

HEC MONTRÉAL

Recherche empirique sur le lien entre l'asymétrie lors d'un appel d'offres et
le comportement potentiellement collusif des entreprises dans le secteur
du déneigement à Montréal

par

Marc-André Désaulniers

Sciences de la gestion

(Économie appliquée)

Mémoire présenté en vue de l'obtention

du grade de maîtrise ès sciences

(M. Sc.)

Octobre 2016

© Marc-André Désaulniers, 2016

Résumé

Pour faire cette recherche, nous avons collecté des données sur tous les contrats pour les 19 arrondissements de la Ville de Montréal pour la période de 2006 à 2010. Dans un premier temps, nous avons voulu savoir si l'asymétrie est toujours présente dans le marché de l'Est ou de l'Ouest à Montréal et par la suite si elle est causée par le comportement potentiellement collusif des firmes dans le secteur du déneigement à Montréal. Pour ce faire, nous nous sommes inspirés de l'étude Flambard et Perrigne (2006). À la suite de plusieurs observations et tests statistiques, elles arrivent à la conclusion que l'asymétrie est présente dans le marché de l'Ouest et non dans celui de l'Est. Contrairement à l'étude de Flambard et Perrigne (2006), nous détectons une forte asymétrie dans le marché de l'Est et de l'Ouest pour notre sous-groupe de contrats homogènes. Pour l'ensemble de nos données, le marché de l'Ouest exhibe de l'asymétrie plus faiblement. Avec les mêmes données, nous trouvons dans le marché de l'Est une plus grande présence d'asymétrie. Ensuite, nous avons prouvé que l'asymétrie est le résultat du comportement potentiellement collusif des firmes de ce secteur. Pour ce faire, nous avons repris séparément les tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives. Par la suite, pour valider nos résultats, nous avons effectué le test d'asymétrie de Pesendorfer (2000) et les tests de collusions de Pesendorfer (2000), Porter et Zona (1993) et de Bajari et Ye (2003).

Mots-clés : Asymétrie, Marché de l'Est, Marché de l'Ouest, Déneigement, Comportement potentiellement collusif, Tests d'asymétrie, Tests de collusion

Abstract

We collect and use data on all contracts for the 19 boroughs of the City of Montreal for the period from 2006 to 2010. We investigate the asymmetry in the markets of East and West Montreal. This asymmetry is associated with the potentially collusive behavior of firms in the sector of snow removal in Montreal. We use the approach of Flambard Perrigne (2006) who conclude that the asymmetry is present in the western market and not in the eastern market. Unlike the study of Flambard and Perrigne (2006), we detect a strong asymmetry in the market of East and West for our subgroup of homogeneous contracts. For all of our data, the western market exhibits the weaker asymmetry. With the same data, we find in the eastern market a greater presence of asymmetry. We believe that this asymmetry is the result of potentially collusive behavior of firms in this sector. To support this conclusion, we use the tests of Flambard Perrigne (2006) with collusive or competitive firms. Our results are also supported by the asymmetry test of Pesendorfer (2000) and collusion tests of Pesendorfer (2000), Porter and Zona (1993) and Bajari and Ye (2003).

Key words: Asymmetry, Eastern market, Western market, Snow clearance, Collusion, Asymmetric tests, Collusion tests

Remerciements

Tout d'abord, je tiens à remercier mes directeurs, Decio Coviello et Robert Clark, pour leur compréhension, leur support et leur intérêt pour ma recherche. Grâce à leur dévouement, j'ai pu finir ce mémoire, développer un réel intérêt pour la recherche et oser croire en mes moyens. Je tiens, aussi, à remercier Alexandre Arsenault Morin et Adriano De Leverano. Alex, tu as toujours su être à l'écoute et toujours prêt à répondre à mes nombreuses questions, sans toi, je ne pense pas que j'aurais été capable de passer au travers du mémoire. Adriano, grâce à tes prodigieux conseils en économétrie, tu m'as réellement aidé à synthétiser et comprendre les modèles. Un gros merci de ta générosité et à ton précieux temps.

De plus, merci à mes parents, Lucie et Raymond, pour avoir cru à mon projet de retour aux études et de m'avoir supporté durant tout ce trajet, même quand tout semble impossible.

Précisions sur les informations utilisées dans ce mémoire

Nous avons utilisé pour la rédaction de ce mémoire des informations provenant généralement de sources publiques. Nous basons notre compréhension des faits surtout sur des données obtenues auprès de la municipalité de Montréal, par la voie de demandes d'accès à l'information, à travers des témoignages présentés lors de l'émission Enquête et dans les bulletins de nouvelles de Radio-Canada. Certaines des allégations présentées à Radio-Canada font l'objet de poursuites judiciaires. Selon les informations à notre disposition, ces allégations n'ont pas fait l'objet de décisions judiciaires. Toutefois, aux fins de l'analyse qui est faite dans le présent mémoire, qui est strictement de nature économique, nous prenons ces faits comme étant avérés.

Table des matières

1	Introduction.....	-1-
2	Revue de littérature.....	- 8 -
2.1	Définition et facteurs favorisant l'asymétrie	- 8 -
2.2	Définition et facteurs favorisant l'apparition du truquage d'offres	- 9 -
2.3	Tests pour détecter l'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006).....	- 10 -
2.4	Tests de Pesendorfer (2000) pour déceler l'asymétrie et le comportement collusif des firmes	- 12 -
2.5	Tests pour détecter le comportement potentiellement collusif.....	- 13 -
2.5.1	Test dans un marché où l'existence de la collusion a été prouvée en cour.....	- 14 -
2.5.2	Test pour un marché où la collusion et la présence d'un cartel sont seulement une possibilité.....	- 15 -
3	Description de nos données	- 19 -
3.1	Collecte et compilation des données	- 19 -
3.2	Les particularités de nos données	- 20 -
3.3	Types de contrats et l'harmonisation de nos données	- 21 -
3.4	Collecte des données de Flambard et Perrine (2006)	- 22 -
3.5	Processus d'adjudication dans le marché	- 22 -
3.6	Variables d'intérêt	- 23 -
3.7	Définition de notre groupe de firmes collusif et compétitif	- 24 -
3.8	Statistiques descriptives.....	- 25 -
3.8.1	Marché de l'Est et de l'Ouest	- 25 -
3.8.2	Firmes dans le marché	- 27 -
3.8.3	Prix unitaire et autres variables explicatives	- 29 -
3.9	Faiblesse des données.....	- 32 -
4	Nos modèles selon l'approche réduite.....	- 33 -
4.1	Modèle 1 de régression linéaire.....	- 33 -
4.2	Modèle 2 de régression linéaire.....	- 34 -
5	Méthodologie.....	- 36 -
5.1	Tests pour détecter l'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006).....	- 36 -
5.1.1	Test de Chow	- 36 -
5.1.2	La fonction de répartition cumulative des soumissions.....	- 37 -
5.1.3	Le test de Smirnov-Kolmogorov	- 37 -
5.2	Tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives ...	- 38 -

5.3	Tests de Pesendorfer (2000)	- 39 -
5.3.1	Test sur le comportement potentiellement collusif des firmes membres du cartel... - 39 -	
5.3.2	Test d'asymétrie de Pesendorfer (2000)	- 40 -
5.4	Test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993).....	- 40 -
5.5	Tests de Bajari et Ye (2003).....	- 41 -
5.5.1	Test d'indépendance conditionnelle	- 41 -
5.5.2	Test de l'interchangeabilité	- 42 -
6	Résultats	- 44 -
6.1	Fonction de soumission	- 44 -
6.1.1	Fonction de soumission : équation 6	- 44 -
6.1.2	Fonction de soumission : équation 5	- 48 -
6.2	Les évidences empiriques de l'asymétrie	- 51 -
6.2.1	Taux de participation.....	- 51 -
6.2.2	Test de Chow	- 52 -
6.2.3	La fonction de répartition cumulative des soumissions.....	- 54 -
6.2.4	Le test de Smirnov-Kolmogorov	- 56 -
6.3	Tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives ... - 57 -	
6.4	Tests de Pesendorfer (2000)	- 59 -
6.4.1	Test sur le comportement potentiellement collusif des firmes membres du cartel... - 60 -	
6.4.2	Test d'asymétrie de Pesendorfer (2000)	- 60 -
6.5	Test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993).....	- 61 -
6.6	Tests de Bajari et Ye (2003).....	- 62 -
6.6.1	Test d'indépendance conditionnelle	- 62 -
6.6.2	Test de l'interchangeabilité	- 65 -
6.7	Discussion des résultats	- 68 -
7	Conclusion.....	- 71 -
8	Annexes	- 73 -
A	Exemple de tableau reçu de la part de l'arrondissement Montréal-Nord	- 73 -
B	Tableau des types de contrats	- 73 -
C	Tableau des firmes membres du cartel	- 74 -
D	Tableau des firmes non membres du cartel	- 75 -
E	Annexe de tous les tableaux	- 76 -

F	Figures	- 80 -
9	Bibliographie	- 82 -

Table des figures

1	Soumissions moyennes gagnantes pour le marché de l'Est et de l'Ouest de 2006 à 2010.....	30
2	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Est avec toutes les soumissions de 2006 à 2010.....	54
3	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Ouest avec toutes les soumissions de 2006 à 2010.....	55
4	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Est avec les contrats de 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010.....	55
5	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Ouest avec les contrats de 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010.....	56
6	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Est avec tous les contrats de 2006 à 2010.....	81
7	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Ouest avec tous les contrats de 2006 à 2010.....	81
8	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Est pour les contrats 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010.....	82
9	Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Ouest pour les contrats 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010.....	82

