de la formation de cartels au fil du temps. À mesure que les entreprises deviennent informées sur l'augmentation des pénalités maximales légales, sur la probabilité de détection ou sur la sévérité des sanctions réelles, leurs attentes concernant les coûts des comportements illégaux changeront de façon correspondante. Une troisième mesure de l'efficacité est le rapport entre le montant de l'amende d'une entreprise et ses ventes pendant la période de l'entente. Ce ratio est la mesure la plus fréquemment citée d'une poursuite réussie dans les discussions juridiques, même s'il n'a pas de rapport direct avec la dissuasion économique. La dernière mesure est le rapport entre les sanctions monétaires et la surcharge des cartels. Cet indice porte directement sur la question de la dissuasion économique (J. M. Connor, 2006). Suivant ces indicateurs, il estime que les sanctions efficaces pour les cartels devraient se situer entre 130% et 430% des dommages. Or seulement environ 10% des sanctions imposées par les autorités antitrust entre 1990 et 2005 se situaient dans la fourchette optimale.

2.5. Analyses de la sensibilité des sanctions à leurs déterminants

Bolotova et Connor (2008) analysent les déterminants de la variation des sanctions imposées aux cartels internationaux qui ont été sanctionnés entre 1991 et 2005. Cette étude couvre tous les types de sanctions antitrust dans le monde et observe des cartels entiers plutôt que leurs membres corporatifs. La variable dépendante dans leur modèle est la sanction, définie comme comprenant des amendes ou des pénalités totales (à la fois les amendes et les dédommagements pour les parties privées). Les variables explicatives sont les suivantes : la surcharge, représentant les dommages-intérêts aux acheteurs en dollars ou en pourcentage, le volume des ventes touchées par le cartel et la durée du cartel. Le modèle comprend aussi un ensemble de variables de contrôle qui saisit les différences entre les défendeurs ou les juridictions qui affectent les calculs des lignes directrices sur la détermination de l'amende. Ces déterminants ont expliqué 64% de la variation des amendes gouvernementales et 33% de la variation des pénalités totales. Ils en concluent que les amendes pour cartels sont plus prévisibles que ne le sont les règlements privés. Bolotova et Connor (2008) constatent que les ventes touchées sont positivement liées aux amendes et aux pénalités totales et que les amendes à leur tour sont plus élevées pour les cartels plus durables. Leur seul résultat surprenant concerne le rôle de la surcharge en dollar, qui était négativement liée aux amendes et aux sanctions totales. De plus, lorsqu'il est remplacé par le pourcentage de surcharges, il n'y avait aucun lien avec les pénalités. Ainsi, ils concluent que l'amende est plus susceptible d'être une fonction des ventes touchées que de la surcharge du

cartel. Ces constatations semblent contraires aux principes de dissuasion optimale et n'appuient pas les conclusions de Cohen (1996) (Miller et Connor, 2010).

2.6. Les surcharges des cartels et leurs biais d'estimation

L'estimation des surcharges des cartels est critique dans l'évaluation de l'optimalité des sanctions. Des études effectuées récemment ont permis de recueillir un grand nombre d'estimations de surcharge.

À l'aide de l'échantillon le plus complet alors disponible à ce sujet, Connor (2007) indique que la surcharge médiane est de 25% (J. M. Connor, 2007). Connor et Landes (2008) examinent de nombreuses estimations de surcharges dans des études antérieures et concluent que « la présomption actuelle de la Commission de détermination de la peine selon laquelle les cartels surchargent en moyenne 10% est beaucoup trop faible » (J. M. Connor et Lande, 2008). En critiquant le Bureau de la concurrence du Canada, Kearney (2009) souscrit au point de vue de Connor et Lande (2008) en écrivant que « l'hypothèse d'une surcharge moyenne de 10% a également été remise en question par les données d'une étude économique qui suggèrent que la surcharge médiane du long terme est bien supérieure à 10% » (Kearney, 2009). En effet, ces auteurs trouvent une surcharge moyenne de 31% à 49% et une médiane de 22% à 25%. Connor (2010) arrive à des conclusions semblables en utilisant un échantillon élargi d'estimations de surcharges (J. M. Connor, 2010).

Connor et Bolotova (2006) effectuent une méta-analyse des estimations de surcharges afin de vérifier si elles sont sensibles à des facteurs de biais, tels que la méthode d'estimation ou la source de publication (J. M. Connor et Bolotova, 2006). Ils constatent que ces estimations sont en effet biaisées, mais que les facteurs de biais n'expliquent pas beaucoup la qualité du modèle (coefficient de détermination). Cependant, Boyer et Kotchoni (2015) soulignent que certaines caractéristiques des estimations de surcharges ont été ignorées par Connor et Bolotova (Boyer et Kotchoni, 2015). Ils réévaluent l'étude de Connor et Bolotova (2006) à l'aide d'une version étendue de leur base de données. En plus des estimations de surcharges, celle-ci comprend plusieurs variables qui décrivent l'épisode du cartel et qui sont probablement liées à la surcharge réelle comme la durée et la géographie. La base de données comprend également des variables qui décrivent des faits postérieurs à l'épisode du cartel comme la méthode d'estimation ou la

source de publication qui ne sont cependant pas reliées directement à la surcharge, mais permettent de saisir les biais possibles d'estimations.

Comme première source de biais, ils remarquent que les données de surcharges sont des estimations ayant précédemment été publiées par différents experts et chercheurs. Par conséquent, ils sont potentiellement sujets à des erreurs de modélisation et d'estimation et à la sélection redondante d'échantillons. Deuxièmement, l'échantillon contient des observations dites influentes qui faussent les statistiques descriptives. En effet, environ 1% des estimations de surcharges sont supérieures à 400%. De plus, lorsque les 5% d'observations les plus importantes sont laissées de côté, la surcharge moyenne de l'échantillon passe de 49% à 32%. Boyer et al. (2006) répondent par une méthodologie économétrique plus appropriée qui consiste à éliminer les estimations irréalistes et les observations influentes ainsi que par une analyse de régression de Heckit dans une deuxième étape pour tenir compte des biais mentionnés. Ils trouvent des estimations de surcharges, corrigées de leurs biais, moyens et médians de 15,5% et 16,0%. Ces valeurs de surcharges corrigées sont significativement inférieures à la moyenne et à la médiane correspondantes des estimations précédemment effectuées par Connor (Boyer, Faye, et Kotchoni, 2006). En s'appuyant sur ces résultats, mais en utilisant une base de données plus récente, Allain et al. (2015) concluent que la majorité des amendes imposées aux entreprises par la Commission européenne au cours de la période de 2005 à 2012 sont supérieures au niveau de la dissuasion (Allain, et al., 2015).

Les surcharges révisées de Boyer et Kotchoni semblent confirmer la prédiction de Cohen et Scheffman (1989). Ceux-ci soutenaient « qu'une augmentation de 1% d'un prix au-dessus de son niveau concurrentiel entraînerait probablement une réduction des ventes de plus de 1% »; donc qu'une surcharge ne peut être très élevée sans perturber visiblement le marché. Sur cette base, ils ont conclu en ce qui concerne l'USSG qu'« au moins dans les cas de fixation des prix impliquant un grand volume de commerce, 10% est presque certainement trop élevé » (Cohen et Scheffman, 1989). Adler et Laing (1997) jugent également que les amendes imposées aux cartels aux États-Unis sont « excessives » (Adler et Laing, 1997).

3. Méthodologie

Comme mentionné précédemment, l'étude empirique des cartels présente une série d'embûches dont l'une des plus importantes est que l'ensemble de la population des cartels ne peut pas être observé (Brenner, 2009). À ce jour, ce que nous savons sur les cartels ne provient que de ceux qui ont été découverts (Harrington et Wei, 2017). En effet, les études sur les cartels menées auparavant étaient soit limitées au domaine des activités légales, soit confrontées au problème que toute analyse basée uniquement sur des cartels découverts est sujette à des biais d'échantillonnage (Brenner, 2009). Connor (J. Connor, 2010) précise que les études sur les cartels concluent généralement que les caractéristiques économiques des cartels non découverts peuvent différer de ceux qui le sont.

La méthodologie proposée en est une peu utilisée jusqu'à maintenant dans la littérature économique industrielle et permet de répondre à certaines contraintes méthodologiques souvent ignorées. Ce sont les travaux de Heckman (1979), Greene (1981) et Meng et Schmidt (1985) qui sous-tendent cette méthodologie. Pour pallier au possible problème d'endogénéité, les décisions de condamnation émises par les autorités sont modélisées à l'aide d'un modèle Probit-Bivarié en deux étapes dans le but de contrôler le problème de sélection de l'échantillon et la corrélation entre les différentes décisions de condamnation. Dans ce modèle, les autorités prennent des décisions séquentielles qui ne sont pas nécessairement indépendantes les unes des autres. La première étape de ce projet examine les facteurs affectant la décision des autorités antitrust de simultanément enquêter et poursuivre une firme et la deuxième étape examine les facteurs influençant la taille de la sanction conditionnellement à la décision initiale des autorités de d'enquêter et de poursuivre une firme.

3.1. Le cas général en criminologie

Au-delà du domaine restreint de la collusion, la criminologie générale avait déjà examiné le problème du biais de sélection inhérent à ses études économétriques et proposé des voies de correction.

Bushway et al. (Bushway, Johnson, et Slocum, 2007) prennent l'exemple de la modélisation de la durée d'incarcération des délinquants de droit commun (crimes contre la personne, contre la propriété, etc.) et suggèrent des stratégies pour identifier la population cible. En premier lieu, la

durée de l’incarcération des sujets condamnés doit se rapporter à une population à laquelle les conclusions sont généralisées. Or, il est incertain si la véritable population d’intérêt est composée de tous les criminels, tous les criminels arrêtés, tous les criminels condamnés ou même d’un autre groupe non défini. Puis, une fois la population sur laquelle se concentrer est identifiée, le modèle de sélection et son estimateur doivent être choisis de façon appropriée. L’hypothèse traditionnelle est que le processus judiciaire se fait en deux étapes distinctes : les juges décident s’il y a lieu ou non d’incarcérer, puis ils décident de la durée de la peine d’incarcération. Si les décisions relatives à l’incarcération et à la durée de la peine sont indépendantes l’une de l’autre, le biais de sélection n’est pas un problème. Les auteurs soulignent toutefois qu’un tel scénario repose sur l’hypothèse peu probable que l’équation de sélection reflète fidèlement et entièrement le processus de sélection et suggèrent le modèle de Heckman pour corriger le problème.

3.2. Les modèles pour la correction du biais de sélection de l’échantillon

Cuddeback et al. (Cuddeback, Wilson, Orme, et Combs-Orme, 2004) attribuent à Heckman (1979), revu par Greene (1981), l’origine des méthodes de détection et de correction statistique du biais de sélection en économie et dans des domaines connexes généralement connues sous le nom d’estimateur en deux étapes « Heckman ». La correction de Heckman a été appliquée fréquemment dans la recherche sur la détermination des peines en droit criminel comme expliquée par Bushway et al. (Bushway et al., 2007).

Pour détailler la contribution importante de Heckman (1979), il faut considérer le traitement des cas de justice pénale comme un processus en plusieurs étapes : enquête et poursuite sur un cas de collusion apparent, verdict et pénalité. En général, seuls la poursuite et son verdict (avec la pénalité en cas de culpabilité) sont visibles du chercheur. Cependant, le traitement de ces étapes comme des événements distincts cause trois problèmes : (1) les phases du processus sont considérées comme indépendantes, alors qu’en pratique elles ne le sont pas; (2) l’extrapolation des résultats à l’ensemble d’une population devient difficile; et (3) les estimations des paramètres pour l’analyse distincte de chaque décision seront biaisées (Heckman, 1979). Ainsi, la décision d’inculper un cas dépendra non seulement des variables explicatives, mais aussi de ce que Heckman qualifie de « taux de risque ». Ce taux de risque est représenté par l’inverse du ratio de Mills et donne la probabilité d’exclusion pour chaque observation. Il est fonction non seulement

des variables observées ou mesurées qui sont incluses dans l'équation de sélection, mais aussi des variables non observées ou non mesurées. Celles-ci sont capturées par le terme d'erreur dans l'équation de sélection et incluses dans la fonction qui estime l'inverse du ratio de Mills. Par conséquent, l'ajout de ce ratio dans l'équation de résultat introduit un terme qui tente de saisir à la fois les variables observées et non observées qui affectent la sélection (Peterson, J., et al., 2019).

Berk établit, d'ailleurs, plus tard, (Berk, 1983) que les procédures d'estimation qui ne tiennent pas compte de ce taux de risque donneront des estimations de coefficients biaisées et incohérentes. Pour corriger ce problème, une procédure qui fournit des informations sur les deux décisions, la poursuite et la pénalité, mais qui permet également de combiner ces informations de manière significative est nécessaire. Heckman corrige donc le biais de sélection en calculant la probabilité d'atteindre une étape particulière du traitement des cas (à l'aide d'un modèle Probit), puis en entrant cette probabilité comme variable de contrôle dans le modèle en prédisant un résultat à la prochaine étape possible du traitement des cas (Heckman, 1979).

Greene révisé le modèle de Heckman et adresse le cas où les deux étapes de Heckman sont en fait dépendantes et introduit un Probit-Bivarié pour le résoudre (Greene, 1981). Plusieurs modèles de détection et de correction statistique du biais de sélection des échantillons découlent de ceux de Heckman et Greene (Cuddeback et al., 2004). Meng et Schmidt (Meng et Schmidt, 2011) testent l'inférence des différents Probit-Bivariés dérivés de celui de Greene pour en évaluer l'efficacité. C'est le cas pour le modèle du Probit-Bivarié avec une observabilité complète de Zellner et Lee (1965).

Ce modèle est constitué de deux variables dépendantes binaires représentant souvent les décisions de deux agents économiques différents. Chacune de ces variables est générée par une équation probit où les erreurs des deux équations sont corrélées. Il est supposé que les deux variables binaires sont observées. Parmi les modèles évalués par Meng et Schmidt (2011), c'est celui qui a l'observabilité la plus complète et donc qui conduit aux estimations les plus efficaces. Découlant de ce modèle, provient celui du Probit censuré, c'est-à-dire avec observabilité partielle, utilisé par Farber (1981) pour étudier la demande de syndicalisation (Farber, 1981).

Dans ce modèle, il y a moins d'observabilité que dans celui de Zellner et Lee (1965). Plus précisément, il est supposé que la première équation probit est complètement observée, mais que la seconde s'applique sur un échantillon censuré. En termes des quatre résultats possibles, deux sont indiscernables.

Formellement, soit $y_{i1} = 1$ si l'individu i souhaite être dans un syndicat, et $y_{i1} = 0$ sinon; soit $y_{i2} = 1$ si un employeur syndiqué est prêt à embaucher l'individu i , et $y_{i2} = 0$ sinon. L'individu i est membre d'un syndicat ($Z_i = y_{i1} \cdot y_{i2} = 1$) si $y_{i1} = 1$ et $y_{i2} = 1$, et n'est pas un membre du syndicat ($Z_i = 0$) autrement; Z_i est observé pour tous les i . Les travailleurs non syndiqués du modèle de Farber ont choisi s'ils souhaitaient une représentation syndicale, ainsi y_{i1} est également observé pour tous les i . D'autre part, y_{i2} n'est observé que si $y_{i1} = 1$.

Meng et Schmidt (Meng et Schmidt, 2011) en concluent qu'étant donné que la première équation probit est entièrement observée; elle peut toujours être estimée séparément. Cependant, ce ne sera efficace que si la corrélation entre les équations est nulle. De plus, il y aura un biais de sélectivité dans une estimation distincte de la deuxième équation, encore une fois, à moins que la corrélation soit nulle.

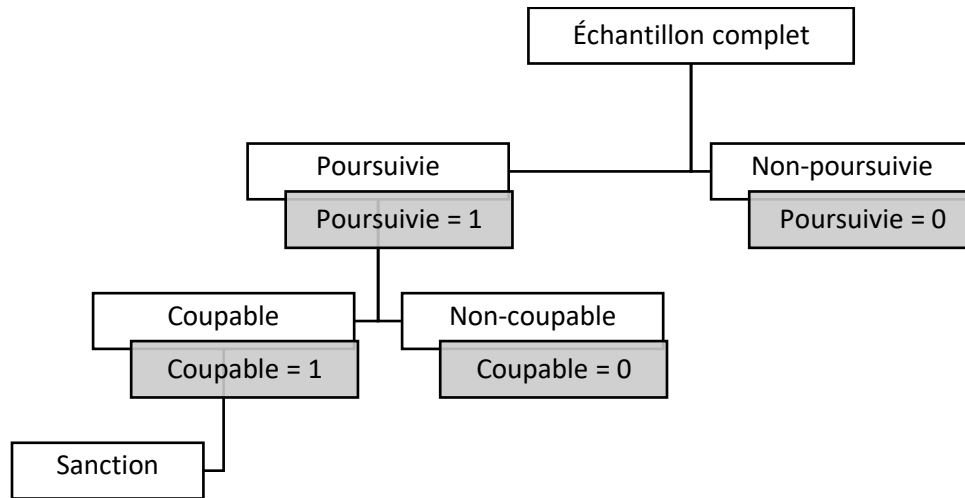
3.3. Le Probit bivarié avec observabilité partielle

Comme mentionné précédemment, étant donné que la base de données que nous utilisons pour ce travail (*Private International Cartel (PIC)*, voir section 4.1) ne considère que les cartels découverts, celle-ci peut souffrir d'un biais de sélection d'échantillons (J. M. Connor, 2020b). En effet, étant donné que la sélection de l'échantillon est non-aléatoire, il existe un biais de l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) lorsque les données proviennent d'une sélection endogène de l'échantillon (Wooldridge, 2002). Pour tester et corriger ce biais – lié à la non-observabilité de la culpabilité des firmes non-poursuivies – il faut estimer un modèle Probit prédisant la culpabilité de la firme (Wooldridge, 2002). Dans la suite du texte, la population complète de firmes cartellisées, qu'elles soient observées ou non, sera appelé échantillon complet.

Le problème de sélection de l'échantillon se retrouve dans l'équation qui estime les sanctions appliquées aux firmes reconnues coupables de cartel. En effet, l'échantillon contient des entreprises sous enquête qui peuvent être reconnues coupables ou non, alors que l'on n'observe

pas le verdict pour les firmes qui ne sont pas poursuivies et donc qui n'apparaissent pas dans l'échantillon. L'arbre de décision qui illustre le problème de sélection d'échantillons se présente comme suit :

FIGURE 2.1 – Arbre de décision



La sanction n'est observée que si la firme est poursuivie et reconnue coupable. Ce processus de sélection n'est pas aléatoire et le modèle doit tenir compte explicitement du processus de sélection afin de produire des estimations des coefficients non-biaisées. Pour résoudre le problème de biais de sélection d'échantillons multiples inhérents à l'équation des sanctions, le modèle spécifié est le suivant.

Soit Y_{i1}^* la probabilité de l'entreprise i d'être poursuivie plutôt que de ne pas l'être. La relation entre le résultat observé $poursuivie_i$ et la probabilité d'être poursuivie peut s'écrire :

$$poursuivie_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_{i1}^* < 0 \\ 1 & \text{si } Y_{i1}^* \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

i.e. $Y_{i1}^* \geq 0$ si l'entreprise est poursuivie.

Soit Y_{i2}^* la probabilité correspondante à être reconnue coupable ou non. La variable $coupable_i$ n'est observée que lorsque $poursuivie_i = 1$ ($coupable_i$ est un verdict de culpabilité si l'entreprise est poursuivie; il prend la valeur 1 si la firme est reconnue coupable et 0 sinon).

$$coupable_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_{i2}^* < 0 \\ 1 & \text{si } Y_{i2}^* \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

i.e. $Y_{i2}^* \geq 0$ si l'entreprise est reconnue coupable. La variable de la sanction, Z_{iS} , n'est observée que lorsque $poursuivie_i = 1$ et $coupable_i = 1$.

L'échantillon aléatoire considéré est un échantillon de N observations. Le modèle de sélectivité avec les équations de sélection Probit-Bivarié pour l'entreprise i est :

$$poursuivie_i^* = \beta'_1 x_{i1} + u_{i1}, \quad poursuivie_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_{i1}^* < 0 \\ 1 & \text{si } Y_{i1}^* \geq 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$coupable_i^* = \beta'_2 x_{i2} + u_{i2}, \quad coupable_i = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_{i2}^* < 0 \\ 1 & \text{si } Y_{i2}^* \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$Z_{iS} = \beta'_3 W_{iS} + \varepsilon_{iS}, E(Z_{iS} | W_{iS}, coupable_i = 1, poursuivie_i = 1) \quad (5)$$

Les équations (3) et (4) résument les fonctions modélisant la probabilité d'être poursuivie ou non et d'être reconnue coupable ou non, respectivement, alors que l'équation (5) représente l'ampleur de la sanction en fonction d'un vecteur, W_{iS} , des caractéristiques observables des déterminations des sanctions. À des fins d'identification, chaque équation structurelle doit exclure au moins une variable exogène apparaissant dans l'autre équation structurelle. Les équations (3) et (4) représentent un modèle probit bivarié partiellement observé. L'observabilité partielle dans le modèle est due à l'observabilité nulle du verdict de culpabilité si les entreprises ne sont pas poursuivies. La distribution conditionnelle des termes d'erreur u_1 , u_2 et ε_{ij} est multinormale avec des moyennes nulles et, à des fins d'identification, les variances sont normalisées et donc posées égales à 1 ($\sigma_\varepsilon^2 = \sigma_{u1}^2 = \sigma_{u2}^2 = 1$) et les coefficients de corrélation sont ρ_{12} , $\rho_{1\varepsilon}$, $\rho_{2\varepsilon}$, respectivement. Si les conditions d'identification habituelles sont remplies tous les coefficients structurels sont identifiés. La structure multinomiale du modèle conduit à la matrice variance-covariance suivante :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{12} & \rho_{1\varepsilon} \\ \rho_{12} & \sigma_2^2 & \rho_{2\varepsilon} \\ \rho_{1\varepsilon} & \rho_{2\varepsilon} & \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Il est possible de constater que trois catégories d'observations sont faites avec des probabilités inconditionnelles où Φ_2 est la fonction de distribution cumulative normale bivariée et Φ est celle univariée:

$$\begin{aligned} \text{poursuivie}_i = 1, \text{coupable}_i = 1: \Pr ob(\text{poursuivie}_i = 1, \text{coupable}_i = 1) &= \Phi_2[\beta'_1 x_{i1}, \beta'_2 x_{i2}, \rho_{12}] \\ \text{poursuivie}_i = 1, \text{coupable}_i = 0: \Pr ob(\text{poursuivie}_i = 1, \text{coupable}_i = 0) &= \Phi_2[\beta'_1 x_{i1}, -\beta'_2 x_{i2}, -\rho_{12}] \\ \text{poursuivie}_i = 0, \text{coupable}_i = 0: \Pr ob(\text{poursuivie}_i = 0) &= \Phi[-\beta'_1 x_{i1}] \end{aligned} \quad (7)$$

La fonction de log-vraisemblance correspondante à maximiser par rapport aux paramètres β'_1 , β'_2 et ρ_{12} est:

$$\begin{aligned} \ell = \sum_{y_{i1}=1, y_{i2}=1} \ln \Phi_2[\beta'_1 x_{i1}, \beta'_2 x_{i2}, \rho_{12}] + \sum_{y_{i1}=1, y_{i2}=0} \Phi_2[\beta'_1 x_{i1}, -\beta'_2 x_{i2}, -\rho_{12}] + \sum_{y_{i1}=0} \Phi[-\beta'_1 x_{i1}] \\ \text{où } y_{i1} \equiv \text{poursuivie}_i, y_{i2} \equiv \text{coupable}_i \end{aligned} \quad (8)$$

L'estimation est une extension de l'estimateur en deux étapes de Heckman. Dans la première étape, nous estimons les équations (3) et (4) à l'aide d'un modèle Probit-Bivarié pour obtenir les deux termes de biais de sélectivité (λ_{i1} et λ_{i2}), c'est-à-dire les ratios de Mills inverses définis comme :

$$\lambda_{i1} = \phi(\beta'_1 x_{i1}) \left(\frac{\Phi[\beta'_2 x_{i2} - \beta'_1 x_{i1} \rho_{12}] / \sqrt{1 - \rho_{12}^2}}{\Phi_2[\beta'_1 x_{i1}, \beta'_2 x_{i2}, \rho_{12}]} \right) \text{ si } \text{poursuivie}_i = 1 \quad (8a)$$

$$\lambda_{i2} = \phi(\beta'_2 x_{i2}) \left(\frac{\Phi[\beta'_1 x_{i1} - \beta'_2 x_{i2} \rho_{12}] / \sqrt{1 - \rho_{12}^2}}{\Phi_2[\beta'_1 x_{i1}, \beta'_2 x_{i2}, \rho_{12}]} \right) \text{ si } \text{coupable}_i = 1 \quad (8b)$$

Le modèle Probit-Bivarié utilise la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance pour permettre aux termes d'erreur d'être corrélés entre les équations où ϕ représente la fonction de distribution normale. Le paramètre ρ_{12} estime la corrélation entre les termes d'erreur des équations Probit bivariées (éq. 3 et 4). Si l'estimation du maximum de vraisemblance (EMV) du coefficient de corrélation ρ_{12} est significative, alors l'estimation Probit-Bivariée est plus efficace

que celle des équations Probit indépendantes (Meng et Schmidt, 2011). Enfin, l'équation de la sanction ajustée en fonction de la sélectivité de l'échantillon s'écrit :

$$E(Z_{iS} | W_{iS}, coupable_i = 1, poursuivie_i = 1) = \beta'_3 W_{iS} + \gamma_1 \lambda_{i1} + \gamma_2 \lambda_{i2} + \varepsilon_S^* \quad (9)$$

$$\text{où } \varepsilon_S^* = \varepsilon_{i,S} - \gamma_1 \lambda_{i1} - \gamma_2 \lambda_{i2} \quad E(\varepsilon^* | coupable_i = 1, poursuivie_i = 1) = 0$$

Dans la deuxième étape d'estimation, l'équation des MCO intègre la probabilité des observations limites et non limites de l'estimation de la première étape et prennent en considération la corrélation entre les équations. La corrélation pourrait survenir parce que l'inobservable capturé par ε pourrait être corrélé avec les inobservables u_1, u_2 qui influencent la culpabilité des firmes (Heckman, 1979; Lee, Maddala, et Trost, 1980). Autrement dit, les coefficients de corrélation $\rho_{1\varepsilon}$ (éq. 3 et 5) et $\rho_{2\varepsilon}$ (éq. 4 et 5) peuvent ne pas être égaux à zéro.

En résumé, la procédure en deux étapes est suivie en estimant d'abord un modèle Probit-Bivarié prédisant le passage d'une étape à l'autre pour (1) le renvoi de cas aux autorités pour les firmes poursuivies; (2) leur accusation et leur condamnation (pour celles sont pleinement condamnées) et (3) la sanction (pour celles poursuivies qui sont reconnues coupables). Puis, en deuxième étape, les probabilités ainsi obtenues du modèle, c'est-à-dire les ratios de Mills inverses, sont utilisées dans le modèle des MCO estimant la sanction.

4. Données

4.1. Sources des données

La base de données principale utilisée est celle du PIC compilée par le Professeur John M. Connor de l'Université de Purdue (J. M. Connor, 2020a) et disponible en ligne sur le *Purdue University Research Repository*³. Cet ensemble de données sur les cartels internationaux privés comprend la plus grande collection connue d'informations juridico-économiques sur les cartels contemporains de fixation des prix (J. M. Connor, 2020a). Elle contient non seulement de l'information sur des entreprises ayant été reconnues coupables de cartel, mais aussi de l'information sur des entreprises simplement poursuivies pour cartel. Le PIC constitue un sous-ensemble de la population de cartels couvrant la période 1990 à 2019.