Liste des Tableaux

1	Statistiques descriptives à Montréal de 1990 à 1998.....	77
2	Statistiques descriptives dans le marché de l'Est de 2006-2010.....	26
3	Statistiques descriptives dans le marché de l'Ouest de 2006-2010.....	27
4	Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel pour le marché de l'Est de 2006 à 2010.....	77
5	Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat non membres du cartel pour le marché de l'Est de 2006 à 2010.....	78
6	Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010.....	78
7	Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat non membres du cartel pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010.....	78
8	Concentration des firmes dans un arrondissement pour le marché de l'Est et de l'Ouest entre 2006 et 2010.....	29
9	Statistiques descriptives dans le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats.....	79
10	Statistiques descriptives dans le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats.....	79
11	Statistiques descriptives dans le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats de 3-4-5-7 ans.....	80
12	Statistiques descriptives dans le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats de 3-4-5-7 ans.....	80
13	Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec tous nos contrats pour l'équation 6.....	45
14	Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans pour l'équation 6.....	46
15	Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec tous nos contrats pour l'équation 5.....	49
16	Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans pour l'équation 5.....	50
17	Résultats des tests d'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006) avec le groupe collusif ou compétitif et avec l'ensemble de nos données de 2006 à 2010.....	58

18	Résultats des tests d'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006) avec le groupe collusif ou compétitif et avec les contrats de 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010.....	59
19	Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats.....	64
20	Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats.....	65
21	Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour contrats de 3-4-5-7 ans.....	65
22	Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour contrats de 3-4-5-7 ans.....	66
23	Résultats du test d'interchangeabilité pour le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats.....	67
24	Résultats du test d'interchangeabilité pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats.....	68
25	Résultats du test d'interchangeabilité pour le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour les contrats de 3-4-5-7 ans.....	68
26	Résultats du test d'interchangeabilité pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour les contrats de 3-4-5-7 ans.....	69

1 Introduction

Ce mémoire prend modèle et se veut un ajout important à la recherche empirique de Flambard et Perrigne (2006) dans l'industrie du déneigement à Montréal. Cette dernière est un apport majeur à la théorie de l'asymétrie¹ entre les soumissionnaires lors d'un appel d'offres, c'est-à-dire, chaque entreprise soumissionnaire a un coût d'opportunité différent à réaliser le projet lors d'une enchère. Les caractéristiques individuelles de chaque firme ont une incidence sur ses propres coûts et affectent son comportement. D'après les auteures, l'asymétrie est courante lors d'un appel d'offres pour diverses raisons, dont la collusion entre des soumissionnaires ou l'emplacement de la firme, par rapport à la localisation du contrat. Cette dernière caractéristique a été retenue pour leur étude. Elles affirment que les entreprises situées relativement loin de l'emplacement du contrat de déneigement à effectuer devront louer un espace de stockage pour leurs équipements et leurs camions. Ce coût substantiel peut introduire une certaine asymétrie entre les entreprises, car il y a une variation dans les coûts. Pour confirmer leur hypothèse, elles ont analysé les soumissions lors des appels d'offres dans le secteur du déneigement à Montréal de 1990 à 1998 et elles ont séparé le marché montréalais en deux marchés géographiques : le marché de l'Est industrialisé et le marché de l'Ouest urbanisé². À la suite de plusieurs observations et tests statistiques, elles arrivent à la conclusion que l'asymétrie est présente dans le marché de l'Ouest et non dans celui de l'Est³.

Suite aux nombreuses allégations de pratiques collusives au Québec au courant des dernières années, il nous semble pertinent de reprendre leur étude, mais en liant l'asymétrie lors d'un appel d'offres aux comportements potentiellement collusifs dans l'industrie du déneigement à Montréal.

Avant de poursuivre, nous rappelons les principales enquêtes qui ont mené à la suspicion dans l'industrie du déneigement à Montréal. La journaliste Selena Rosse, dans un rapport d'enquête exclusive du journal *Maisonneuve*⁴ en décembre 2011, a exposé le

¹ Les termes utilisés sont définis à la section 2

² La définition des marchés est introduite à la section 3.4

³ Tous les tests sont présentés à la section 2 et 4.

⁴ *Maisonneuve* est un journal d'opinion montréalais publié trimestriellement.

possible truquage d'offres, la violence et le sabotage dans cette industrie.⁵ Rosse (2011) a analysé environ 250 contrats de déneigement et a interrogé plus d'une douzaine d'entrepreneurs privés. Un des témoins a utilisé ces termes pour décrire le truquage d'offre ayant cours dans l'industrie : « Cette année, vous obtenez celui-ci » ou « Ce n'est pas pour vous. Vous allez enchérir sur de toute façon, et nous allons vous dire combien vous allez enchérir. (p. 5) »⁶ Un autre témoin a affirmé que la sous-traitance des contrats par les entreprises gagnantes lors du processus d'adjudication, c'est-à-dire qu'une partie du contrat est sous-traitée aux entreprises qui perdent, est monnaie courante dans l'industrie.⁷ Finalement, un dernier témoin a attesté que la violence et les menaces sont devenues la norme au sein de cette industrie : « Si vous ne jouez pas selon les règles internes, préparez-vous à la violence et la destruction du matériel. (p. 5) »⁸

Également, en juin 2014, lors du dépôt du *rapport annuel du vérificateur général de la Ville de Montréal*, le vérificateur est venu à la conclusion qu'il peut y avoir des pratiques collusoires dans l'industrie du déneigement à Montréal.⁹ Plusieurs indices de collusion sont décrits dans le rapport : le nombre d'entreprises ayant déposé une soumission par rapport au nombre d'entreprises s'étant procuré les documents d'appel d'offres, l'existence d'entreprises qui déposent des soumissions, mais n'obtiennent pas de contrats, la fréquence avec laquelle une même entreprise obtient toujours des contrats dans un arrondissement donné, la présence de plusieurs cas de soumissionnaires uniques et l'existence d'écarts de prix excessifs (plusieurs cas variant de 16 % à plus de 200 %) entre le premier et le deuxième soumissionnaire.

⁵Selena Rosse, Turf Wars, Collusion & Sabotage, The seedy underbelly of snow removal in Montreal: an exclusive investigative report, Maisonneuve, 9 décembre 2011.

⁶ Traduction libre de Selena Rosse, Turf Wars, Collusion & Sabotage, The seedy underbelly of snow removal in Montreal: an exclusive investigative report, Maisonneuve, 9 décembre 2011.

⁷ Voir à cet effet, les contrats de l'arrondissement Côte-des-Neiges : N-07-72 (2007), N-10-72 (2010), N-10-74 (2010).

⁸ Traduction libre de Selena Rosse, Turf Wars, Collusion & Sabotage, The seedy underbelly of snow removal in Montreal: an exclusive investigative report, Maisonneuve, 9 décembre 2011.

⁹ Le rapport fut amendé en septembre 2014, mais les conclusions générales demeurèrent inchangées et le rapport a été transmis à l'inspecteur général le 6 mai 2014, avec copie au SPVM, à l'EPIM et à l'UPAC.

Parallèlement, en novembre 2015, l'enquête du *Bureau de l'inspecteur général*¹⁰ confirme les indices de collusion révélés par le vérificateur général : différents stratagèmes de nature collusoire et des tentatives de contrôle du marché existent dans certains secteurs de l'industrie du déneigement à Montréal. Les stratagèmes employés démontrent que le marché est sous l'influence d'un groupe restreint d'entrepreneurs qui interviennent notamment pour coordonner des cessions de contrats. Une vingtaine d'entrepreneurs ont été identifiés comme participant à des activités de nature collusoire.

Annuellement, le budget moyen du secteur du déneigement à Montréal est de 155 M\$ pour l'ensemble des 19 arrondissements de la Ville de Montréal, sur un budget total de 4882,6 M\$ en 2014¹¹. Il y a quatre secteurs d'activité relatifs aux opérations de déneigement : le déneigement, la location d'équipements, le transport de la neige vers les sites d'élimination et les opérations d'élimination de la neige. Ces activités peuvent être réalisées en régie¹², confiées à contrat à un groupe d'entrepreneurs privés ou faire l'objet d'une combinaison de ces deux modes de fonctionnement¹³. Vu l'importance des sommes allouées, la nécessité de ce service et les allégations de truquages d'offres qui ont cours dans l'industrie du déneigement, il est pertinent d'approfondir ce sujet et d'analyser le comportement des firmes de ce secteur et voir si ce marché a des caractéristiques compétitives ou collusives. Les quatre étapes des opérations de déneigement à Montréal font l'objet de contrats distincts lors des appels d'offres et la plus grande part des contrats alloués sont pour les opérations de déneigement. Nous nous attarderons aux contrats alloués dans ce secteur et effectués par des entreprises privées. Nous ne pouvons utiliser toutes les données des appels d'offres de ces quatre étapes, puisque les activités ne sont pas homogènes. Notre choix semble judicieux, car il nous permet d'obtenir le plus grand échantillon possible. Les enjeux du truquage d'offres sont importants pour la société, la concurrence est éliminée lors du processus d'appel d'offres. Les firmes coopèrent

¹⁰ Bureau de l'inspecteur général de Montréal, Rapport sur le déneigement et ses pratiques à Montréal, 23 novembre 2015.