Le PIC comprend un guide de données qui détaille dans un premier temps la portée, les forces et les limites des données et dans un deuxième temps la taille, les dommages causés et les sanctions antitrust imposées aux cartels (J. M. Connor, 2020b). Comme limitations, Connor (J. M. Connor, 2020b) mentionne le fait que des cartels peuvent s'avérer manquants dans le cas où les seules pénalités sont issues d'une négociation hors-cour entre les partis concernés.

Le PIC est construit de façon à respecter le plus possible la définition d'une entente de fixation de prix internationale qui est formulée par la Division Antitrust du DoJ (J. M. Connor, 2020b). Les cartels du PIC sont dits *Hardcore*, privés, et internationaux. La désignation *Hardcore* signifie que l'entente du cartel touche la fixation des prix, la restriction de la quantité produite ou une combinaison des deux. Ils sont dits privés du fait qu'ils ne sont pas protégés par un gouvernement souverain ou par un traité international comme l'Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole. Enfin, un cartel est considéré comme international lorsqu'au moins deux de ses firmes participantes sont basées dans des États différents (J. M. Connor, 2020b).

Pour presque chaque entreprise poursuivie pour cartel, le PIC comprend les surcharges associées (1) aux ententes qui se sont révélées ou qui ont été découvertes, (2) aux renseignements sur les ententes qui ont été publiés et (3) aux cas qui ont été ajoutés de façon discrétionnaire par l'auteur selon diverses sources d'informations. Par conséquent, l'ensemble de données ne comprend pas les surcharges (1) des ententes qui ne se sont pas révélées, (2) des ententes qui ont été

³ <https://purr.purdue.edu/publications/2732/2>

découvertes, mais avec des informations qui ne sont pas accessibles au public et (3) des ententes qui n'ont pas été ajoutées par l'auteur (J. M. Connor, 2020b). Ainsi, Connor (2020b) précise que cela peut occasionner un biais de sélection dans l'échantillon. Étant donné ce biais de sélection, pour représenter la population complète des cartels, des codes du *Standard Industrial Classification* (SIC) sont attribués aux firmes publiques poursuivies du PIC et l'on extrait de la base de données de Compustat les firmes dont le SIC comporte les mêmes deux premiers chiffres que ceux du PIC. Ces nouvelles firmes représentent l'échantillon de cartels non-soupçonnés et ainsi complètent la base de données.

Comme ce travail a une optique exclusivement nord-américaine, une sélection est faite parmi les données du PIC selon deux critères, soit la juridiction en charge des poursuites en lien avec la fixation des prix et l'origine nationale de la firme. Ainsi, on constitue une base de données réduite en extrayant du PIC uniquement les cartels soupçonnés d'avoir commis de la collusion en Amérique du Nord (Canada, États-Unis) ou ceux dont les firmes participantes sont d'origine Nord-Américaine.

4.2. Variables explicatives

4.2.1. Probabilité de poursuite

En vertu du biais de sélection discuté plus haut (voir section 3), l'estimation correcte de l'optimalité des sanctions anticartel implique qu'elle comprenne la probabilité de poursuite d'un cartel. La probabilité de poursuite est à son tour fonction d'indicatifs financiers. Les variables explicatives formées par ces indicatifs financiers sont les suivantes.

La juridiction principale, la temporalité, ainsi que l'industrie à laquelle le cartel appartient sont utilisées comme variables de contrôle. La juridiction principale est celle inscrite dans la base de données du PIC qui se charge de l'enquête pour les firmes poursuivies. Pour les firmes qui ne sont pas sous enquête, on utilise l'État où se trouve le siège social de ladite firme. Le PIC enregistre la première date à laquelle le premier avis d'une enquête antitrust formelle ou du dépôt d'une action en dommages-intérêts a été publiée dans les médias (J. M. Connor, 2020b), qui représente la date de découverte par la juridiction. Lorsqu'il y a plusieurs juridictions impliquées, ce sera uniquement la date de la principale juridiction en charge qui sera utilisée. Pour les firmes d'un cartel donné qui ne sont pas poursuivies, les informations financières ont été sélectionnées pour

la même date que la firme témoin. Pour contrôler pour l'industrie, l'identifiant SIC qui a été attribué à chacune des firmes est utilisé.

Le nombre de clients (donc d'acheteurs potentiels) d'une firme est une variable qui peut aider à la découverte d'un cartel. En effet, plus une firme a d'acheteurs, plus il y a de témoins pour observer les irrégularités dans les prix ou les activités de la firme. Ainsi, le nombre d'acheteurs est représentatif du nombre de dénonciations potentiellement générées (Miller et Connor, 2010). Étant donné que le nombre de clients que sert une firme est une information privée, le proxy utilisé est la part de marché de la firme (Brocklebank, Hobbs, et Kerr, 2007). Le calcul de la part de marché est :

$$\text{Part de marché de la firme} = \frac{\text{Ventes totales de la firme}}{\text{Ventes totales dans l'industrie}}$$

Ainsi, la détection est facilitée lorsque les ventes sont élevées en comparaison à l'ensemble de celles de l'industrie.

La taille de l'entreprise peut également influencer directement sur la collusion. Les grandes entreprises ne sont peut-être pas plus enclines à la collusion que les plus petites, *ceteris paribus*, mais elles peuvent être plus vulnérables à la découverte et aux poursuites par les autorités antitrust, étant donné que leurs mouvements médiatiques et politiques ont une plus grande visibilité que les autres. La variable utilisée est la valeur annuelle de l'actif total de la firme en milliards de dollars américains (Asch et Seneca, 1975).

$$\text{Taille de la firme} = \text{Actifs totaux}$$

Deux possibilités peuvent lier le niveau de profit à l'activité collusoire : (1) la collusion peut augmenter les profits au-delà des niveaux concurrentiels; et (2) des profits insatisfaisants pourraient inciter les entreprises à s'entendre (Asch et Seneca, 1976). Cette dernière possibilité implique que les entreprises recherchent des bénéfices cibles (plutôt que maximaux) et peuvent donc être incitées à participer à un cartel lorsque ces objectifs ne sont pas atteints (Asch et Seneca, 1975). Deux variables sont utilisées pour évaluer le taux de profitabilité. Le rendement des actifs indique la profitabilité de l'entreprise par rapport à leur chiffre d'affaires. Le calcul est le suivant.

$$\text{Rendement des actifs (RSA)} = \frac{\text{Revenu net}}{\text{Actifs totaux}}$$

À son tour, le rendement sur les fonds propres représente la profitabilité de la firme par rapport aux investissements des actionnaires.

$$\text{Rendement sur les fonds propres (RFP)} = \frac{\text{Revenu net}}{\text{Capitaux propres} * \text{Prix fiscal à la clôture}}$$

Le taux de croissance de l'entreprise peut aussi refléter sa satisfaction vis-à-vis ses performances passées et peut être corrélé à la rentabilité. Une croissance élevée, comme des profits élevés, pourrait suggérer l'absence d'incitation à la collusion. Grout (2015) a démontré que la variabilité de la croissance avait un impact négatif sur les cartels (Grout, 2015) et que la croissance du chiffre d'affaires a un impact positif robuste sur la formation de cartels (Grout, 2015; OECD, 2021). La croissance est mesurée par la variation du chiffre d'affaires de la firme pour la période (Asch et Seneca, 1975).

Le niveau de dépenses en recherche et développement (R&D) est utilisé pour mesurer deux différents ratios qui influent sur la collusion. Les dépenses en R&D sont un coût irrécupérable endogène et constituent donc une barrière à l'entrée de nouvelles firmes dans le marché. Le ratio des dépenses de R&D par rapport aux ventes est une mesure de cette barrière. Cet indicateur est utilisé pour mesurer la relation entre l'intensité de R&D et la concentration des firmes sur le marché. La concentration de l'industrie devrait montrer une relation positive avec l'incidence de la collusion, parce que les accords sont plus faciles à mettre en œuvre là où la concentration est élevée (Sutton, 2007). Les résultats ont montré que pour les industries à fort R&D, la concentration du marché augmente à mesure que les dépenses de R&D augmentent (OECD, 2021).

$$\text{Intensité des dépenses en R\&D} = \frac{\text{Dépenses en R\&D}}{\text{Ventes totales de la firme}}$$

Le ratio dépenses de R&D par rapport au chiffre d'affaires mesure l'évolution technique des firmes. Les firmes d'une industrie à évolution rapide éprouvent des difficultés particulières à parvenir à des accords de collusion (Jacquemin et Slade, 1989).

$$\text{Évolution technique} = \frac{\text{Dépenses en R\&D}}{\text{Actifs totaux}}$$

Dans la TABLE 1, les moyennes et écarts-types pour chaque variable sont présentés pour différents groupes. Le premier groupe est l'échantillon complet des cartels, le second comprend uniquement les firmes poursuivies de cartels, le troisième contient les firmes que ne l'ont pas été.

TABLE 1 – Statistiques descriptives: Probabilité de poursuite (éq. 3)

	Échantillon complet (N = 165)		Poursuivie (n = 76)		Non-poursuivie (n = 89)		Test de différence	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	valeur-p
Poursuivie	0,46	0,50	-	-	-	-	-	-
Taille de la firme (G\$)	55,71	88,33	61,93	110,82	50,40	63,35	-11,53	0,40
Ventes totales de la firme (G\$)	38,28	56,23	33,46	47,45	42,40	62,74	8,94	0,31
Rendement des actifs	0,05	0,07	0,06	0,06	0,05	0,08	-0,02	0,10
Rendement sur les fonds propres	-0,05	1,17	0,05	0,07	-0,14	1,59	-0,18	0,32
Intensité en R&D	0,10	0,63	0,06	0,07	0,13	0,86	0,07	0,48
Évolution technique	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,06	0,00	0,56
Part de marché de la firme	0,03	0,06	0,03	0,07	0,03	0,04	0,00	0,99

La table présente des statistiques descriptives pour l'échantillon complet des cartels. Les firmes sont divisées en échantillons poursuivis et non poursuivis. Les entreprises poursuivies sont celles qui ont été assignées comme telles dans la base de données du PIC. Les entreprises non poursuivies sont celles qui n'ont pas été nommées dans la base de données du PIC. Les informations financières sur les firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1

4.2.2. Probabilité de condamnation

La suite du processus judiciaire d'une firme poursuivie pour cartel est la condamnation. La probabilité de condamnation provient d'indicatifs à la fois financiers et intrinsèques au cartel.

La juridiction principale, la temporalité ainsi que l'industrie sont utilisées comme variables de contrôle. La juridiction principale est définie comme celle qui se charge de l'enquête pour les firmes poursuivies (voir section 4.2.1). Dans le droit pénal, les décisions vis-à-vis les sanctions sont annoncées par les autorités antitrust de manière séquentielle. Connor (2020) propose la date à laquelle le premier cartelliste est publiquement signalé (lorsque le premier avis de culpabilité a été émis) comme événement concluant dans les poursuites contre les cartels. Dans ce cas, la date de clôture d'une enquête est la date à laquelle le cartel a été brisé. En effet, le cartel est brisé lorsqu'un de ses membres accepte de coopérer avec les procureurs ainsi les autres membres savent qu'une firme est prête à témoigner contre eux. Le PIC cite la date à laquelle la première amende ou le premier règlement privé est annoncé, c'est-à-dire la date à laquelle le cartel est brisé (J. M. Connor, 2020b). Pour contrôler pour l'industrie, l'identifiant SIC qui a été attribué à chacune des firmes est utilisé.

Le nombre de firmes dans un cartel est un indicateur de sa probabilité de condamnation. On s'attend à ce que les cartels avec plusieurs firmes soient plus faciles à inculper grâce à la dénonciation (Miller et Connor, 2010). L'étude de Miller et Connor conclut que plus l'entente est importante en nombre de firmes, plus un programme de clémence incitant les membres à se dénoncer eux-mêmes est efficace. Par contre, un résultat moins attendu de l'étude est que l'efficacité d'un tel programme n'est pas affectée par les variantes de dispositions légales où seule la première ou toutes les parties qui se déclarent spontanément sont éligibles à la clémence (Spagnolo, 2008). Les modèles du dilemme du prisonnier de la théorie des jeux montrent qu'exercer la clémence totale, c'est-à-dire lever la pénalité monétaire ou la peine de prison à 100%, telle qu'elle existe maintenant, réduit la stabilité du cartel, c'est-à-dire qu'elle incite les membres des cartels en activité à faire défection en avouant leur participation aux autorités antitrust (Jaspers, 2020; Miller et Connor, 2010). Ce résultat est dû à la façon dont le nombre d'entreprises conditionne l'effet de la course au tribunal (Harrington, 2008). Il se produit comme suit : l'autorité antitrust veut choisir une politique de clémence qui minimise la fréquence de la collusion. En maintenant cette politique fixe, l'augmentation du nombre de firme dans le cartel

entraîne une augmentation de la probabilité d'enquête et de condamnation. Lorsque des firmes s'auto-dénoncent, elles en entraînent d'autres à faire la même chose avant d'être parmi celles qui demeurent derrière et sont finalement accusées. Cette course se traduit par plus de clémence à plus de firmes, augmentant les peines attendues pour les firmes reconnues coupables, car elle déstabilise un équilibre dans lequel tous les membres du cartel ne sont pas témoins. À mesure que le nombre d'entreprises augmente, l'effet de la course au palais de justice devient plus fort - ce qui signifie que la clémence augmente en fait les sanctions attendues (Harrington, 2008).

En résumé, donc, les programmes de clémence réduisent généralement la stabilité du cartel en créant une situation de dilemme du prisonnier parmi ses participants et en provoquant des aveux; en permettant aux dénonciateurs d'obtenir un avantage concurrentiel sur les autres participants, qui encourent des augmentations de coûts par le biais d'amendes et de coûts de mise en conformité et en permettant aux participants à l'entente de demander l'immunité et la clémence tout en profitant de la collusion (Boyer et al., 2006).

Le temps que les autorités antitrust ont pris pour enquêter sur une firme poursuivie pour cartel est un proxy possible pour la dissimulation (Miller et Connor, 2010). Une longue enquête peut signaler que les accusés ont détruit des preuves nécessaires pour les condamner ou que les accusés étaient obstinément antagonistes dans les négociations de plaidoyer (Miller et Connor, 2010).