¹¹ http://ville.montreal.qc.ca/portal/page?_pageid=8217,136273620&_dad=portal&_schema=PORTAL

¹² Le déneigement est effectué par des travailleurs de la Ville de Montréal, il n'y a pas d'appel d'offres.

¹³ Source : Rapport du vérificateur général de la Ville de Montréal au Conseil municipal et au conseil d'agglomération : Contrats relatifs aux opérations de déneigement de 2005 à 2013.

illégalement¹⁴ dans le but d'avoir une entente et agissent comme un monopoleur. Les prix des soumissions sont gonflés. Pour un projet du secteur public, les prix plus élevés se traduisent par des coûts plus élevés et ils sont directement refilés aux consommateurs via une hausse des impôts ou des taxes.

Ce mémoire s'inspire de la recherche empirique de Flambard et Perrigne (2006) dans l'industrie du déneigement à Montréal et se veut un ajout à leur recherche en faisant le lien explicite entre la théorie de l'asymétrie entre les soumissionnaires lors d'un appel d'offres et la théorie sur le truquage d'offres. En effet, nous utiliserons leurs techniques pour détecter l'asymétrie entre les soumissionnaires lors d'un appel d'offres dans le secteur du déneigement à Montréal, en fonction de leur emplacement géographique (Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal) et par rapport à l'arrondissement qui émet le contrat. Les auteures notent des différences dans les soumissions et elles attribuent alors ces différences aux coûts d'emplacement géographique entre les entreprises. Elles n'ont pas considéré la possibilité de la collusion comme cause possible de l'asymétrie. Pour tester cette dernière hypothèse, nous reprenons leurs tests d'asymétrie avec le groupe de firmes soupçonnées de pratique collusoire ou nos firmes ayant un comportement compétitif¹⁵, c'est-à-dire non membres allégués du cartel. Si l'asymétrie est toujours présente pour les firmes membres alléguées du cartel, mais inexistantes pour les firmes non membres du cartel, le facteur crucial peut venir de la collusion et non des coûts d'emplacement géographique entre les entreprises¹⁶.

En second lieu, pour valider notre hypothèse, nous testerons et comparerons les comportements potentiellement collusifs dans l'industrie du déneigement à Montréal à l'aide du test d'asymétrie de Pesendorfer (2000) et les tests économétriques de collusion de Bajari et Ye (2003), de Porter et Zona (1993) et de Pesendorfer (2000).

¹⁴ Selon le Bureau de la concurrence, le truquage des offres est le fait de concurrents qui s'entendent pour gonfler artificiellement le montant de leurs soumissions.

¹⁵ La définition des firmes collusives et compétitives est énoncée dans la section 3.

¹⁶ Nous n'avons pas refait les tests avec les données de 1990 à 1998. Nous n'avons pas obtenu ces données, mais il serait pertinent de le faire pour valider ou non nos hypothèses.

En utilisant les tests d'asymétrie sur le groupe de firmes soupçonnées de pratique collusoire ou nos firmes ayant un comportement compétitif, nous pouvons pour la première fois corrélérer l'asymétrie entre les soumissionnaires lors d'un appel d'offres et la théorie sur le truquage d'offres. De plus, notre base de données unique des soumissions par les firmes lors des appels d'offres dans le secteur du déneigement à Montréal et la collecte des variables pertinentes est une source d'information d'intérêt scientifique pour mieux analyser la théorie économique des enchères.

Par conséquent, notre question de recherche est la suivante : « Existe-t-il toujours de l'asymétrie entre les soumissionnaires dans le marché de l'Est et de l'Ouest de Montréal lors des appels d'offres de 2006 à 2010 dans le secteur du déneigement et peut-on faire le lien avec un comportement potentiellement collusif des entreprises dans ce secteur ? » Pour répondre à notre question, nous cherchons dans nos données des indices d'asymétrie et de comportement collusif entre 2006 et 2010. Nous utilisons la même définition de marché de l'Est et de l'Ouest employée par Flambard et Perrigne (2006).

Pour notre collecte de données, nous avons fait une demande à l'accès à l'information auprès des 19 arrondissements de l'île de Montréal. Nous leur avons sollicité les sommaires décisionnels pour la période 2006 à 2010 où est mentionné le plus bas soumissionnaire conforme ainsi que le montant de sa soumission. Nous leur avons également demandé le procès-verbal de l'ouverture de soumissions publiques où il est fait mention de l'ensemble des soumissionnaires pour un contrat et de leur soumission respective.¹⁷ Finalement, nous leur avons réclamé le cahier des charges pour obtenir la longueur des rues à déneiger et le site d'élimination de la neige le plus proche du lieu du contrat de déneigement. Cependant, vu la présence d'hétérogénéité dans nos données, nous avons dû construire un sous-ensemble homogène de contrats : les contrats de 3,4, 5 et 7 ans sans option.

Première conclusion, avec les techniques utilisées par Flambard et Perrigne (2006) nous détectons une forte asymétrie dans le marché de l'Est et de l'Ouest pour notre sous-groupe de contrats homogènes. En effet, les trois tests statistiques sont concluants pour le

¹⁷ La collecte de nos données est détaillée dans la section 3.

marché de l'Est et deux des trois tests sont conséquents avec la présence d'asymétrie dans l'Ouest. Pour l'ensemble de nos données, le marché de l'Ouest exhibe de l'asymétrie plus faiblement étant donné que seulement un des trois tests est concilient avec la présence d'asymétrie. Avec les mêmes données, deux des trois tests dans le marché de l'Est présentent de l'asymétrie dans nos données. C'est donc dire que contrairement à Flambard et Perrigne (2006), il semble y avoir de l'asymétrie dans nos deux marchés pour notre période d'étude.

En second lieu, pour déterminer si le facteur collusif est la cause de l'asymétrie dans nos marchés, nous reprenons séparément avec les firmes collusives ou compétitives¹⁸ les tests d'asymétrie avec notre sous-groupe homogène de contrats. Nous retrouvons de l'asymétrie pour les firmes collusives dans l'Ouest pour deux des trois tests et un des trois tests dans l'Est. Avec le même sous-groupe de contrats et les mêmes tests précédemment positifs avec les firmes collusoires, nous ne retrouvons pas d'asymétrie pour les firmes compétitives dans l'Est et dans l'Ouest. Par conséquent, nous pouvons conclure que statistiquement l'asymétrie est possiblement une conséquence du truquage d'offres. Nos tests ne sont pas concluants avec notre deuxième groupe de données.

Troisièmement, pour valider nos résultats, nous utilisons nos deux groupes de données et le test d'asymétrie de Pesendorfer (2000). Nous découvrons de l'asymétrie dans le marché de l'Est¹⁹, mais pas dans celui de l'Ouest. Nous trouvons avec les tests économétriques sur la collusion de Bajari et Ye (2003), le test d'indépendance conditionnel et le test d'interchangeabilité, une forte présence de comportement collusif dans le marché de l'Est et un comportement collusif presque inexistant pour le marché de l'Ouest avec la globalité de nos données. Ces mêmes tests et notre sous-ensemble homogène de contrats nous permettent de repérer un comportement collusif négligeable dans notre marché de l'Ouest et des pratiques collusoires nulles dans notre marché de l'Est. Notre petit

^{18 18} La définition des firmes collusives et compétitives est énoncée dans la section 3.

¹⁹ Cependant, il est important de noter que le groupe non collusif ne domine pas stochastiquement les membres du cartel, tel qu'élaboré par Pesendorfer (2000).

échantillon pour ces tests pourrait expliquer ces différences dans nos résultats entre nos deux groupes de données.

Finalement, avec le test économétrique sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993), nous observons une différence entre le comportement des firmes collusives et les firmes compétitives dans le marché de l'Est et de l'Ouest pour notre sous-ensemble homogène de contrats. Nous retrouvons cette distinction avec nos données prises dans son entièreté dans l'Ouest, mais pas dans l'Est. Avec le test de Pesendorfer (2000), nous identifions cette différenciation entre le groupe collusoire et compétitif pour nos deux marchés et nos deux groupes de données, excepté pour les contrats 3-4-5-7 ans dans le marché de l'Est.

Ce mémoire est structuré de la façon suivante. Le second chapitre présente une revue de littérature décrivant les définitions clés reliées à notre sujet et les principales approches méthodologiques utilisées dans la littérature pour détecter l'asymétrie et la collusion lors d'un appel d'offres. Le troisième chapitre est consacré à la description des données employées et leurs limites. Le quatrième chapitre est consacré à nos modèles selon l'approche réduite pour tester l'asymétrie et le comportement collusif des firmes dans le marché du déneigement à Montréal. Le cinquième chapitre décrit notre méthodologie pour tester la présence d'asymétrie et de comportement collusif. Le sixième présente nos résultats et une discussion sur ceux-ci.