Le nombre de clients est un indicateur qui tend à corrélérer avec le verdict de culpabilité, car il est représentatif du nombre potentiel de témoignages qui peut survenir (Miller et Connor, 2010). Étant donné que le nombre de clients que sert une firme est une information privée, un proxy accessible est la part de marché de la firme (Brocklebank et al., 2007) (voir section 4.2.1).

La TABLE 2 présente les moyennes et écarts-types pour chaque variable explicative pour la probabilité de condamnation d'une firme. Le premier groupe est l'échantillon complet de firmes poursuivies, le second comprend uniquement les firmes reconnues coupables, le troisième contient les firmes que ne l'ont pas été.

TABLE 2 – Statistiques descriptives: Probabilité de condamnation (éq. 4)

	Poursuivie (N = 76)		Coupable (n = 43)		Non-coupable (n = 33)		Test de différence	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	valeur-p
Coupable	0,57	0,50	-	-	-	-	-	-
Part de marché de la firme	0,03	0,07	0,04	0,09	0,03	0,03	-0,01	0,42
Durée du procès	2,50	2,34	2,30	1,73	2,76	2,97	0,46	0,40
Taille du cartel	11,84	11,84	12,51	12,93	10,97	10,38	-1,54	0,58

La table présente les statistiques descriptives pour l'échantillon des firmes poursuivies. Les firmes sont divisées en échantillons de celles reconnues coupables et non-coupables. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

4.2.3. Déterminants des sanctions

Comme mentionné précédemment (voir section 2.2), l'autorité judiciaire ajuste la sanction de base dictée par la loi à l'aide d'un système de scores de culpabilité. Les variables qui influent sur cette sanction imposée aux cartels reconnus coupables sont les suivantes.

La juridiction principale, la temporalité, ainsi que l'industrie à laquelle appartient la firme condamnée sont utilisées comme variables de contrôle. La juridiction principale est définie comme celle qui se charge de l'enquête pour les firmes poursuivies (voir section 4.2.1). Le PIC cite la date à laquelle la première amende est annoncée (J. M. Connor, 2020b) (voir section 4.2.2). Pour contrôler pour l'industrie, l'identifiant SIC qui a été attribué à chacune des firmes sera utilisé.

La surcharge est l'indice utilisé pour estimer les dommages infligés aux consommateurs par le cartel ainsi que le montant de base pour la sanction avant ajustement. Les auteurs des USSG (voir section 2.2) ont supposé que le cartel moyen réalise une marge collusoire de 10%. Pour calculer la sanction de base, ce pourcentage est doublé puis multiplié par le volume de commerce affecté de l'entreprise pour pouvoir tenir compte de la surcharge, de la perte sèche et de la nécessité de dissuasion (Miller et Connor, 2010). La surcharge par volume des ventes affectées est ainsi utilisée dans la littérature comme proxy pour mesurer les dommages causés par le cartel (Miller et Connor, 2010).

La durée des cartels est un facteur aggravant selon les USSG. Les cartels qui ont opéré pendant une longue durée reçoivent une sanction plus élevée en raison des dommages accrus plutôt qu'en raison d'un ajustement indépendant (Miller et Connor, 2010).

Le temps que les autorités antitrust ont pris pour enquêter sur une firme poursuivie de cartel est un proxy possible pour la dissimulation (Miller et Connor, 2010). Étant donné que les négociations de plaidoyer sont destinées à remplacer les procès par un processus moins coûteux, il est raisonnable que les procureurs imposent des sanctions plus lourdes aux entreprises qui se sont montrées particulièrement peu coopératives pendant les négociations (Miller et Connor, 2010).

Enfin, selon les USSG, la taille d'une entreprise est un facteur aggravant qui entraînerait une augmentation de la sanction. En effet, selon l'effet de la bourse bien garnie, les autorités

pénaliseraient plus fortement ceux qui ont une plus grande capacité à payer, probablement parce que les plus petites firmes pourraient déclarer faillite plutôt que de payer leur amende.

La TABLE 3 présente les moyennes et écarts-types pour chaque variable explicative qui sert aux autorités à déterminer l'ampleur des sanctions. Le seul groupe pertinent est celui comprenant les firmes qui ont été reconnues coupables de cartel à la suite de leur poursuite.

TABLE 3 – Statistiques descriptives: Déterminants des sanctions (éq. 5)

	Coupable (n = 43)	
	Moyenne	Écart-type
Sanctions totales	0,05	0,13
Taille de la firme (G\$)	51,49	114,92
Part de marché de la firme	0,04	0,09
Durée du cartel	9,89	9,57
Taille du cartel	12,51	12,93
Part de marché du cartel	0,95	0,13
Ventes totales du cartel (G\$)	71,49	303,56
Surcharges totales du cartel (G\$)	9,35	41,31
Surcharges par ventes du cartel	0,19	0,30

La table présente les statistiques descriptives pour l'échantillon des firmes sanctionnées, soit celles reconnues coupables. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1

5. Résultats

5.1. Première étape du processus judiciaire

5.1.1. Estimation par maximum de vraisemblance

Le modèle utilisé pour estimer les premières étapes du processus judiciaire est celui d'un Probit bivarié avec observabilité partielle de la probabilité de condamnation d'une firme, conditionnellement à sa poursuite (voir section 3.3). Compte tenu de la nature binaire de la variable dépendante qui indique qu'une firme est reconnue coupable ou non, le maximum de vraisemblance estime simultanément les probabilités de sélection dans le modèle sans utiliser explicitement une correction avec l'inverse du ratio de Mills.

Le modèle obtient une identification formelle à partir de l'hypothèse de normalité lorsque les mêmes covariables apparaissent dans l'équation de sélection et l'équation d'intérêt. Une restriction d'exclusion est nécessaire pour générer des estimations crédibles : il doit y avoir au moins une variable qui n'apparaît pas dans l'équation d'intérêt, mais qui apparaît dans l'équation de sélection avec un coefficient non nul, c'est-à-dire essentiellement un instrument (Puhani, 2000). Pour s'assurer que cette variable instrumentale ne soit pas corrélée avec la variable dépendante de la première étape du processus judiciaire, c'est-à-dire la variable binaire « Coupable », les corrélations sont estimées entre les variables explicatives de l'équation (3) pour la probabilité de poursuite et la variable dépendante de l'équation (4) pour la probabilité de condamnation. La TABLE 4 donne le résultat du calcul de leurs coefficients de corrélation. Un coefficient de corrélation de 0,00 à 0,30 (en valeur absolue) peut être considéré comme négligeable (Hinkle, Wiersma, et Jurs, 2003). Suivant cette norme, toutes les variables ici considérées ont donc une corrélation négligeable avec « Coupable ». Parmi elles, celles dont le coefficient de corrélation n'est pas statistiquement significatif, soient la taille de la firme, le rendement sur les fonds propres, l'intensité en R&D ou la part de marché seront candidates à devenir la variable instrumentale si elles sont, de surcroît, non nulles.

TABLE 4 – Corrélation : Coupable (éq. 4) - variables explicatives (éq. 3)

Variable	Coupable	Taille de la firme (G\$)	Ventes totales de la firme (G\$)	Rendement des actifs	Rendement sur les fonds propres	Intensité en R&D	Évolution technique	Part de marché de la firme
Coupable	1,00							
Taille de la firme (G\$)	-0,03	1,00						
Ventes totales de la firme (G\$)	-0,13 *	0,73 ***	1,00					
Rendement des actifs	0,20 **	-0,01	0,01	1,00				
Rendement sur les fonds propres	0,05	0,06	0,05	0,26 ***	1,00			
Intensité en R&D	-0,03	-0,05	-0,06	-0,42 ***	0,00	1,00		
Évolution technique	0,13 *	-0,10	-0,12	-0,20 ***	-0,08	0,62 ***	1,00	
Part de marché de la firme	0,06	0,43 ***	0,44 ***	0,10	0,05	-0,07	-0,18 **	1,00

Niveau de significativité: * : 10% ** : 5% *** : 1%

La table présente la matrice de corrélations entre les variables explicatives de l'équation de la probabilité de poursuite d'une firme et la variable dépendante binaire « Coupable » de l'équation de la probabilité de condamnation. Les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

La TABLE 5 présente les résultats de l'estimation par maximum de vraisemblance des premières étapes du processus judiciaire. Il est à noter que les coefficients estimés dans ce modèle ne peuvent être directement comparés les uns aux autres par leur valeur numérique étant donnée la non-linéarité du modèle probit. On ne peut que les comparer par leurs signes, car ceux-ci ne dépendent pas de la méthode, non plus que leurs niveaux de significativité. Pour obtenir des coefficients comparables, par exemple, par MCO, ils peuvent être calculés lorsque toutes les variables explicatives sont à leurs moyennes. Ces effets sont appelés effets marginaux aux moyennes des variables. Il est à noter que la définition « d'effets marginaux » n'est pas toujours consistante dans la littérature; la méthode choisie est celle qu'emploie le logiciel STATA, c'est-à-dire que l'effet marginal des variables explicatives (x_i) sur celles d'intérêt ($poursuivie_i$ et $coupable_i$) en est simplement la dérivée première⁴. Ils sont reportés dans la TABLE 6 et la TABLE 7.

⁴ <https://www.stata.com/manuals/rmargins.pdf>

TABLE 5 – Probit bivarié avec observabilité partielle : Probabilité de condamnation conditionnellement à la poursuite

Variable	Coeff.	Écart-type
Poursuivie		
Taille de la firme (G\$)	0,01	1,51
Ventes totales de la firme (G\$)	-0,01 *	-1,92
Rendement des actifs	2,91	1,59
Rendement sur les fonds propres	0,10 **	2,24
Intensité en R&D	-0,23	-1,28
Évolution technique	4,11	1,40
Part de marché de la firme	-0,57	-0,30
Indicateur SIC	0,00	-0,36
Année de déclaration de la poursuite	-0,07 ***	-4,19
Constante	132,86 ***	4,18
Coupable		
Part de marché de la firme	-0,06	-0,05
Durée du procès	-0,11	-1,55
Taille du cartel	-0,01	-0,69
Indicateur SIC	0,00	1,13
Année de clôture de la poursuite	-0,04	-0,99
Constante	77,37	1,00
<i>athrho</i>	-1,40	-0,99
Log pseudo-vraisemblance	-138,51	
Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%		

La table présente les résultats de la régression Probit Bivarié avec observabilité partielle de la probabilité de condamnation conditionnellement à sa poursuite. La moitié supérieure de la table inclut les résultats de régression pour l'échantillon complet d'entreprises cartellisées. La variable dépendante binaire « Poursuivie » est égale à un si l'entreprise était recueillie dans la base de données du PIC et zéro dans le cas contraire. Les variables de contrôle comprennent : la taille de la firme, les ventes totales de la firme, le rendement des actifs, le rendement sur les fonds propres, l'intensité en R&D, l'évolution technique, et la part de marché. La moitié inférieure inclut les résultats de régression uniquement pour l'échantillon d'entreprises qui ont été poursuivies. La variable dépendante « Coupable » est égale à un si l'entreprise est reconnue coupable dans la base de données du PIC et zéro dans le cas contraire. Les variables de contrôle comprennent : la part de marché de la firme, la durée du procès et la taille du cartel. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

TABLE 6 – Effets marginaux : Probabilité de poursuite (éq. sélection)

Variable	dy/dx	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	0,00	1,59
Ventes totales de la firme (G\$)	0,00 **	-2,02
Rendement des actifs	0,99	1,63
Rendement sur les fonds propres	0,04 **	2,20
Intensité en R&D	-0,08	-1,28
Évolution technique	1,39	1,44
Part de marché de la firme	-0,19	-0,30
Indicateur SIC	0,00	-0,36
Année de déclaration de la poursuite	-0,02 ***	-5,13

Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%

La table présente les effets marginaux des variables explicatives de la régression probit bivarié pour la probabilité de poursuite d'une firme par rapport à leur moyenne.

TABLE 7 – Effets marginaux : Probabilité de condamnation (éq. conditionnelle)

Variable	dy/dx	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	0,00 **	2,37
Ventes totales de la firme (G\$)	0,00	-1,62
Rendement des actifs	0,30	1,03
Rendement sur les fonds propres	0,01	1,24
Intensité en R&D	-0,02	-1,19
Évolution technique	0,42	1,42
Part de marché de la firme	-0,07	-0,23
Durée du procès	-0,02 **	-2,00
Taille du cartel	0,00	-0,83
Indicateur SIC	0,00	1,15
Année de déclaration de la poursuite	-0,01	-1,44
Année de clôture de la poursuite	-0,01	-1,42

Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%

La table présente les effets marginaux des variables explicatives de la régression probit bivarié pour la probabilité de condamnation d'une firme conditionnellement à la probabilité d'être poursuivie par rapport à leur moyenne.

Les effets marginaux aux moyennes présentés peuvent sembler faibles. Cependant, ces effets sont ceux obtenus lorsque l'ensemble des variables explicatives sont à leurs moyennes sur la probabilité d'une firme d'être poursuivie ou d'être reconnue coupable. De l'hétérogénéité existe

donc nécessairement parmi eux en conséquence de la valeur que prennent ces différentes variables explicatives.

Étant donné que les coefficients des effets marginaux découlant de la taille de la firme, de l'intensité en R&D et de la part du marché de la firme de la TABLE 6 ne sont pas statistiquement significatifs, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle qu'ils sont différents de zéro. Cependant, le coefficient du rendement sur les fonds propres (i.e., le niveau de profitabilité d'une firme) est statistiquement significatif au niveau 5%. Il est donc possible de l'utiliser comme variable instrumentale pour l'estimation de la probabilité de condamnation, soit l'équation subséquente, estimée simultanément à la probabilité de poursuite. Il est économiquement intuitif d'utiliser cette variable comme instrument, car il n'y a aucune logique économique permettant d'inférer que le niveau de profitabilité d'une firme aurait un impact sur la probabilité d'être reconnue coupable.

La première observation à propos du modèle de maximum de vraisemblance présenté dans la TABLE 5 concerne le athrho . Ce paramètre est la transformation de Fischer de la mesure de corrélation ρ . Dans ce contexte, ρ est la corrélation entre les erreurs de l'équation probit de sélection et l'équation probit réduite pour la variable endogène « Coupable ». L'hypothèse nulle de ce test est qu'il n'y a pas de problème d'endogénéité dans l'ensemble des prédicteurs par rapport à la variable dépendante. Cela confirme que les variables instrumentales utilisées dans la première équation sont adéquates. Si on applique la transformation inverse pour avoir le ρ , on obtient un niveau de corrélation estimé d'environ -0,88. Étant donné que cette mesure n'est pas statistiquement significative, il n'est pas possible d'établir que ce coefficient est différent de zéro. Cela indique qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse nulle, les deux équations ne sont pas fortement associées. Il est alors possible de s'en tenir à l'estimation de deux équations Probit distinctes.

Dans la première équation avec « Poursuivie » comme variable dépendante, seules les variables d'intérêt des ventes totales et du rendement sur les fonds propres sont statistiquement significatives. Les ventes totales rapportent un coefficient négatif significatif à un seuil de 10%. Un coefficient négatif indique qu'une hausse des ventes totales diminuerait la probabilité d'être poursuivie. Alors que dans la littérature, celui-ci avait un impact positif robuste, le coefficient négatif pourrait s'expliquer par le fait que des plus hautes ventes peuvent signifier des prix plus

faibles, qui n'attirent pas l'attention des autorités commerciales. En revanche, l'indicateur de profitabilité rapporte un coefficient positif. Ce résultat indique que la probabilité d'une firme d'être poursuivie augmente lorsque les profits augmentent. Il est cohérent avec la littérature et la théorie économique qui expliquent que la collusion augmente les profits au-delà des niveaux concurrentiels. En évaluant les coefficients des effets marginaux, il est évalué qu'une augmentation des profits de 1%, augmente de 4% la probabilité pour une firme d'être poursuivie.

Pour la deuxième équation avec « Coupable » comme variable dépendante, aucune variable n'est statistiquement significative (TABLE 5). Il est tout de même possible de remarquer que le signe du coefficient de la durée du procès est négatif, ce qui est cohérent avec la littérature selon laquelle une plus courte durée de procès signifie une plus grande probabilité d'être reconnu coupable. En outre, lorsque l'on évalue les coefficients des effets marginaux, le signe de la durée du procès reste négatif (TABLE 7). Le coefficient négatif de 0,02 signifie qu'un lorsque la durée du procès diminue de 1%, la probabilité d'être reconnue coupable augmente de 2%. Cela est économiquement significatif et s'explique par le fait qu'un plus court procès peut signifier que les preuves sont plus accablantes.

5.1.2. Estimation en deux étapes

Un des avantages du Heckman en deux étapes séquentielles est qu'il permet d'en savoir plus sur le biais de sélection entre les étapes du processus judiciaire. Le Probit de l'équation (3) est calculé en premier. L'inverse du ratio de Mills de cette équation est ensuite inclus dans l'équation (4) estimée subséquentment, également avec un Probit. La TABLE 8 en exprime les résultats.

TABLE 8 – Probit : Probabilité de poursuite

Variable	Coeff.	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	0,01 **	2,09
Ventes totales de la firme (G\$)	-0,01	-1,62
Rendement des actifs	2,15	1,05
Rendement sur les fonds propres	0,12 **	2,34
Intensité en R&D	-0,24	-1,36
Évolution technique	3,58	1,37
Part de marché de la firme	-1,19	-0,52
Indicateur SIC	0,00	-0,19
Année de déclaration de la poursuite	-0,07 ***	-4,30
Constante	136,40 ***	4,30
Pseudo R ²		0,14
Log pseudo-vraisemblance		-97,49
Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%		

La table présente les résultats de la régression Probit de la probabilité de poursuite d'une firme. La variable dépendante binaire « Poursuivie » est égale à un si l'entreprise était recueillie dans la base de données du PIC et zéro dans le cas contraire. Les variables de contrôle comprennent : la taille de la firme, les ventes totales de la firme, le rendement des actifs, le rendement sur les fonds propres, l'intensité en R&D, l'évolution technique, et la part de marché. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

TABLE 9 – Effets marginaux : Probabilité de poursuite

Variable	dy/dx	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	0,00 **	2,24
Ventes totales de la firme (G\$)	0,00 *	-1,70
Rendement des actifs	0,73	1,07
Rendement sur les fonds propres	0,04 **	2,27
Intensité en R&D	-0,08	-1,35
Évolution technique	1,21	1,39
Part de marché de la firme	-0,40	-0,52
Indicateur SIC	0,00	-0,19
Année de déclaration de la poursuite	-0,02 ***	-5,37

Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%

La table présente les effets marginaux des variables explicatives de la régression probit pour la probabilité de poursuite d'une firme par rapport à leur moyenne.

On en tire certaines informations. Premièrement, les résultats du Probit de l'équation (3) estimée individuellement sont cohérents avec ceux de l'équation (3) du Probit bivarié (TABLE 5). Les coefficients ont les mêmes signes dans les deux cas, ce ne sont que leurs niveaux de significativité et leur ampleur qui varient. Dans ce modèle, la taille de la firme est statistiquement significative et a un signe positif qui est économiquement pertinent. Plus une firme est grosse, plus elle est connue des autorités commerciales, et plus la probabilité qu'elle soit poursuivie est grande.

Comme pour le modèle précédent avec observabilité partielle, les coefficients estimés ici ne peuvent être directement comparés les uns aux autres étant donnée la non-linéarité du modèle probit. En compensation, les effets marginaux aux moyennes du Probit sont estimés et reportés à la TABLE 9.

Les deux indicateurs de profitabilité, rendement des actifs et rendement sur les fonds propres, ont un effet positif, confirmant les hypothèses de la littérature. Cependant, des deux indicateurs, seul le coefficient de rendement sur les fonds propres est statistiquement significatif. Son coefficient indique qu'une augmentation des profits de 1% par rapport à la moyenne augmente d'environ 4% la probabilité que la firme soit poursuivie. Étant donné son coefficient non-nul, cette variable est utilisée comme instrument.

Les résultats du Probit de la deuxième équation qui sont reportés dans la TABLE 10 indiquent des coefficients négatifs pour toutes les variables d'intérêt comme dans les résultats du Probit bivarié, cependant les niveaux de significativité changent considérablement.

TABLE 10 – Probit : Probabilité de condamnation

Variable	Coeff.	Écart-type
Part de marché de la firme	-0,22	-0,11
Durée du procès	-0,16 **	-2,06
Taille du cartel	-0,02	-1,36
Inverse du ratio de Mills 3.	-1,15 *	-1,78
Indicateur SIC	0,00	1,58
Année de clôture de la poursuite	-0,06 *	-1,88
Constante	115,02 *	1,91
Pseudo R ²		0,21
Log pseudo-vraisemblance		-41,26
Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%		

La table présente les résultats de la régression Probit de la probabilité de condamnation d'une firme. La variable dépendante « Coupable » est égale à un si l'entreprise est reconnue coupable dans la base de données du PIC et zéro dans le cas contraire. Les variables de contrôle comprennent : la part de marché de la firme, la durée du procès et la taille du cartel. Finalement, l'inverse d ratio de Mills de l'équation de la probabilité de poursuite est ajouté comme variable explicative. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

TABLE 11 – Effets marginaux : Probabilité de condamnation

Variable	dy/dx	Écart-type
Part de marché de la firme	-0,07	-0,11
Durée du procès	-0,05 **	-2,21
Taille du cartel	-0,01	-1,41
Inverse du ratio de Mills 3.	-0,35 *	-1,92
Indicateur SIC	0,00	1,62
Année de clôture de la poursuite	-0,02 *	-1,92
Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%		

La table présente les effets marginaux des variables explicatives de la régression probit pour la probabilité de condamnation d'une firme par rapport à leur moyenne.

Le signe négatif de la durée du procès est intuitivement satisfaisant d'un point de vue économique. Alors que ce coefficient n'était pas statistiquement significatif dans le modèle bivarié, il le devient au niveau 5% lorsque la spécification avec l'inverse du ratio de Mills est utilisée. Un coefficient négatif signifie qu'une diminution du prédicteur entraîne une augmentation de la probabilité prédite. Dans ce contexte une diminution de la durée du procès augmente la probabilité de la firme d'être inculpée. C'est un proxy qui pourrait être adéquat pour représenter la dissimulation. En effet, et tel que discuté plus haut, si le procès est plus rapide, on s'attend à ce que les preuves contre la firme poursuivie soient mieux fondées.

Comme mentionné, cette spécification du processus judiciaire permet de quantifier le biais de sélection qui lui est inhérent entre chacune de ses étapes. Or les résultats suggèrent qu'il y a bel et bien un biais entre les étapes à partir de l'enquête sur une firme jusqu'à sa condamnation (TABLE 10). Le résultat pour l'inverse du ratio de Mills est statistiquement significatif à 10% et son coefficient suggère que le biais de sélection est négatif. Une sélection négative signifie que sans la correction, l'estimation des coefficients aurait été biaisée vers le bas. Ainsi, les caractéristiques des cartels sont en moyenne trop faibles. Pour quantifier cet effet, le Probit de l'équation (4) est estimé sans inclure l'inverse du ratio de Mills. Les résultats du Probit sont reportés dans la TABLE 12. On remarque que sans la correction, les coefficients conservent le même signe, mais l'ampleur et la significativité changent considérablement. Le coefficient de la durée du procès n'est plus statistiquement significatif.

TABLE 12 – Probit : Probabilité de condamnation (sans biais)

Variable	Coeff.	Écart-type
Part de marché de la firme	-0,44	-0,23
Durée du procès	-0,11	-1,55
Taille du cartel	-0,02	-1,50
Indicateur SIC	0,00	1,54
Année de clôture de la poursuite	-0,10 ***	-4,28
Constante	198,39 ***	4,28
Pseudo R ²		0,18
Log pseudo-vraisemblance		-42,83
Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%		

La table présente les résultats de la régression Probit de la probabilité de condamnation d'une firme. La variable dépendante « Coupable » est égale à un si l'entreprise est reconnue coupable dans la base de données du PIC et zéro dans le cas contraire. Les variables de contrôle comprennent : la part de marché de la firme, la durée du procès et la taille du cartel. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

TABLE 13 – Effets marginaux : Probabilité de condamnation (sans biais)

Variable	dy/dx	Écart-type
Part de marché de la firme	-0,14	-0,23
Durée du procès	-0,04	-1,58
Taille du cartel	-0,01	-1,55
Indicateur SIC	0,00	1,60
Année de clôture de la poursuite	-0,03 ***	-5,88
Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%		

La table présente les effets marginaux des variables explicatives de la régression probit pour la probabilité de condamnation d'une firme par rapport à leur moyenne.

La TABLE 11 reporte les effets marginaux pour l'équation (4). Les coefficients de la durée du procès ainsi que celui l'inverse du ratio de Mills sont tous deux statistiquement significatifs. Une augmentation de 1% de la durée du procès réduit de 5% la probabilité d'une firme d'être reconnue coupable. Le coefficient de l'inverse du ratio de Mills est plus négatif. Plus précisément, on trouve qu'il existe des variables non observées qui augmentent la probabilité de sélection et la probabilité d'un score inférieur à la moyenne sur la variable dépendante. Un coefficient négatif

pour l'inverse du ratio de Mills signifie que les cartels avec des caractéristiques plus faibles que la moyenne ont tendance à être découverts, au contraire des cartels dont les caractéristiques sont supérieures à la moyenne.

En effet, les effets marginaux du Probit de l'équation (4) sans tenir compte du biais sont résumés dans la TABLE 13. On remarque qu'en excluant de l'inverse du ratio de Mills, le coefficient de la part du marché de la firme est environ deux fois plus petit. Ces résultats suggèrent que les firmes inobservées, récupérées dans l'inverse du ratio de Mills, auraient une part du marché deux fois plus élevée que ceux effectivement poursuivis et condamnés en justice.

Pour conclure, les différences entre les deux modèles pourraient s'expliquer par le fait que le modèle bivarié obtient par défaut des estimations complètes du maximum de vraisemblance, c'est-à-dire qu'il estime les deux équations conjointement. Puisqu'il existe une corrélation non nulle entre les termes d'erreur des deux équations, l'estimation de la deuxième équation affecte les estimations de l'équation de sélection. Ce n'est pas le cas dans une procédure en deux étapes. Dans les deux cas, les estimations produites sont cohérentes. Notons que l'approche du maximum de vraisemblance est plus complète, mais l'approche en deux étapes est plus facile à calculer.

5.2. Deuxième étape du processus judiciaire

5.2.1. Estimation par maximum de vraisemblance

La TABLE 16 présente les résultats de la dernière étape du processus judiciaire, soit l'attribution de la sanction. Alors que la première étape a été calculée avec un Probit bivarié, ici, les ratios de Mills inverses sont retirés de chacune des probabilités pour être ajoutés dans la régression de MCO qui estime l'effet de différentes variables sur la sanction. Comme mentionné précédemment (section 5.1), il est nécessaire qu'au moins une variable incluse dans la régression de sélection soit absente de la seconde équation. Dans ce cas, étant donné que les équations sont estimées simultanément, il faut au moins deux variables instrumentales, soit une pour chaque équation de sélection. Pour s'assurer que ces variables instrumentales ne soient pas corrélées avec la variable dépendante, c'est-à-dire la variable continue « Sanctions totales », les coefficients de corrélation entre les variables explicatives des équations (3) et (4) et de la variable dépendante de l'équation (5) sont calculés et reportés dans la TABLE 14.