2 Revue de littérature

Cette revue de littérature est divisée en cinq parties. Premièrement, nous définissons l'asymétrie et nous faisons une brève description des facteurs favorisant celle-ci lors d'un appel d'offres. Deuxièmement, nous définissons le truquage d'offres et nous décrivons les facteurs favorisant celui-ci. Ensuite, nous décrivons les différentes techniques utilisées par Flambard et Perrigne (2006) pour détecter l'asymétrie. Par la suite, nous présentons les tests de Pesendorfer (2000) pour déceler l'asymétrie et le comportement collusif des firmes. Finalement, nous faisons un rappel des études sur le truquage des offres selon deux groupes : un marché où la collusion a été prouvée en court ou dans un environnement où la présence d'un cartel est seulement une possibilité. Nous examinons les avantages et les inconvénients de chaque modèle pour notre mémoire. Nous n'utilisons pas toutes ces techniques dans notre mémoire, mais nous pensons qu'il est important de les présenter pour identifier les nouvelles tendances et orientations dans l'identification d'un comportement potentiellement collusif.

2.1 Définition et facteurs favorisant l'asymétrie

Selon Maskin et Riley (1998), l'asymétrie est importante lors d'un appel d'offres. Chaque entrepreneur potentiel a essentiellement la même information sur la nature d'un projet lors d'une soumission, mais possède un coût d'opportunité différent de le réaliser. C'est-à-dire, s'il y a une asymétrie entre les soumissionnaires, l'offre du soumissionnaire n'égalera plus sa valorisation réelle interne du projet²⁰.

Selon Flambard et Perrigne (2006), l'asymétrie est courante lors d'un appel d'offres pour diverses raisons. Elle peut survenir en raison de leur taille, de leurs contraintes de capacité, de la possession d'une meilleure information, c'est-à-dire une familiarité avec les règles locales lors de l'adjudication d'un contrat, de l'emplacement de la firme par rapport à la localisation du contrat et de la collusion entre des soumissionnaires d'un contrat. Ces deux dernières caractéristiques seront retenues pour notre marché du déneigement à Montréal.

²⁰ Ceci est seulement vrai pour les marchés avec un processus du plus bas soumissionnaire.

2.2 Définition et facteurs favorisant l'apparition du truquage d'offres

Selon Porter et Zona (1999), la collusion est un arrangement entre un groupe d'entreprises qui est conçu pour limiter la concurrence entre les participants. Il existe de nombreuses méthodes alternatives de collusion dans les marchés d'enchères. Par exemple, les conspirateurs pourraient s'abstenir de soumissionner l'un contre l'autre et s'attribuer des territoires exclusifs. Sinon, ils pourraient présenter plusieurs soumissions à des niveaux excessifs, où le nombre de soumissions peut être prévu pour créer une apparence de concurrence. Selon le rapport du vérificateur général de la Ville de Montréal en 2014, trois entreprises présentes dans le secteur des opérations de déneigement à Montréal ont obtenu 100 % des contrats provenant d'un seul arrondissement en vigueur au cours des neuf années de la période audité, une entreprise a obtenu entre 80 % et 99 % des contrats et quatre entreprises ont obtenu entre 50 % et 79 % des contrats d'un seul arrondissement. Le secteur du déneigement à Montréal semble donc un marché propice à la collusion.

Il y a plusieurs facteurs qui favorisent la collusion au sein d'un marché lors d'un appel d'offres pour un contrat public. Selon Porter et Zona (1993), les caractéristiques propices d'un marché collusif sont : la production d'un bien homogène où la différenciation du produit n'est pas observée; les firmes compétitionnent seulement sur les prix; l'information est disponible sur l'identité et les soumissions de chaque firme; la demande pour le bien est parfaitement inélastique; le nombre de firmes qui soumissionnent est petit et stable dans le temps; un syndicat local est présent et exerce un contrôle sur la production; les firmes ont une opportunité de communiquer entre elles et finalement, il peut y avoir une barrière à l'entrée dans cette industrie. Nous retrouvons la plupart de ces caractéristiques dans le secteur du déneigement à Montréal : l'offre d'un service homogène de déneigement à Montréal; les firmes compétitionnent sur les prix; la demande est inélastique, le service de déneigement est essentiel à Montréal; il y a eu de 2,5 à 7,09 soumissions par contrat en moyenne à Montréal de 2006 à 2010²¹; une part importante du service de déneigement est effectuée en régie par les ouvriers de la ville de Montréal et les firmes ont une opportunité de communiquer entre elles, la grande majorité des firmes sont situées sur l'île de Montréal.

²¹ Nous présenterons en détail nos données dans la section 3.

2.3 Tests pour détecter l'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006)

Les auteures, dans leur étude sur le secteur du déneigement à Montréal considèrent trois types de firmes selon leur emplacement : Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal. Elles les classent selon leur emplacement et par rapport à l'emplacement du contrat. Ensuite, elles calculent la moyenne, l'écart type, le minimum, le maximum et le nombre d'observations des différentes caractéristiques des pistes²² de l'Ouest et de l'Est de l'île de Montréal. Par exemple, pour les pistes de l'Est, le gagnant du contrat, le prix de réserve²³, le nombre de soumissionnaires, le nombre d'entreprises venant de l'Est, le nombre d'entreprises venant de l'Ouest, le nombre d'entreprises venant d'en dehors de l'île de Montréal, la longueur de la piste et la distance de la piste au siège social de chaque firme soumissionnaire sont calculées. Elles comparent le taux de participation lors d'un appel d'offres selon les trois types de firmes (Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal). Ces premières analyses avec notre base de données nous permettront de nous donner un aperçu de l'asymétrie entre les firmes.

Une autre évaluation empirique de l'asymétrie est effectuée grâce à une régression du logarithme des soumissions de la firme i pour le contrat j (BIDS) sur le nombre de soumissionnaires (#BIDDERS), la longueur de la piste (LENGTH), la distance au site d'élimination de la neige (DUMP) et une variable temporelle (t). Nous parlerons dans la prochaine section du test similaire utilisé par Pesendorfer (2000) pour détecter la collusion et l'asymétrie lors d'un appel d'offres. La technique de Flambard et Perrigne (2006) a pour but de tester la relation causale entre la variable d'intérêt et les variables explicatives et si les coefficients diffèrent selon le type de firmes (Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal). Pour le marché de l'Est, elles testent l'équation suivante pour chacun des types de firmes :

$$\log \text{BIDS}_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 * \text{\#BIDDERS}_{i,j} + \beta_2 * \text{LENGTH}_{i,j} + \beta_3 * \text{DUMP}_{i,j} + t + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

²² Un secteur dans un arrondissement qui comprend plusieurs kilomètres de rue à déneiger

²³ C'est un prix *secret*, fixé préalablement par l'acheteur d'un service public, dans notre cas la ville de Montréal soumet une soumission publique pour l'octroi d'un contrat de déneigement, au-dessus duquel le service ne sera pas acheté. Généralement estimé par un ingénieur.

Ensuite, elles effectuent un test de Chow²⁴ pour démontrer si les coefficients des firmes de l'Est, de l'Ouest, ou d'en-dehors de l'île de Montréal sont significativement différents. Si un test de Chow n'est pas significatif entre deux groupes, elles les considèrent comme semblables et elles les regroupent. Elles réalisent un autre test de Chow entre le troisième groupe et les deux groupes réunis et si le test montre que les deux groupes ont des coefficients différents, elles attestent alors que l'asymétrie est présente dans le marché de l'Est. On répète la procédure pour notre marché de l'Ouest. Nous utiliserons ce test dans notre mémoire pour essayer de détecter si l'asymétrie est présente et affecte les soumissions entre les différentes firmes dans le secteur du déneigement à Montréal.

Après, elles analysent graphiquement la fonction de répartition cumulative de toutes les soumissions. S'il y a une asymétrie, on devrait trouver une dominance stochastique de la distribution de l'offre des soumissionnaires forts²⁵ sur la distribution de l'offre des soumissionnaires faibles²⁶. C'est-à-dire que selon Flambard et Perrigne (2006), la distribution de l'offre des soumissionnaires forts à tous les points sur la courbe devrait être plus élevée que la distribution de l'offre des soumissionnaires faibles. Ce test graphique est également très utile pour l'analyse de l'asymétrie dans notre mémoire.

Finalement, elles testent la dominance stochastique par un test de Smirnov-Kolmogorov²⁷. Un test d'hypothèse utilisé pour déterminer si un échantillon suit bien une loi donnée connue par sa fonction de répartition continue, ou bien si deux échantillons suivent la même loi. Si nous rejetons l'hypothèse nulle, nous concluons que les deux échantillons ne suivent pas la même loi, donc nous avons de l'asymétrie.

Dans notre mémoire, nous effectuons ces tests une première fois pour déterminer la présence d'asymétrie dans notre marché de l'Est et de l'Ouest. Ensuite, nous reprenons séparément leurs tests avec les firmes collusives ou compétitives. Si le facteur collusif est

²⁴ Voir la section 5.1.1 pour la méthodologie du test.

²⁵ Les entreprises de l'Est qui soumissionnent à l'est et les entreprises de l'Ouest qui soumissionnent à l'ouest.

²⁶ Les entreprises de l'Est qui soumissionnent à l'ouest et les entreprises de l'Ouest qui soumissionnent à l'est.

²⁷ Flambard, Véronique et Isabelle Perrigne, (2006). « Asymmetry in Procurement Auctions: Evidence from Snow Removal Contracts », *The Economic Journal*, vol. 116, no 514, p. 1020.

la cause de l'asymétrie dans nos marchés, nous retrouvons de l'asymétrie pour les firmes membres allégués du cartel, mais pas pour les firmes non membres du cartel.