TABLE 14 – Corrélation : Sanctions (éq. 5) - variables explicatives (éq. 3 et 4)

Variable	Sanctions totales	Taille de la firme (G\$)	Ventes totales de la firme (G\$)	Rendement des actifs	Rendement sur les fonds propres	Intensité en R&D	Évolution technique	Part de marché de la firme	Durée du procès	Taille du cartel
Sanctions totales	1,00									
Taille de la firme (G\$)	0,14	1,00								
Ventes totales de la firme (G\$)	0,21	0,83 ***	1,00							
Rendement des actifs	0,19	-0,19	-0,15	1,00						
Rendement sur les fonds propres	0,10	0,11	0,19	0,31 **	1,00					
Intensité en R&D	-0,02	0,00	-0,02	0,15	-0,28 *	1,00				
Évolution technique	-0,01	-0,13	-0,13	0,31 **	-0,30 **	0,83 ***	1,00			
Part de marché de la firme	0,85 ***	0,41 ***	0,51 ***	-0,09	0,19	-0,18	-0,22	1,00		
Durée du procès	-0,17	0,20	0,16	-0,35 **	-0,44 ***	0,06	0,02	-0,14	1,00	
Taille du cartel	-0,16	0,26 *	0,14	-0,21	0,35 **	-0,30 **	-0,31 **	0,16	-0,30 *	1,00

Niveau de significativité: * : 10% ** : 5% *** : 1%

La table présente la matrice de corrélations entre les variables explicatives de l'équation de la probabilité de poursuite et celles de l'équation de la probabilité de *condamnation* d'une firme et la variable dépendante « Sanctions totales » de l'équation des sanctions attribuées aux cartels. Les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

Pour la corrélation entre les variables de la première équation et la variable dépendante « Sanctions totales », aucun coefficient n'est statistiquement significatif. Pour la deuxième équation, seul le coefficient de la part de marché est statistiquement significatif et ce, au niveau 1%. De plus, son coefficient de 0,85 indique une forte corrélation positive entre les deux variables. Comme précédemment, le coefficient des variables instrumentales dans la régression doit être différent de zéro. Pour la première équation, c'est la variable « rendement sur les fonds propres » qui est utilisée comme variable instrumentale étant donné son coefficient non-nul dans l'estimation du Probit bivarié (TABLE 6). Pour la deuxième équation de sélection, il est possible d'utiliser la durée du procès comme variable instrumentale étant donné son coefficient non-nul (TABLE 7). L'intuition économique pour l'utilisation de cette dernière comme instrument, est que la durée du procès ne devrait pas avoir d'impact sur le niveau de la sanction émise par les autorités. Si, toutefois, l'on considérait les sanctions privées, alors l'instrument pourrait ne pas être adéquat étant donné que la durée du procès représente des coûts proportionnels pour les firmes impliquées.

Cinq différentes spécifications ont été testées (en colonnes dans la TABLE 16). La première contient toutes les variables représentant les dommages causés soient « Ventes totales du cartel », « Surcharges totales du cartel » et « Surcharges par ventes du cartel ». La deuxième ne contient que deux des variables de dommage, soit « Ventes totales » et « Surcharges totales ». Les trois dernières testent les trois variables une à une.

TABLE 15 – MCO : Déterminants des sanctions (après estimation par maximum de vraisemblance)

Variable	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	-0,48 ***	-4,68	-0,50 ***	-4,70	-0,50 ***	-4,63	-0,43 ***	-4,26	-0,36 ***	-4,27
Part de marché de la firme	1551,54 ***	20,64	1552,01 ***	21,10	1553,47 ***	21,67	1562,75 ***	20,76	1563,74 ***	19,08
Durée du cartel	0,18	0,22	0,18	0,22	0,32	0,49	0,68	0,91	0,22	0,28
Taille du cartel	-1,08	-1,13	-1,08	-1,14	-1,20	-1,64	-1,33	-1,48	-0,66	-0,92
Part de marché du cartel	112,40 *	1,87	106,93 *	1,84	101,19 *	1,99	83,02	1,53	107,91 *	1,83
Ventes totales du cartel (G\$)	0,08	1,06	0,11 *	1,82	0,09 *	1,98				
Surcharges totales du cartel (G\$)	0,00	0,00	0,00	-0,43			0,00	1,34		
Surcharges par ventes du cartel	-16,62	-0,54							-23,56	-0,92
Inverse du ratio de Mills 3.	-165,74 ***	-3,58	-159,08 ***	-3,61	-159,66 ***	-3,63	-170,23 ***	-3,69	-189,21 ***	-4,10
Inverse du ratio de Mills 4.	-244,83 **	-2,57	-253,94 **	-2,76	-247,47 **	-2,90	-228,30 **	-2,58	-236,46 **	-2,86
Indicateur SIC	-0,02 ***	-3,80	-0,02 ***	-3,74	-0,02 ***	-3,90	-0,02 ***	-3,26	-0,02 ***	-3,53
Année de clôture de la poursuite	11,26 ***	4,10	11,07 ***	4,00	10,87 ***	4,28	10,68 ***	3,92	12,09 ***	4,82
Constante	-22387,06 ***	-4,09	-22010,47 ***	-3,99	-21611,54 ***	-4,27	-21214,82 ***	-3,91	-24056,60 ***	-4,82
R ²		0,93		0,93		0,93		0,93		0,93
R ² ajusté		0,90		0,90		0,91		0,90		0,90

Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%

La table présente les résultats de la régression MCO des sanctions attribuées aux firmes reconnues coupables de cartel. La variable dépendante « Sanctions totales » est continue et exprimée en millions de dollars américains. Les variables de contrôle comprennent : la taille de la firme, la part de marché de la firme, la durée du cartel, la taille du cartel, la part de marché du cartel ainsi que les trois variables qui représentent les dommages aux consommateurs, soit les ventes totales du cartel, les surcharges totales du cartel et les surcharges par vente du cartel. Finalement, les inverses des ratios de Mills de chacune des équations de probabilité précédentes (probabilité de poursuite et probabilité de condamnation) sont ajoutés comme variables explicatives. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

La première observation est que, dans toutes les spécifications, l'effet de la bourse bien garnie qui était une possibilité réaliste à ce point n'est pas un facteur qui influence l'attribution des sanctions. En effet, avec un niveau de significativité de 1%, la taille de la firme a un effet négatif sur le niveau des sanctions. Ce résultat, voulant que plus la firme est grande, moins la sanction est forte, n'est pas économiquement intuitif.

Ensuite, la part de marché est également une variable qui est statistiquement significative au niveau 1% dans toutes les spécifications et aussi celle qui a le plus grand impact sur les sanctions. Cette mesure est également économiquement significative, démontrant que plus une firme a de clients, alors plus elle sera sanctionnée sévèrement. Le coefficient de la part de marché dans l'équation de régression varie entre environ 1 552 et 1 564. Ce coefficient représente l'augmentation moyenne de la sanction en millions de dollars américains pour chaque part de marché supplémentaire. En prenant la spécification (3) en exemple, si la part de marché augmente de 0,01%, la sanction moyenne augmente d'environ 15,53M\$. Cet indice pourrait être utilisé comme un meilleur proxy que les autres variables suggérées par la littérature pour représenter les dommages aux consommateurs tels que perçus par les autorités judiciaires. Il semblerait donc que le niveau de la sanction imposée est plutôt relatif au nombre de clients qu'aux ventes ou aux surcharges.

En effet, les variables les plus souvent utilisées dans la littérature pour représenter les dommages, soit la surcharge totale du cartel et la surcharge par vente du cartel, ne sont pas statistiquement significatives dans les spécifications. De plus, alors que la surcharge totale a un coefficient nul, la mesure de surcharge par vente est négative dans les spécifications (1) et (5). Ces deux coefficients sont contraires à ce que suggère la littérature et ne sont pas économiquement significatifs. Cependant, la spécification (3) qui a le plus grand pouvoir explicatif, soit avec un R^2 ajusté de 0,91, est celle qui ne contient qu'uniquement la variable « ventes totales du cartel ». Le coefficient est statistiquement significatif au niveau 10%, mais est très faible. Il indique qu'une augmentation des ventes de 1% provoque une augmentation de 90M\$ de la sanction.

La part de marché du cartel est une variable qui peut également être utilisée comme représentant les dommages causés par le cartel. En effet, dans les spécifications, excluant la quatrième, son coefficient est positif et significatif variant entre environ 101 et 112. En prenant la spécification

(3) en exemple, lorsque la part de marché du cartel augmente de 1%, la sanction augmente de 101,19M\$.

Finalement, les deux coefficients les plus intéressants sont ceux des ratios de Mills inverses. Premièrement, les ratios de chacune des équations (3) et (4) sont significatifs dans toutes les spécifications. Il est possible d'en conclure que le biais de sélection des firmes qui sont poursuivies et reconnues coupables n'est pas négligeable. Les deux processus de sélection considérés conditionnent la détermination des sanctions. L'ampleur et le signe du coefficient de l'inverse du ratio de Mills de l'équation (3) sont cohérents avec les résultats du Probit de l'équation (4). Les deux coefficients étant négatifs, cela signifie que les firmes qui ne sont pas condamnées auraient un effet à la baisse sur la sanction. Les cartels non observés auraient conséquemment des caractéristiques qui augmenteraient le niveau des sanctions s'ils étaient amenés en cour. Ce résultat semble contre-intuitif, car on s'attendrait plutôt à ce que les cartels les plus dommageables soient aussi les plus facilement découverts, mais les résultats suggèrent l'inverse. Il devient toutefois cohérent avec les résultats précédents si on considère que les cartels non-découverts ont peu de surcharge de vente, mais une grande part du marché : ils sont donc peu visibles, mais recevraient une forte sanction si par hasard ils se retrouvaient en cour. En prenant le signe et l'ampleur du coefficient, les sanctions des cartels devraient donc être plus élevés que ce qui prévaut actuellement.

5.2.2. Estimation en deux étapes

Alors que dans l'estimation par maximum de vraisemblance les deux ratios de Mills inverses sont inclus dans la régression finale, l'estimation en deux étapes suit un processus en chaîne. Ainsi, ce n'est que l'inverse du ratio de l'équation (4) qui est inclus. De plus, étant donné qu'il n'y a qu'une seule équation de sélection, il faut qu'au moins une variable de l'équation précédente soit exclue. La TABLE 15 présente la matrice de corrélation entre les variables explicatives de la probabilité d'une firme d'être condamnée et la variable dépendante « Sanctions totales ». Comme pour l'estimation par maximum de vraisemblance, avec les résultats de l'estimation probit et des corrélations, il est encore possible d'utiliser la durée de procès comme variable instrumentale.

TABLE 16 – Corrélation : Sanctions (éq. 5) - variables explicatives (éq. 4)

Variable	Sanctions totales	Part de marché de la firme	Durée du procès	Taille du cartel	Inverse du ratio de Mills 3.
Sanctions totales	1,00				
Part de marché de la firme	0,85 ***	1,00			
Durée du procès	-0,17	-0,14	1,00		
Taille du cartel	-0,16	0,16	-0,30 *	1,00	
Inverse du ratio de Mills 3.	0,09	-0,01	-0,09	-0,27 *	1,00
Niveau de significativité: * : 10% ** : 5% *** : 1%					

La table présente la matrice de corrélations entre les variables explicatives de l'équation de la probabilité de condamnation d'une firme et la variable dépendante « Sanctions totales » de l'équation des sanctions attribuées aux cartels. Les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

La TABLE 17 présente les résultats obtenus. Il est intéressant de remarquer que comme dans l'estimation par maximum de vraisemblance, c'est la troisième spécification qui offre le meilleur pouvoir explicatif en termes de R^2 ajusté. Les coefficients et leur niveau de significativité sont somme toute cohérents dans les deux modèles d'estimation.

TABLE 17 – MCO : Déterminants des sanctions (après estimation en deux étapes)

Variable	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	-0,60 ***	-4,48	-0,60 ***	-4,60	-0,60 ***	-4,59	-0,44 ***	-3,12	-0,27 **	-2,32
Part de marché de la firme	1507,81 ***	20,47	1509,05 ***	20,43	1508,75 ***	20,83	1498,55 ***	19,62	1482,53 ***	15,68
Durée du cartel	-0,13	-0,14	-0,12	-0,14	-0,06	-0,09	0,67	0,84	0,15	0,16
Taille du cartel	-1,15	-1,22	-1,15	-1,24	-1,20	-1,59	-1,62 *	-1,81	-0,71	-0,76
Part de marché du cartel	99,29 *	1,95	98,40 *	2,02	95,76 **	2,21	55,34	1,18	66,10	1,26
Ventes totales du cartel (G\$)	0,17 **	2,49	0,17 ***	3,09	0,16 ***	3,62				
Surcharges totales du cartel (G\$)	0,00	-0,13	0,00	-0,23			0,00 **	2,10		
Surcharges par ventes du cartel	-2,55	-0,08							-11,59	-0,41
Inverse du ratio de Mills 4.	-158,81 ***	-3,42	-158,70 ***	-3,46	-158,34 ***	-3,51	-149,93 ***	-3,12	-145,80 **	-2,92
Indicateur SIC	-0,03 ***	-4,68	-0,03 ***	-4,65	-0,03 ***	-4,76	-0,02 ***	-3,81	-0,02 **	-3,28
Année de clôture de la poursuite	9,34 ***	3,69	9,32 ***	3,73	9,24 ***	3,94	8,22 ***	3,30	8,82 ***	3,34
Constante	-18601,21 ***	-3,68	-18559,37 ***	-3,71	-18402,83 ***	-3,93	-16337,64 ***	-3,28	-17574,37 ***	-3,33
R ²		0,92		0,92		0,92		0,91		0,89
R ² ajusté		0,89		0,89		0,89		0,88		0,86

Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%

La table présente les résultats de la régression MCO des sanctions attribuées aux firmes reconnues coupables de cartel. La variable dépendante « Sanctions totales » est continue et exprimée en millions de dollars américains. Les variables de contrôle comprennent : la taille de la firme, la part de marché de la firme, la durée du cartel, la taille du cartel, la part de marché du cartel ainsi que les trois variables qui représentent les dommages aux consommateurs, soit les ventes totales du cartel, les surcharges totales du cartel et les surcharges par vente du cartel. Finalement, l'inverse d ratio de Mills de l'équation de la probabilité de condamnation est ajouté comme variable explicative. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

Comme dans les estimations par maximum de vraisemblance, l'effet de la bourse bien garnie est contredit dans toutes les spécifications. Par exemple, dans la spécification (3) une augmentation des actifs totaux de la firme de 1G\$ (c'est-à-dire sa taille) réduit de 60M\$ la sanction attribuée. Cela peut être expliqué par le fait que les plus grosses firmes ont plus de moyens pour se défendre en cour, ce qui réduit la sanction.

Les ventes totales ont une corrélation fondée dans toutes les spécifications où elles sont incluses. Alors que son coefficient diminue légèrement par rapport à celui de l'estimation précédente (TABLE 16), il est tout de même consistant et suggère qu'une augmentation des ventes totales du cartel de 1G\$ augmentent les sanctions de 160M\$. Alors que comme précédemment dans les spécifications (1) et (5) les coefficients des surcharges par vente de cartel sont négatives, mais non significatives. Comme dans l'estimation précédente, le coefficient de la surcharge totale indique que cette mesure n'a aucun impact sur la sanction.