2.4 Tests de Pesendorfer (2000) pour déceler l'asymétrie et le comportement collusif des firmes

Nous employons les techniques utilisées par Pesendorfer (2000) pour valider que l'asymétrie est une conséquence du comportement des firmes d'un cartel, lorsqu'il y a de la concurrence par des firmes ne faisant pas partie de ce cartel. Pesendorfer examine s'il existe des preuves d'asymétries entre les firmes d'un cartel et les firmes ne faisant pas partie de ce cartel. Pour ce faire, il teste deux prédictions : 1) le comportement des firmes non collusives diffère de celui des firmes collusives, c'est-à-dire les firmes qui ne sont pas membre du cartel ont une stratégie de soumission plus agressive ; 2) s'il y a une asymétrie, on devrait trouver une dominance stochastique de la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires membres du cartel.

Pour vérifier la première affirmation, il fait une régression par la méthode des moindres carrés ordinaires du logarithme naturel des soumissions ($b_{i,j}$) de la firme i pour le contrat j sur les caractéristiques observables des soumissionnaires de trois sous-groupes : toutes les firmes ne faisant pas partie du cartel (nc) (l'équation 3); les firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel (c) (l'équation 2); et les firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel plus toutes les firmes ne faisant pas partie du cartel²⁸.

$$\ln b_{i,j}^c = X_{i,j} \beta^c + \varepsilon_{i,j}^c \quad (2)$$

$$\ln b_{i,j}^{nc} = X_{i,j} \beta^{nc} + \varepsilon_{i,j}^{nc} \quad (3)$$

X est un vecteur de variables spécifiques au contrat pour chaque entreprise. $\varepsilon_{i,j}$ représente l'information privée de l'entreprise. Ensuite, il effectue un test de Chow pour démontrer si les coefficients des firmes de l'équation 2 et 3 ont des signes différents et significatifs. Il

²⁸ Les hypothèses au niveau de la classification des firmes en sous-groupes collusifs ou compétitifs sont définies à la section 3.

teste l'hypothèse nulle que les coefficients de la régression de la fonction de soumission d'une firme membre du cartel et ceux d'une firme non membre sont identiques, $\beta^c = \beta^{nc}$.

Par la suite, pour prouver la deuxième affirmation, il analyse graphiquement la fonction de répartition cumulative des soumissions des firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel et les firmes non membres du cartel. Pour filtrer les variations dans le temps et à travers les contrats, il utilise les résidus ($\varepsilon^{nc}_{i,j}$ et $\varepsilon^c_{i,j}$) de l'équation 2 et 3. On devrait trouver une dominance stochastique du premier ordre de la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires membres du cartel. C'est-à-dire que selon Pesendorfer (2000), la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel à tous les points sur la courbe devrait être plus basse que la distribution de l'offre des soumissionnaires membres du cartel.

2.5 Tests pour détecter le comportement potentiellement collusif

Selon Conley et Decarolis (2013), la littérature sur la collusion pour le truquage d'offres lors d'un appel d'offres peut être divisée en deux groupes : les études empiriques dans les marchés où l'existence de la collusion a été prouvée en cour (Pesendorfer (2000), Porter et Zona (1993)) et la littérature où la présence d'un cartel est seulement une possibilité. Autrement dit, les auteurs essaient de distinguer un marché compétitif d'un marché collusif (Kawai et Nakabayashi (2014), Conley et Decarolis (2013), Bajari et Ye (2003)). Dans cette section, nous nous attardons sur les tests de Porter et Zona (1993) et de Bajari et Ye (2003) étant donné que ces tests peuvent être transposés avec notre marché sous certaines hypothèses. Les avantages et les inconvénients pour notre mémoire de chacune des méthodes seront élaborés.

2.5.1 Test dans un marché où l'existence de la collusion a été prouvée en cour

Porter et Zona (1993) étudient les appels d'offres de 116 contrats publics de construction pour les autoroutes aux États-Unis de 1979 à 1985. Ils essaient d'identifier si le comportement des firmes suspectées de collusion diffère de celui des firmes compétitives. Dans ce marché, les auteurs classifient les 5 entreprises de constructions qui ont été jugées coupables de pratiques collusives par un tribunal américain, comme étant membre du cartel. Ils considèrent les autres firmes du marché comme étant compétitives. Ils utilisent le test sur le niveau des soumissions et le test sur l'ordonnancement des soumissions pour valider la différence comportementale entre ces deux groupes. Pour ce faire, ils emploient l'équation 4 ci-dessous.

$$\ln b_{i,j} = \alpha_j + X_{i,j} \beta + \varepsilon_{i,j}^c \quad (4)$$

$\ln b_{i,j}$ est le logarithme naturel de la soumission de la firme i pour le contrat j . α_j est un effet fixe pour chaque enchère j et $X_{i,j}$ est un vecteur de variables spécifiques au contrat j pour chaque entreprise i . $\varepsilon_{i,j}$ représente l'information privée de l'entreprise i pour le contrat j . Les auteurs regroupent les variables explicatives suivantes dans le vecteur $(X_{i,j})$: les commandes inexécutées de la firme au moment de l'enchère, la capacité de la firme, le taux d'utilisation de la capacité d'une firme, une variable dummy égale à un si le siège social de la firme soumissionnaire est sur l'île de Long Island et une variable dummy égal à un pour les firmes non membres du cartel qui n'ont jamais gagné un contrat.

Pour le test sur le niveau des soumissions, les auteurs estiment l'équation 4 par la méthode des moindres carrés généralisés et utilisent la variance spécifique aux enchères pour pondérer les données et résoudre le problème d'hétéroscédasticité. Ils appliquent cette régression sur trois sous-groupes : toutes les soumissions des firmes ne faisant pas partie du cartel; les soumissions des firmes membres du cartel; et toutes les soumissions des deux groupes. Ensuite, ils effectuent un test de Chow pour démontrer si les coefficients des firmes membres et non membres ont des signes différents et significatifs. Il teste l'hypothèse nulle que les coefficients de la régression de la fonction de soumission d'une firme membre du cartel et ceux d'une firme non membre sont identiques.

Nous effectuons ce test dans notre mémoire, car avec celui-ci, nous pouvons déterminer si le comportement des firmes collusives et compétitives est différent. En effet, sous certaines hypothèses nous caractérisons les firmes en sous-groupes collusifs ou compétitifs. Cependant, nous utilisons les variables utilisées par Flambard et Perrigne (2006) pour effectuer ces tests. Nous jugeons qu'ils représentent mieux les particularités de notre marché du déneigement à Montréal.

Pour le test sur l'ordonnement des soumissions, en premier lieu, les auteurs classent les soumissions de la plus basse à la plus élevée pour chacune de celles-ci. Ensuite, à l'aide d'un logit multinomial (MNL), ils font la régression de l'équation 4 et ils comparent le processus d'ordonnement de trois sous-ensembles pour le groupe de firmes collusives et pour le groupe de firmes compétitives : toutes les soumissions gagnantes; toutes les soumissions, excepté la soumission gagnante; et toutes les soumissions.

En théorie, pour le groupe collusif, le plus bas soumissionnaire est le seul à émettre une soumission ayant pour but de remporter l'appel d'offres. Nous devons, donc trouver une différence au niveau de l'ordonnement pour les firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel et les autres firmes du cartel. Parallèlement, dans notre groupe compétitif, cette distinction entre l'ordonnement des firmes adjudicatrices d'un contrat et les autres firmes doit être inexistante, car toutes les firmes soumettent une soumission dans le but de décrocher le contrat. Par conséquent, les auteurs veulent capter cette différence dans le processus d'ordonnement entre les deux groupes et ceci peut être un indice de collusion.

2.5.2 Test pour un marché où la collusion et la présence d'un cartel sont seulement une possibilité

Kawai et Nakabayashi (2014), utilise des données d'une variante du plus bas soumissionnaire (first-price sealed-bid), c'est-à-dire un mécanisme avec un prix de réserve caché. En fait, ce mécanisme d'enchères est exactement le même que celui du plus bas soumissionnaire, celui de notre marché du déneigement à Montréal, tant que la soumission la plus basse est inférieure aux prix de réserve. Dans ce cas, le plus bas soumissionnaire

devient le gagnant. Si aucune des offres n'est inférieure au prix de réserve, l'acheteur révèle la plus basse soumission à tous les soumissionnaires et sollicite un second tour avec les mêmes soumissionnaires et le même prix de réserve. Après le troisième tour, si aucune des offres n'est inférieure au prix de réserve, une négociation bilatérale a lieu entre le plus bas soumissionnaire du troisième tour et l'acheteur. Avec ces données, les auteurs examinent les contrats couvrant la plupart des projets de construction par le gouvernement japonais de 2003 à 2006. Afin de déterminer si la collusion existe, les auteurs utilisent une idée qui est similaire au concept de discontinuité par régression. Ils recherchent des tendances dans les données où l'identité des soumissionnaires les plus bas est très persistante dans les différents tours. Conformément à la désignation d'un gagnant prédéterminée parmi les membres du cartel et au-delà d'un comportement qui peut être expliqué par le comportement d'un marché concurrentiel. Cette méthode, bien qu'elle ne requière pas l'identité explicite des membres d'un cartel accusés en cour²⁹, ne convient pas à notre marché en raison du mécanisme pour déterminer le gagnant de la soumission avec des tours successifs.

Conley et Decarolis (2013) étudient deux marchés où les appels d'offres sont déterminés selon les enchères moyennes. Celles-ci sont caractérisées par le fait que le gagnant est décidé par un algorithme qui élimine toutes les soumissions qui sont jugées trop « belles pour être vraies », c'est-à-dire exclure toutes celles qui sont au-dessous d'un certain seuil lié à la moyenne des soumissions. Dans un premier temps, ils ont utilisé 276 soumissions pour les travaux de voirie de la ville de Turin entre 2000 et 2003 comme groupe test, c'est-à-dire qu'ils ont validé leur modèle avec ces données où la présence du cartel a été prouvée en cour. Ensuite, ils ont testé dans un marché où il n'y a aucune connaissance préalable de la présence d'un cartel. Leurs tests économétriques visent à différencier le comportement des firmes collusives à celui d'un groupe comparable d'entreprises qui ne font pas partie du cartel et analyser comment les entreprises membres du cartel peuvent coordonner leurs soumissions pour changer le seuil qui détermine

²⁹ Les autorités antitrust japonaises n'ont rapporté que quatre cas de collusion contre les entreprises de construction, mais les auteurs ont identifié plus de 1000 firmes où leur conduite est inconsistante avec un comportement compétitif.

l'attribution du contrat. Leur technique requiert un marché où les appels d'offres sont déterminés selon les enchères moyennes, ce qui n'est pas compatible avec notre marché.

Bajari et Ye (2003) veulent développer des outils simples et efficaces qui peuvent être utilisés par les régulateurs pour détecter le truquage des offres. Pour ce faire, ils élaborent un modèle compétitif d'enchères. Leur modèle stipule un marché compétitif d'enchères et repose sur cinq conditions théoriques à respecter pour être en équilibre compétitif. Un projet public unique et indivisible est aux enchères, dans lequel N entreprises se font concurrence pour en obtenir le contrat. Les entreprises ont des coûts privés indépendants. Chaque entreprise *i* sait sa propre estimation des coûts (*c_i*), mais pas les estimations de coûts des autres entreprises (*c_{-i}*). *c_i* provient d'une fonction de distribution cumulative *F_i* (.) et d'une fonction de densité *f_i* (.). Les deux sont connues de toutes les entreprises participantes avant que l'appel d'offres ne commence. Une soumission aux enchères est menée : les entreprises soumettent des offres scellées, et le plus bas soumissionnaire remporte le contrat à un prix égal à l'offre présentée par le soumissionnaire.

Pour valider leur modèle, ils testent deux de leurs cinq hypothèses : l'indépendance conditionnelle et l'interchangeabilité. Pour ce faire, ils régressent l'équation 5 avec la méthode des moindres carrés ordinaires

$$\frac{BIDS_{i,j}}{EST_j} = \beta_0 + \beta_1 * LDIST_{i,j} + \beta_2 * CAP_{i,j} + \beta_3 * MAXP_{i,j} + \beta_4 * LMDIST_{i,j} + \beta_5 * CON_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (5)$$

BIDS_{i,j} est la soumission de la firme *i* pour le contrat *j*, *EST_j* est l'estimé d'un ingénieur du coût pour effectuer le contrat *j*, *LDIST_{ij}* est le logarithme naturel de la distance entre le siège social de la firme *i* et l'emplacement géographique du contrat *j* à effectuer, *CAP_{i,j}* est la capacité utilisée pour la firme *i* pour le contrat *j*, *MAXP_{i,j}* est le pourcentage maximal de la capacité libre de toutes les firmes *i* pour un contrat *j*, *LMDIST_{i,j}* est le logarithme naturel de la plus petite distance à parcourir entre le siège social de la firme *i* et l'emplacement géographique du contrat *j* à effectuer entre toutes les firmes soumissionnaires et *CON_{i,j}* est la proportion des contrats effectuée dans un même état américain par une firme *i* avant l'appel d'offres *j*.

L'indépendance conditionnelle implique, après avoir contrôlé pour tous les renseignements sur les coûts qui sont publiquement observés par les entreprises, que les soumissions doivent être indépendantes. Cependant, si la collusion existe, nous pourrions nous attendre à trouver des offres corrélées, par exemple, des membres du cartel soumettent des soumissions fantômes pour donner l'apparence d'une concurrence lors de l'appel d'offres.

L'interchangeabilité signifie que toutes entreprises qui ont à la même structure de coûts se comportent de manière identique. De plus, si un appel d'offres est non-collusoire, l'information publique disponible devrait interchanger de façon équivalente les soumissions des firmes quand on observe publiquement le coût. S'il y a de la collusion, nous pourrions trouver que l'information publique disponible n'affecte pas les membres du cartel de la même manière qu'un groupe d'entreprises ne faisant pas partie du cartel.

Un aspect unique de leur modèle est que les soumissionnaires peuvent être asymétriques, c'est-à-dire, ex ante, les coûts des soumissionnaires peuvent ne pas être identiques. De plus, leurs méthodes pour distinguer un marché compétitif d'un marché collusif ne doivent pas être basées sur les données d'un marché où la collusion a été prouvée en cour, mais seulement une possibilité. Ceci cadre très bien avec notre marché du déneigement à Montréal. Nous utilisons ces deux tests dans notre mémoire pour valider notre hypothèse sur les tests d'asymétries avec les groupes collusifs et compétitifs de Flambard et Perrigne (2006).

3 Description de nos données

Ce chapitre est divisé en cinq parties. Tout d'abord, nous expliquons notre démarche de collecte et de compilation des données. Après, nous examinons les particularités de nos données. Par la suite, nous regardons de plus près nos types de contrats et l'harmonisation de nos données. Nous résumons la collecte des données de Flambard et Perrine (2006). Ensuite, nous décrivons le processus d'adjudication des contrats dans le marché du déneigement à Montréal. Après quoi nous présentons nos principales variables d'intérêt. Ensuite de quoi, nous définissons notre groupe de firmes collusif et compétitif. Par la suite, nous décrivons nos statistiques descriptives. Finalement, nous soulignons les faiblesses de nos données.

3.1 Collecte et compilation des données

Le déneigement, la location d'équipements, le transport de la neige vers les sites d'élimination et les opérations d'élimination de la neige sont les principaux secteurs d'activité relatifs aux opérations de déneigement à la ville de Montréal. Les contrats de déneigement incluent les travaux de déblaiement, de chargement, de transport de la neige des voies publiques et des trottoirs vers les sites d'élimination. Les contrats de location d'équipement, ainsi que les contrats de transport de la neige et les contrats d'opération d'élimination de la neige font partie d'activités distinctes puisque dans certains arrondissements ces activités peuvent être réalisées en régie, confiées à contrat à des entrepreneurs privés ou faire l'objet d'une combinaison de ces deux modes de fonctionnement. Pour nous assurer d'une base de données homogène, nous nous sommes attardés exclusivement aux contrats de déneigement, puisque ces quatre activités ne sont pas des services comparables.

Pour obtenir les données relatives aux contrats de déneigement, nous avons procédé à une demande d'accès à l'information, auprès du service du greffe de 17 des 19 arrondissements de la ville de Montréal³⁰. Dans ces demandes, nous avons indiqué que nous voulions le sommaire décisionnel et le procès-verbal de la séance d'ouverture des soumissions pour chacun des contrats de déneigement pour les années 2006 à 2010³¹. Nous

³⁰ Les arrondissements de Verdun, LaSalle et L'Île-Bizard effectuent leurs activités de déneigement exclusivement en régie.

³¹ Voir un exemple à l'annexe A pour l'arrondissement de Montréal-Nord.

avons récolté tous les soumissionnaires et la firme adjudicatrice de chaque contrat. De plus, nous avons effectué une deuxième demande d'accès à l'information pour obtenir les cahiers des charges³². Ceux-ci comprennent des variables d'intérêts importantes, comme la longueur en kilomètre des rues à déneiger, ainsi que la distance des pistes au site d'élimination de la neige et lieu de la piste à déneiger dans l'arrondissement. Cette dernière donnée nous a permis de calculer la distance en kilomètre entre le siège social d'une firme soumissionnaire et le milieu de la piste à déneiger, à l'aide de Google Maps. Après avoir reçu cette information, nous avons dû compiler à la main toute cette information dans plusieurs tableaux Excel.

3.2 Les particularités de nos données.

Pour nos contrats avec la possibilité de soumissionner pour des durées distinctes, l'option retenue est celle de la soumission adjudicatrice. Par exemple, pour un contrat j , si une firme peut soumissionner un montant x pour un an, un montant y pour 3 ans et un montant z pour 5 ans et si la soumission retenue est le montant z pour 5 ans, nous considérons ce contrat comme étant un contrat de 5 ans avec option.

Quelquefois, lors d'un même appel d'offres, une firme peut soumissionner sur un seul contrat ou sur une combinaison de plusieurs contrats³³. Dans ce cas-ci, nous avons fait l'hypothèse que tous les contrats sont séparés.