Les résultats de la quatrième spécification sont aussi intéressants. Le coefficient de la taille du cartel, représenté par le nombre de firmes dans le cartel, significatif au niveau 10%, suggère qu'une augmentation du nombre de firmes dans le cartel réduit la sanction attribuée. Alors que cela semble économiquement contre-intuitif, une explication pourrait être que la sanction est attribuée plutôt en termes de cartel complet qu'au niveau de la firme individuelle.

La part de marché est encore une fois la mesure qui a le plus grand impact sur l'attribution de la sanction. On remarque de plus que dans la spécification (3), le coefficient de la part de marché du cartel augmente de significativité. Comme précédemment, lorsque la part de marché du cartel augmente de 1%, les sanctions augmentent d'environ 96M\$. Les résultats semblent confirmer l'hypothèse précédente que les sanctions sont attribuées en tenant compte de l'impact du cartel en termes de pouvoir de marché plutôt que de dommages monétaires. Il est possible que la perception des autorités antitrust sur le pouvoir des participants aux cartels joue un plus grand rôle dans l'attribution des sanctions que l'impact économique objectif sur le bien-être des consommateurs.

Finalement, une autre observation importante est celle du coefficient de l'inverse du ratio de Mills de l'équation sur la probabilité d'une firme d'être reconnue coupable. Celui-ci, est consistant avec les autres estimations et indique que le biais de sélection ne peut pas être négligé.

En effet, les résultats obtenus lorsque le biais de sélection n'est pas considéré et présentés dans la TABLE 18 en souligne l'importance. On remarque globalement que les coefficients sont plus faibles.

Le plus remarquable ici est le coefficient de la taille du cartel qui est statistiquement significatif dans toutes les spécifications et près de trois fois plus faible que dans les estimations corrigées du biais. Ce résultat indique que les caractéristiques inobservées incluses dans le ratio de Mills inverse sont fortement corrélées avec la taille du cartel. Les cartels inobservés comprendraient donc trois fois plus de firmes dans leurs attentes que ceux qui sont découverts.

Alors que dans les estimations incluant les inverses des ratios de Mills, la part de marché du cartel avait un fort impact positif sur la sanction, dans les estimés de la TABLE 17, son coefficient est environ trois fois plus faible sans être significatif. Ici comme pour la variable « taille du cartel », les cartels inobservés auraient une part du marché trois fois plus élevés que ceux effectivement poursuivis et condamnés en justice.

TABLE 18– MCO : Déterminants des sanctions (sans biais)

Variable	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Taille de la firme (G\$)	-0,45 **	-2,49	-0,45 **	-2,58	-0,46 **	-2,70	-0,33 **	-2,21	-0,18	-1,52
Part de marché de la firme	1459,76 ***	13,54	1459,60 ***	13,66	1459,72 ***	13,85	1453,38 ***	13,59	1441,56 ***	11,84
Durée du cartel	1,10	1,13	1,10	1,16	1,06	1,38	1,67 *	1,83	1,21	1,29
Taille du cartel	-3,18 ***	-3,20	-3,18 ***	-3,25	-3,15 ***	-4,08	-3,46 ***	-3,48	-2,59 **	-2,91
Part de marché du cartel	29,25	0,65	29,36	0,71	31,06	0,91	-2,08	-0,06	6,62	0,16
Ventes totales du cartel (G\$)	0,14	1,52	0,13	1,64	0,14 **	2,33				
Surcharges totales du cartel (G\$)	0,05	0,11	0,05	0,12			0,70 *	1,78		
Surcharges par ventes du cartel	0,32	0,01							-6,42	-0,23
Indicateur SIC	-0,01 **	-2,92	-0,01 **	-3,01	-0,01 ***	-3,16	-0,01 **	-2,42	-0,01	-1,65
Année de clôture de la poursuite	1,37	1,11	1,37	1,14	1,41	1,47	0,84	0,75	1,54	1,51
Constante	-2679,92	-1,08	-2683,70	-1,11	-2766,33	-1,43	-1607,37	-0,71	-3033,23	-1,48
R ²	0,88		0,88		0,88		0,88		0,86	
R ² ajusté	0,85		0,85		0,86		0,85		0,83	

Niveau de significativité: *: 10% **: 5% ***: 1%

La table présente les résultats de la régression MCO des sanctions attribuées aux firmes reconnues coupables de cartel. La variable dépendante « Sanctions totales » est continue et exprimée en millions de dollars américains. Les variables de contrôle comprennent : la taille de la firme, la part de marché de la firme, la durée du cartel, la taille du cartel, la part de marché du cartel ainsi que les trois variables qui représentent les dommages aux consommateurs, soit les ventes totales du cartel, les surcharges totales du cartel et les surcharges par vente du cartel. Des variables indicatrices de code SIC à deux chiffres sont utilisées pour contrôler les effets de l'industrie. Les informations sur les cartels sont tirées de la base de données du PIC et les informations financières des firmes sont tirées de la base de données de COMPUSTAT. Toutes les variables sont telles que définies dans la table A.1.

5.3. Limites

Le modèle n'est évidemment pas parfait et s'expose à certaines critiques. En terminant ce chapitre, trois d'entre elles seront revues et nous tentons d'y répondre.

Premièrement, l'échantillon utilisé est petit. Alors que la base de données initiale comportait plusieurs milliers de firmes, plusieurs d'entre elles étaient anonymes et donc ont été éliminées de l'échantillon, puisqu'il est impossible de recueillir les informations financières nécessaires. Parmi les firmes restantes, celles publiques ont été assignées par un processus automatique et donc certaines firmes dont les noms avaient été entrés incorrectement par un processus manuel n'ont pas été retrouvées dans Compustat et ont dû être éliminées. Finalement, des firmes nord-américaines restantes, certaines avaient des informations manquantes dans Compustat, spécifiquement les dépenses en R&D. Pour les firmes qui n'ont pas de dépenses en R&D, on peut possiblement suppléer au manque par leurs dépenses en publicité. Cette variable aurait pu être candidate à la sélection, mais les firmes ayant ces informations sont très peu nombreuses et cela aurait réduit l'échantillon encore plus. En conséquence, l'utilisation des dépenses en R&D a peut-être niché l'estimation sur des industries plus spécifiques.

Une autre critique pourrait se manifester à l'effet que les informations sur les sanctions dans la régression des MCO proviennent d'informations au niveau du cartel plutôt qu'au niveau de la firme. La raison en est que l'information au niveau des firmes était très réduite dans la base de données initiale. Les informations sur les ventes affectées par les cartels au niveau de la firme, les surcharges au niveau de la firme ou les parts de la firme dans le cartel n'étaient disponibles que pour quelques-unes d'entre elles, et ne tenir compte que d'elles aurait considérablement réduit l'échantillon. Une alternative pourrait être d'élargir la base de données en recueillant un agrégat des ventes pour chaque compagnie sanctionnée durant les années où elles ont participé à un cartel.

En effet, nous n'avons aucune information sur les critères environnementaux, sociaux et de gouvernance des firmes (ESG). Par exemple, une classe de littérature économique récente s'est appliquée à démontrer que l'augmentation du nombre de femmes dans les postes de haute direction diminue les activités illégales, telles que l'inconduite financière et la corruption.

Certaines de ces informations pourraient être pertinentes comme variables explicatives à la fois de la probabilité de poursuites et de la probabilité de condamnation.

6. Conclusion

Ce travail tentait de déterminer si le biais de sélection dans le processus de condamnation des cartels a un impact sur les sanctions que les autorités antitrust attribuent aux firmes. Pour pallier au problème d'endogénéité entre les différentes étapes de condamnation, une spécification par maximum de vraisemblance avec un probit bivarié avec observabilité partielle a été utilisée, suivi par une régression MCO incluant le ratio inverse de Mills de la régression bivariée. Cette forme de spécification a découvert que les sanctions étaient biaisées négativement, c'est-à-dire que les firmes omises à cause du biais de sélection auraient mérité des sanctions en moyenne plus lourdes que celles réellement sanctionnées; autrement dit, le biais a pour effet de réduire la taille des sanctions. Pour avoir une idée plus précise du biais entre les différentes étapes, les modèles ont été réestimés par probit séparés en incluant le ratio inverse de Mills de l'étape précédente dans celle subséquente. Ce modèle permettait de déterminer que le biais de sélection entre les différentes étapes est significatif et a un effet négatif dans chacune des étapes de sélection.

En utilisant uniquement les cartels observés comme population, la littérature antérieure observait correctement que les dommages causés à la société tels que la surcharge par vente étaient une bonne approximation des déterminants des sanctions. Toutefois, une analyse complète incluant la correction pour biais de sélection montre que des considérations additionnelles s'imposent, et que des facteurs comme la part de marché des firmes et des cartels eux-mêmes sont indispensables.

Bibliographie

- (OECD, O. (2003). *Hard Core Cartels: Recent progress and challenges ahead*.
<https://doi.org/10.1787/9789264101258-en>
- Adler, H., & Laing, D. (1997). Application of US Antitrust Laws to Mergers and Joint Ventures in a Global Economy (1). *European Business Law Review*, 80–87. Extrait de <http://www.kluwerlawonline.com/api/Product/CitationPDFURL?file=Journals%5CEULR%5CEULR1997018.pdf>
- Allain, M. L., Boyer, M., Kotchoni, R., & Ponssard, J. P. (2015). Are cartel fines optimal? Theory and evidence from the European Union. *International Review of Law and Economics*, 42(January 2018), 38–47. <https://doi.org/10.1016/j.irl.2014.12.004>
- Andres, M., & Bruttel, L. (2021). *How do sanctions work ? The choice between cartel formation and tacit collusion* *How do sanctions work ? The choice between cartel formation and tacit collusion* *.
- Asch, P., & Seneca, J. J. (1975). Characteristics of Collusive Firms. *The Journal of Industrial Economics*, 23(3), 223–237. <https://doi.org/10.2307/2097944>
- Asch, P., & Seneca, J. J. (1976). Is Collusion Profitable? *The Review of Economics and Statistics*, 58(1), 1–12. <https://doi.org/10.2307/1936003>
- Berk, R. A. (1983). An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data. *American Sociological Review*, 48(3), 386–398. <https://doi.org/10.2307/2095230>
- Bolotova, Y., & Connor, J. M. (2011). Cartel Sanctions: An Empirical Analysis. *SSRN Electronic Journal*, (October 2017). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1116421>
- Boyer, M., Faye, A. C., & Kotchoni, R. (2006). *CHALLENGES AND PITFALLS IN CARTEL FINING* * Marcel Boyer 1 , Anne Catherine Faye 2 , Éric Gravel 3 , Rachidi Kotchoni 4. 31(1), 50–82.
- Boyer, M., & Kotchoni, R. (2015). How Much Do Cartel Overcharge? *Review of Industrial Organization*, 47(2), 119–153. <https://doi.org/10.1007/s11151-015-9472-1>
- Brenner, S. (2009). An empirical study of the European corporate leniency program. *International Journal of Industrial Organization*, 27(6), 639–645. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2009.02.007>
- Brocklebank, A. M., Hobbs, J. E., & Kerr, W. A. (2007). *The North American Beef Industry in Transition: New Consumer Demands and Supply Chain Responses*. Nova Science Publishers. Extrait de <https://books.google.ca/books?id=68qHsTHQRIUC>
- Bryant, P. G., & Eckard, E. W. (1991). Price fixing: the probability of getting caught. *The Review of Economics and Statistics*, 531–536.
- Bushway, S., Johnson, B. D., & Slocum, L. A. (2007). Is the magic still there? The use of the Heckman two-step correction for selection bias in criminology. *Journal of Quantitative Criminology*, 23(2), 151–178. <https://doi.org/10.1007/s10940-007-9024-4>
- Cohen, M. A. (1996). Theories of punishment and empirical trends in corporate criminal sanctions. *Managerial and Decision Economics*, 17(4), 399–411.