Pour les contrats avec option de prolongement pour une durée déterminée, si l'option de renouvellement est exercée par l'arrondissement, nous incluons à la durée totale du contrat, la durée de l'option renouvelée. Par exemple, un contrat de trois ans avec prolongation de deux ans exercée, la durée totale est de cinq ans.

Voici quelques particularités trouvées lors d'un appel d'offres. À St-Léonard, le processus pour l'adjudication d'un contrat est le suivant : les écarts entre les soumissionnaires de chaque contrat sont calculés, et ce, pour chacune des options (durée un an ou cinq ans); le contrat présentant l'écart le plus important est accordé au plus bas soumissionnaire. Dans les arrondissements de Lachine et de Rivière-des-Prairies-Pointe-

³² C'est un document avec les conditions qui doit être respecté par le soumissionnaire lors de la réalisation d'un projet.

³³ Rappel, un contrat équivaut à une piste à déneiger.

aux-Trembles, un contrat a été accordé au deuxième plus bas soumissionnaire, nous considérons le plus bas soumissionnaire comme étant le gagnant du contrat. Il y a un contrat à St-Laurent en vertu de l'article 16 des clauses générales 2001 où le contrat a été annulé. Nous l'avons intégré à notre échantillon. À Côtes-des-Neiges, lors d'un appel d'offres, seulement deux contrats sur quatre ont été adjugés. Puisque nous avons les informations pertinentes de tous les soumissionnaires sur les quatre contrats, nous avons inclus tous les contrats dans notre échantillon. Dans le Plateau-Mont-Royal, une entreprise s'est désistée, même si elle a soumis la plus basse soumission. Nous considérons cette dernière comme étant la gagnante du contrat.

3.3 Types de contrats et l'harmonisation de nos données

Nous trouvons une grande disparité dans nos données. Nous avons 24 types³⁴ de contrats différents et des soumissions unitaires en \$/m, des soumissions annuelles avec des prix annuels et des soumissions totales avec des prix pour l'ensemble du contrat. Pour avoir une unité de mesure comparable, nous harmonisons nos soumissions en un prix unitaire par mètre métrique (\$/m). Par conséquent, dans le cas où la firme soumet un prix annuel, celui-ci est divisé par la longueur de la piste à déneiger. Dans l'éventualité où la soumission est un prix total pour la durée du contrat, nous divisons celle-ci par la durée totale du contrat et par la longueur de la piste à déneiger.

Étant donné l'hétérogénéité dans le type de contrat entre les arrondissements, nous avons construit deux échantillons : un échantillon avec la totalité des contrats disponibles ou calculés en \$/m et un échantillon avec les contrats homogènes de trois, quatre, cinq et sept ans sans option. Ces deux sous-ensembles nous permettent d'obtenir le plus grand échantillon réalisable et qui varie dans le temps. Notre population comprend en tout 67 contrats et 282 soumissions. Nos deux échantillons comprennent respectivement, 50 et 17 contrats dans le marché de l'Est et de l'Ouest. Nous retrouvons respectivement 189 et 93 soumissions au total dans nos deux marchés.

³⁴ Voir annexe B

3.4 Collecte des données de Flambard et Perrine (2006)

Les appels d'offres recueillies par Flambard et Perrine (2006) dans le secteur du déneigement à Montréal vont de la période 1990 à 1998³⁵. Les soumissions respectives sont pour des contrats homogènes de cinq ans sans option. Pour chaque appel d'offres, la longueur de la piste en mètres, la location exacte du contrat à effectuer, le prix de réserve³⁶ en (\$/m), l'identité et la soumission de chaque firme en (\$/m) et le nombre de soumissionnaires sont inclus. Au cours de la période, 61 appels d'offres ont eu lieu, 60 firmes différentes ont participé aux appels d'offres. Nous retrouvons un sommaire des principales statistiques dans le tableau 1 de l'annexe E.

3.5 Processus d'adjudication dans le marché

Avant toute chose, il est important de comprendre le processus d'adjudication des contrats pour les opérations de déneigement, autrement dit, la méthode d'octroi de contrats, dans chacun des arrondissements de la ville de Montréal. En vertu de l'article 142 de la Charte de la Ville de Montréal, le conseil municipal, c'est-à-dire la ville centre, a délégué à chaque conseil d'arrondissement les activités d'entretien du réseau de voirie artérielle, lesquelles incluent notamment les opérations de déneigement sur son territoire.

Le déneigement est un service effectué par les arrondissements et ils décident du mode de soumissions, le prix de réserve, etc. Chaque arrondissement lors du dépôt de leur budget au printemps fait une prévision de leurs coûts en déneigement. Il procède à un appel d'offres vers la fin de l'été lorsque le contrat vient à échéance. Une fois que les firmes ont soumis leurs prix, le plus bas soumissionnaire dans le marché remporte l'appel d'offres.³⁷ Chaque contrat est généralement pour une période de un an, deux ans, trois ans ou cinq ans. Le début des travaux débute le 15 novembre et se termine le 15 mars. Une prolongation est possible jusqu'au 31 mars en fonction des conditions météorologiques. La durée et les différentes options du contrat varient d'un arrondissement à un autre et d'une année à une autre³⁸. Dépendamment de l'arrondissement et du contrat, les firmes soumettent trois types

³⁵ La base de données n'était pas disponible, donc nous n'avons pas refait nos tests pour les années 1990-1998.

³⁶ Le prix de réserve est un prix estimé par un ingénieur au-dessus duquel la ville rejette la soumission.

³⁷ La seule exception est l'arrondissement de St-Léonard. Les écarts entre les soumissionnaires de chaque contrat sont calculés, et ce, pour chacune des options. Le contrat présentant l'écart le plus important est accordé au plus bas soumissionnaire.

³⁸ Voir à cet effet, l'annexe B pour le détail des contrats recensés.

de soumission : un prix unitaire par mètre métrique (\$/m), un prix annuel ou un prix total pour la durée du contrat.

De plus, en fin d'année, les prix soumis sont indexés suivant l'indice des prix à la consommation (IPC) et une correction de paiement a lieu si le prix du carburant varie de façon substantielle³⁹. En raison de la variabilité des précipitations, pour chaque centimètre de neige au-dessus (au-dessous) de 180 ou 200 centimètres, l'arrondissement augmente (diminue) le prix de 0.4 %. Si le total des précipitations pour la saison est inférieur à 100 cm, un prix minimum est garanti et le prix ne peut pas descendre en dessous de 60 % de la valeur de l'offre soumise.

3.6 Variables d'intérêt

Pour nos différents tests statistiques et économétriques, nous utilisons les variables des équations 1 et 5, soit celles employées par Flambard et Perrine (2006) et Bajari et Ye (2003) respectivement. Pour l'équation 1, le cahier des charges comporte la plupart des informations pertinentes pour déterminer la soumission d'une firme i pour le contrat j : la longueur en kilomètre des rues à déneiger ($LENGTH_{i,j}$), ainsi que la distance des pistes au site d'élimination de la neige ($DUMP_{i,j}$). Les auteures approximent le coût de livraison des firmes en fonction de leur emplacement géographique (Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal) et le lieu du contrat à effectuer. Nous préférons avoir recours à la distance en km pour évaluer le coût de livraison comme Bajari et Ye (2003) et nous avons dû calculer la distance nous-mêmes entre le siège social de la firme et le point de déneigement ($DIST_{i,j}$)⁴⁰. La variable pour la précipitation annuelle de neige ($Neige_t$) est également contenue dans le cahier des charges. Elle correspond pour chaque arrondissement au total des précipitations sur un an calculé par la station de nivométrie située à Dorval.

Pour l'équation 5, (EST_j) est l'estimation d'un ingénieur du coût pour effectuer le contrat j . Puisque l'estimation de l'ingénieur n'est pas disponible, nous utilisons la soumission la plus élevée de chaque appel d'offres comme proxy pour le prix de réserve ($PR_{i,j}$). La contrainte de capacité ($CAP_{i,j}$) est définie comme la soumission maximale

³⁹ Le calcul de l'indexation pour la variation du prix du carburant et de la variation des précipitations de neige est inscrit dans le cahier de charges et change d'un arrondissement à un autre.

⁴⁰ Nous avons fait l'hypothèse que le siège social de la firme est également le principal lieu des opérations de la firme.

jamais soumissionnée par l'entreprise dans notre échantillon. $MAXP_{i,j}$ est le prix maximum soumis par toutes les firmes pour le contrat j , excepté la firme i . La variable $CON_{i,j}$ est définie comme tous les contrats gagnés dans l'arrondissement y avant la période t pour la firme i divisée par le total des contrats gagnés dans l'arrondissement y pour cette même firme i .

3.7 Définition de notre groupe de firmes collusif et compétitif

Nous devons définir notre groupe de firmes collusif et compétitif lorsque nous reprenons les tests d'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006) avec ces deux groupes. Il en est de même pour le test économétrique de collusion de Pesendorfer (2000), le test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993) et le test d'asymétrie de Pesendorfer (2000).

L'enquête menée par le *Bureau de l'inspecteur général*⁴¹ permet de conclure à un partage du territoire dans le domaine du déneigement. Un entrepreneur qui avoue avoir déjà fait de la collusion affirme que des entrepreneurs en déneigement discutent entre eux afin de déterminer qui va soumissionner, dans quel secteur et à quel montant. Selon *Bureau de l'inspecteur général*, une vingtaine d'entrepreneurs ont été identifiés par de nombreux témoins rencontrés, comme participant à des activités de nature collusoire. Il a également noté que dans onze arrondissements⁴², sept dans le marché de l'Est et quatre dans le marché de l'Ouest, des entrepreneurs obtiennent, année après année, les contrats de déneigement.