- Cohen, M. A., & Scheffman, D. T. (1989). The antitrust sentencing guideline: Is the punishment worth the costs. *Am. Crim. L. Rev.*, 27, 331.
- Connor, J. (2010). Recidivism Revealed: Private International Cartels 1991-2009. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1688508>
- Connor, J. M. (2004). Global antitrust prosecutions of modern international cartels. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 4(3), 239–267.
- Connor, J. M. (2006). Effectiveness of Antitrust Sanctions on Modern International Cartels. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 6(3–4), 195–223. <https://doi.org/10.1007/s10842-006-0028-9>
- Connor, J. M. (2007). Price-fixing Overcharges: Legal and Economic Evidence. *Research in Law and Economics*, 22, 59–153. [https://doi.org/10.1016/S0193-5895\(06\)22004-9](https://doi.org/10.1016/S0193-5895(06)22004-9)
- Connor, J. M. (2010). *PRICE-FIXING OVERCHARGES : REVISED 2 nd EDITION*.
- Connor, J. M. (2020a). *Private International Cartels Full Data 2019 edition*. <https://doi.org/doi:/10.4231/G5GZ-0505>
- Connor, J. M. (2020b). The Private International Cartels (PIC) Data Set: Guide and Summary Statistics, 1990-2019. *SSRN Electronic Journal*, (August), 1990–2019. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3682189>
- Connor, J. M., & Bolotova, Y. (2006). Cartel overcharges: Survey and meta-analysis. *International Journal of Industrial Organization*, 24(6), 1109–1137. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2006.04.003>
- Connor, J. M., & Lande, R. H. (2008). *Overcharges and Optimal Cartel Fines Recommended Citation Cartel Overcharges and Optimal Cartel Fines. 2203*. Extrait de http://scholarworks.law.ubalt.edu/all_fac
- Connor, J. M., & Miller, D. J. (2009). Determinants of US antitrust fines of corporate participants of global cartels. *7th International Industrial Organization Conference, Boston, April*, 3–5.
- Cuddeback, G., Wilson, E., Orme, J. G., & Combs-Orme, T. (2004). Detecting and statistically correcting sample selection bias. *Journal of Social Service Research*, 30(3), 19–33. https://doi.org/10.1300/J079v30n03_02
- Farber, H. S. (1981). *Worker preferences for union representation*.
- Greene, W. H. (1981). Sample selection bias as a specification error: A comment. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 795–798.
- Grout, P. A. (2015). Structural Approaches to Cartel Detection. *European Competition Law Annual: 2006 : Enforcement of Prohibition of Cartels*. <https://doi.org/10.5040/9781472560148.ch-003>
- Harrington, J. E. (2006). How do cartels operate? *Foundations and Trends in Microeconomics*, 2(1), 1–105. <https://doi.org/10.1561/07000000021>
- Harrington, J. E. (2008). Optimal corporate leniency programs. *Journal of Industrial*

- Economics*, 56(2), 215–246. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6451.2008.00339.x>
- Harrington, J. E., & Wei, Y. (2017). What Can the Duration of Discovered Cartels Tell Us About the Duration of All Cartels? *Economic Journal*, 127(604), 1977–2005. <https://doi.org/10.1111/eoj.12359>
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153–161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hinkle, D. E., Wiersma, W., & Jurs, S. G. (2003). *Applied Statistics for the Behavioral Sciences*. Houghton Mifflin. Extrait de <https://books.google.at/books?id=7tntAAAAMAAJ>
- Ibáñez Colomo, P. (2016). ARTICLE 101 TFEU AND MARKET INTEGRATION. *Journal of Competition Law & Economics*, 12(4), 749–779. <https://doi.org/10.1093/joclec/nhw027>
- Jacquemin, A., & Slade, M. E. B. T.-H. of I. O. (1989). *Chapter 7 Cartels, collusion, and horizontal merger*. Elsevier. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1573-448X\(89\)01010-1](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1573-448X(89)01010-1)
- Jaspers, J. D. (2020). Leniency in exchange for cartel confessions. *European Journal of Criminology*, 17(1), 106–124. <https://doi.org/10.1177/1477370819874432>
- Kearney, E. (2009). The Competition Bureau ‘20 percent solution’: Does the punishment fit the crime. *The Marker*.
- Lande, R. H., & Marvel, H. P. (2000). The three types of collusion: Fixing prices, rivals, and rules. *Wisconsin Law Review*, 2000(5).
- Landes, W. M. (1983). Optimal Sanctions for Antitrust Violations. *The University of Chicago Law Review*, 50(2), 652. <https://doi.org/10.2307/1599506>
- Lee, L.-F., Maddala, G. S., & Trost, R. P. (1980). Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity. *Econometrica*, 48(2), 491. <https://doi.org/10.2307/1911112>
- Levenstein, M. C., & Suslow, V. Y. (2006). What determines cartel success? *Journal of Economic Literature*, 44(1), 43–95. <https://doi.org/10.1257/002205106776162681>
- Meng, A. C., & Schmidt, P. (2011). *Economics Department of the University of Pennsylvania Institute of Social and Economic Research -- Osaka University On the Cost of Partial Observability in the Bivariate Probit Model*. 26(1), 71–85.
- Miller, D., & Connor, J. (2010). *The Predictability of Global Cartel Fines*. 2.
- Miller, D., Connor, J. M., & Miller, D. J. (2014). *The Predictability of Global Cartel Fines Determinants of U . S . Antitrust Fines of Corporate Participants of Global Cartels*. (August).
- OECD. (2021). Methodologies to Measure Market Competition. *OECD Competition Committee Issues Paper*. Extrait de <https://bit.ly/3xtFV9m>
- Peterson, J., Sommers, I., Baskin, D., & Johnson, D. (2019). The Role and Impact of Forensic Evidence in the Criminal Justice Process. *Radio Journal:International Studies in Broadcast & Audio Media*, 17(2), 161–178.
- Posner, R. A. (2009). *Antitrust law*. University of Chicago press.

Puhani, P. A. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 53–68. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00104>

Spagnolo, G. (2008). Leniency and Whistleblowers in Antitrust. *Handbook of Antitrust Economics*, 46(01), 259–303.

Sutton, J. (2007). *Chapter 35 Market Structure: Theory and Evidence* (M. Armstrong & R. B. T.-H. of I. O. Porter, Eds.). Elsevier. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1573-448X\(06\)03035-4](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S1573-448X(06)03035-4)

Thompson, J. S., & Kaserman, D. L. (2001). After the fall: Stock price movements and the deterrent effect of antitrust enforcement. *Review of Industrial Organization*, 19(3), 329–334.

Wooldridge, J. M. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. *Booksgooglecom*, 58(2), 752. <https://doi.org/10.1515/humr.2003.021>

Annexe

TABLE A.1 – Description des variables d'intérêt

Variables explicatives de la probabilité de poursuite	
Poursuivie	= Variable binaire égale à un lorsque la firme est poursuivie pour cartel.
Taille de la firme	= Actifs totaux en milliards de dollars américains de l'année de la déclaration de la poursuite.
Ventes totales de la firme	= Ventes totales en milliards de dollars de l'année de la déclaration de la poursuite.
Rendement des actifs	= Ratio des revenus nets sur les actifs totaux à l'année de la déclaration de la poursuite.
Rendement sur les fonds propres	= Ratio des revenus nets par rapport à la valeur totale des actions à l'année de la déclaration de la poursuite.
Intensité en R&D	= Ratio des dépenses en recherches et développement par rapport aux ventes totales de la firme à l'année de la déclaration de la poursuite.
Évolution technique	= Ratio des dépenses en recherches et développement par rapport aux actifs totaux de la firme à l'année de la déclaration de la poursuite.
Part de marché de la firme	= Ratio des ventes totales en milliards de dollars de l'année de la déclaration de la poursuite sur les ventes totales des firmes dans l'industrie pour la même année.
Variables explicatives de la probabilité de conviction	
Coupable	= Variable binaire égale à un lorsque la firme est reconnue coupable de cartel.
Durée du procès	= Nombre d'année durant laquelle le procès de la firme a eu lieu.
Taille du cartel	= Nombre de firmes dans le cartel.
Variables explicatives des sanctions	
Sanctions totales	= Variable continue des sanctions totales du cartel en millions de dollars attribuée à la firme reconnue coupable de cartel à l'année de la clôture de la poursuite.
Durée du cartel	= Nombre d'années durant lequel la firme reconnue coupable a participé au cartel.
Part de marché du cartel	= Ratio des ventes totales du cartel sur les ventes totales des firmes dans l'industrie.
Ventes totales du cartel	= Ventes totales du cartel en milliards de dollars durant toute la durée du cartel.
Surcharges totales du cartel	= Surcharges totales du cartel en milliards de dollars durant toute la durée du cartel.
Surcharges totales par ventes du cartel	= Ratio des surcharges totales du cartel sur les ventes totales du cartel durant toute sa durée.
Inverse du ratio de Mills 3.	= Inverse du ratio de Mills de l'équation 3., soit de la probabilité de poursuite.
Inverse du ratio de Mills 4.	= Inverse du ratio de Mills de l'équation 4., soit de la probabilité de conviction.
Variables de contrôle	
Indicateur SIC	= Deux premiers chiffres du code <i>Standard Industrial Classification</i> de la firme.
Année de déclaration de la poursuite	= Première année à laquelle le premier avis d'une enquête antitrust formelle ou du dépôt d'une action en dommages-intérêts a été publiée dans les médias.
Année de clôture de la poursuite	= Date à laquelle le cartel a été brisé.

Code Stata

**** Nettoyage de l'environnement**

```
clear  
cls
```

**** Import des données de cartel en format excel**

```
import excel "/Users/paulelanglois/Documents/M. Sc./memoire/Data/Cartels_07_29_v7.xls",  
sheet(All (2)) firstrow case(lower)
```

```
drop if observations == .
```

**** Génère les nouvelles variables et supprime celles qui sont vides**

```
gen roe = ni/(csho*prcc_f)  
drop if roe == .
```

```
gen roa = ni/at
```

```
gen rd_intensity = xrd/sale  
drop if rd_intensity == .
```

```
gen technical_evolution = xrd/at  
drop if technical_evolution == .
```

```
replace at = at/1000  
replace sale = sale/1000  
replace uswholecartelsales = uswholecartelsales/1000  
replace uswholecartelovercharges = uswholecartelovercharges/1000
```

```
drop if uswholecarteloverchargesper == . & guilty == 1
```

**** Matrice de corrélation entre la variable dépendante de l'équation 4. les variables explicatives de l'équation 3.**

```
pwcorr guilty at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare, star(.10)  
pwcorr guilty at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare, star(.05)  
pwcorr guilty at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare, star(.01)
```

**** Équation 3. sommaire des variables d'intérêt**

*** Échantillon complet**

```
summarize suspect at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare
```

*** Poursuivie**

```
summarize at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare if suspect == 1
```

*** Non poursuivie**

```
summarize at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare if suspect == 0
```

*** ttest des variables d'intérêts de l'équation 3.**

```
ttest at, by(suspect)  
ttest sale, by(suspect)  
ttest roa, by(suspect)
```

```
ttest roe, by(suspect)
ttest rd_intensity, by(suspect)
ttest technical_evolution, by(suspect)
ttest marketshare, by(suspect)
```

**** Équation 4. sommaire des variables d'intérêt**

*** Poursuivie**

```
summarize guilty marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel if suspect == 1
```

*** Coupable**

```
summarize marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel if guilty == 1 & suspect == 1
```

*** Non coupable**

```
summarize marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel if guilty == 0 & suspect == 1
```

*** ttest des variables d'intérêts de l'équation 4.**

```
drop if suspect == 0
ttest marketshare, by(guilty)
ttest yearsofproceedingcheck, by(guilty)
ttest numberoffirmsincartel, by(guilty)
```

**** Équation 3. résume les fonctions entre être poursuivie ou non**

```
global control3 "sich yearof1stgovtprobeorprivat"
global eq3 "suspect at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare"
```

*** Pour l'estimation par maximum de vraisemblance**

```
global eq31 "suspect = at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare"
```

**** Équation 4. résume la fonction entre être coupable ou pas**

```
global control4 "sich dateclosedorlastpenalty"
global eq4 "guilty marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel IMR3"
```

*** Pour l'estimation par maximum de vraisemblance**

```
global eq41 "guilty marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel"
```

**** HeckProbit de l'équation 3. et 4.**

```
heckprob $eq41 $control4, select($eq31 $control3 ) vce(robust) nolog
margins, dydx(*) predict(psel)
margins, dydx(*) predict(pcond)
```

*** Inverse Mills Ratio pour l'équation 3. du HeckProbit**

```
predict xbsel, xbsel
gen double cdfsel = normal(xbsel)
gen double pdfsel = normalden(xbsel)
```

```
gen double IMR31 = pdfsel/cdfsel
replace IMR31 = pdfsel/(cdfsel - 1) if suspect == 0
```

*** Inverse Mills Ratio pour l'équation 4. du HeckProbit**

```
predict xb41, xb
gen double cdf41 = normal(xb41)
```

```
gen double pdf41 = normalden(xb41)
gen double IMR41 = pdf41/cdf41
replace IMR41 = pdf4/(cdf4 - 1) if guilty == 0
```

**** Probit de l'équation 3.**

```
probit $eq3 $control3, vce(robust)
margins, dydx(*)
```

*** Inverse Mills Ratio pour le probit de l'équation 3.**

```
predict xb3, xb
gen double cdf3 = normal(xb3)
gen double pdf3 = normalden(xb3)
```

```
gen double IMR3 = pdf3/cdf3
replace IMR3 = pdf3/(cdf3 - 1) if suspect == 0
```

**** Probit de l'équation 4.**

```
probit $eq4 $control4, vce(robust)
margins, dydx(*)
```

*** Inverse Mills Ratio pour le probit de l'équation 4.**

```
predict xb4, xb
gen double cdf4 = normal(xb4)
gen double pdf4 = normalden(xb4)
```

```
gen double IMR4 = pdf4/cdf4
replace IMR4 = pdf4/(cdf4 - 1) if guilty == 0
```

**** Probit de l'équation 4. sans biais**

```
probit $eq41 $control4, vce(robust)
margins, dydx(*)
```

**** Équation 5. sommaire des variables d'intérêt**

```
summarize ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck
numberoffirmsincartel uswholecartelsales uswholecartelovercharges
uswholecarteloverchargesper cartelshare if suspect == 1 & guilty == 1
```

**** Matrice de corrélation entre la variable dépendante de l'équation 5. les variables explicatives de l'équation 4.**

```
drop if guilty == 0
pwcrr ussanctionscompany marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel IMR3,
star(.10)
pwcrr ussanctionscompany marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel IMR3,
star(.05)
pwcrr ussanctionscompany marketshare yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel IMR3,
star(.01)
```


**** Matrice de corrélation entre la variable dépendante de l'équation 5. les variables explicatives de l'équation 3. et 4.**

```
pwcorr ussanctionscompany at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare  
yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel, star(.10)  
pwcorr ussanctionscompany at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare  
yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel, star(.05)  
pwcorr ussanctionscompany at sale roa roe rd_intensity technical_evolution marketshare  
yearsofproceedingcheck numberoffirmsincartel, star(.01)
```

**** MCO de l'équation 5. après l'estimation en deux étapes**

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales uswholecartelovercharges uswholecarteloverchargesper IMR4  
sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales uswholecartelovercharges IMR4 sich dateclosedorlastpenalty,  
robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelovercharges IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecarteloverchargesper IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

**** MCO de l'équation 5. après l'estimation par maximum de vraisemblance**

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales uswholecartelovercharges uswholecarteloverchargesper IMR3  
IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales uswholecartelovercharges IMR3 IMR4 sich  
dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales IMR3 IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelovercharges IMR3 IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecarteloverchargesper IMR3 IMR4 sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

**** MCO de l'équation 5. sans biais**

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales uswholecartelovercharges uswholecarteloverchargesper sich  
dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales uswholecartelovercharges sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelsales sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecartelovercharges sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```

```
reg ussanctionscompany at marketshare carteldurationmonthscheck numberoffirmsincartel  
cartelshare uswholecarteloverchargesper sich dateclosedorlastpenalty, robust  
di e(r2_a)
```