À regret, le rapport n'identifie pas les entreprises impliquées dans la collusion, excepté les onze arrondissements où ces firmes obtiennent les contrats de déneigement. Pour déceler notre groupe de firmes membres alléguées du cartel ou collusives, nous considérons les gagnants d'un contrat de l'un de ces onze arrondissements durant notre période d'analyse, 2006-2010, comme étant membres allégués du cartel. Notre hypothèse semble juste, puisque tel qu'indiqué par le *Bureau de l'inspecteur général*, une vingtaine d'entrepreneurs se partagent les contrats dans ces arrondissements. Une compilation des

⁴¹ Bureau de l'inspecteur général de Montréal, Rapport sur le déneigement et ses pratiques à Montréal, 23 novembre 2015, page 12-13.

⁴² Ahuntsic-Cartierville, Anjou, Côte-des-Neiges–Notre-Dame-de-Grâce, Mercier–Hochelaga-Maisonneuve, Outremont, Pierrefonds-Roxboro, le Plateau-Mont-Royal, Rivière-des-Prairies–Pointe-aux-Trembles, Rosemont-La Petite-Patrie, Saint-Laurent et Saint-Léonard.

firmer adjudicatrices d'un contrat dans ces territoires nous donne un total de 24 firmes⁴³, 11 firmes où le siège social se situe dans l'Est, 8 firmes où le siège social est localisé dans l'Ouest et 5 où le siège social se trouve en dehors de l'île de Montréal. Par conséquent, ces 24 firmes constituent nos firmes membres alléguées du cartel ou groupe collusif et les autres firmes composent nos firmes non membres du cartel ou groupe compétitif⁴⁴.

3.8 Statistiques descriptives

Notre description des données traite des sous-thèmes suivants : (1) le marché de l'Est et de l'Ouest (2) les firmes dans le marché (3) le prix unitaire et (4) les autres variables.

3.8.1 Marché de l'Est et de l'Ouest

Le 20 juin 2004, il y a eu les défusions sur l'île de Montréal. 15 arrondissements ont été touchés. De 2006 à 2010, 19 arrondissements⁴⁵ composaient la ville de Montréal. Cependant, il vaut la peine de se questionner sur les marchés géographiques pertinents. Selon Flambard et Perrine (2006), au-dessus d'une certaine distance entre le siège social de la firme et la piste à déneiger, les firmes situées relativement loin de l'emplacement de déneigement devront louer un espace de stockage pour leurs équipements et leurs camions et ce peut-importe la distance restante entre la piste à déneiger et le siège social de la firme. En effet, il nous semble plus pratique de diviser le marché montréalais en deux marchés géographiques : le marché de l'Est industrialisé et le marché de l'Ouest urbanisé. Nous proposons de subdiviser les 19 arrondissements selon ces deux marchés définis par Flambard et Perrine (2006). Le boulevard Saint-Laurent coupe transversalement l'île de Montréal en deux et il détermine le marché auquel l'arrondissement fait partie. Avec cette

⁴³ Voir le tableau de l'annexe C et D pour les firmes membres et non membres du cartel

⁴⁴ L'enquête n'identifie pas explicitement les membres du cartel, puisque des procédures judiciaires sont en cours. Notre hypothèse est la meilleure façon de déterminer les membres du cartel étant donné cette contrainte.

⁴⁵ Les arrondissements de Verdun, LaSalle et L'Île-Bizard effectuent leurs activités de déneigement exclusivement en régie. De plus au cours de la période 2006-2010, Rosemont-La Petite-Patrie n'a pas effectué d'appel d'offres pour son déneigement. Par conséquent, dans notre analyse nous nous attardons sur 15 arrondissements 9 dans le marché de l'est et 6 dans le marché de l'Ouest.

segmentation, nous trouvons 10 arrondissements dans le marché de l'Est et 9 arrondissements dans le marché de l'Ouest⁴⁶.

Il y a eu 67 appels d'offres de 2006 à 2010, 50 dans le marché de l'Est et 17 dans le marché de l'Ouest. Nous remarquons d'après les tableaux 2 et 3 que la plupart des appels d'offres ont eu lieu dans le marché de l'Est pour un total de 141, 982 millions de dollars comparativement à 51, 334 millions de dollars pour le marché de l'Ouest. De plus, le marché de l'Ouest semble légèrement plus compétitif que le marché de l'Est avec en moyenne 5,47 soumissions par contrat et 3,78 soumissions par contrat respectivement.

TABLEAU 2 — Statistiques descriptives dans le marché de l'Est de 2006-2010 (en millier de \$)

Année	Marché de l'est			
	Total \$ Accordé	Nombre de Contrats	Nombre de firmes	Soumissions par contrat
2006	66 031 \$	24	23	3,75
2007	14 737 \$	5	12	5,80
2008	26 251 \$	8	10	4,63
2009	1 951 \$	3	2	1,00
2010	33 012 \$	10	12	3,00
Total	141 982 \$	50		3,78

Notes pour Tableau 2 et 3. La colonne Total \$ Accordé correspond au montant total des contrats accordés au cours de l'année en millier de \$. La Colonne Nombre de Contrats correspond à la quantité de contrats accordés au cours d'une année. La colonne Nombre de firmes correspond au nombre de firmes différentes ayant soumissionné à au moins un contrat au cours de l'année. La colonne Soumissions par contrat est la moyenne du nombre de soumissions par contrat au cours de l'année. Pour l'année 2008 dans le marché de l'Ouest, il n'y a pas de contrat.

⁴⁶ Il est à noter que les arrondissements mitoyens au boulevard St-Laurent (Ville-Marie, Le Plateau-Mont-Royal, Rosemont-La Petite-Patrie et Ahuntsic-Cartierville) ont été désignés comme faisant partie du marché de l'est.

TABLEAU 3 — Statistiques descriptives dans le marché de l'Ouest de 2006-2010 (en millier de \$)

Marché de l'ouest				
Année	Total \$ Accordé	Nombre de Contrats	Nombre de firmes	Soumissions par contrat
2006	14 691 \$	5	10	5,00
2007	17 998 \$	6	13	8,17
2008	- \$	0	0	0,00
2009	8 018 \$	3	9	4,00
2010	10 627 \$	3	4	2,33
Total	51 334 \$	17		5,47

3.8.2 Firmes dans le marché

Les tableaux 4 à 7 de l'Annexe E présentent les statistiques descriptives des firmes adjudicatrices membres allégués du cartel et non membres du cartel pour le marché de l'Est et de l'Ouest.

Dans le marché de l'Est de 2006 à 2010, 50 appels d'offres ont eu lieu, 44 contrats ont été gagnés par notre groupe hypothétique de firmes membres alléguées du cartel et 6 contrats ont été remportés pour nos firmes compétitives. Les 18 firmes du premier groupe ont 83,2 % des parts de marché. De plus, nous pouvons remarquer dans le tableau 5 de l'Annexe E que les cinq firmes compétitives ont remporté 100 % des appels d'offres auxquels ils ont participé. En effet, ces dernières ont les soumissions les plus basses lorsqu'ils entrent dans le marché. Ceci est également un indice de collusion. Par ailleurs, les firmes dans le marché de l'Est ont l'air peu concentrées lorsqu'on analyse l'ensemble du territoire. En effet, les parts de marché des 23 firmes oscillent entre 1.3 % et 12.4 %. Même si ce marché semble être un marché peu concentré lorsqu'il est pris dans sa totalité, il n'en va pas de même pour ses arrondissements qui le composent. Effectivement, nous présentons dans le tableau 8 ci-dessous, la firme dominante, le pourcentage des parts de

marché de la firme dominante et l'indice Herfindahl^{47,48} pour chaque arrondissement du marché de l'Est et de l'Ouest au cours de la période étudiée. Dans tous les arrondissements, nous retrouvons un indice Herfindahl supérieur à 0.25, ce qui indique un marché fortement concentré. De plus, nous observons que le pourcentage des parts de marché de la firme dominante est supérieur à 50 % dans neuf des dix arrondissements.

Dans le marché de l'Ouest, pendant la période allant de 2006 à 2010, il y a eu 17 appels d'offres dans notre secteur, 15 contrats ont été gagnés par notre groupe hypothétique de firmes membres alléguées du cartel et 2 contrats ont été remportés pour nos firmes compétitives. En observant les données de ce marché, il s'avère que nous avons les mêmes caractéristiques que notre marché de l'Est. En effet, les firmes collusives ont 89,9 % des parts de marché, les firmes compétitives ont obtenu l'entièreté des contrats auxquels ils ont soumissionné, tous les arrondissements ont un indice Herfindahl supérieur à 0.25 et le pourcentage du marché de la firme dominante est supérieur à 50 % dans cinq des six arrondissements.

En comparant nos deux marchés hypothétiques, on retrouve un indice Herfindahl moyen de 0.48 pour les arrondissements de l'Est et de 0.66 pour les arrondissements de l'Ouest. D'après cette mesure, nos deux marchés semblent très concentrés.

⁴⁷ L'indice Herfindahl mesure quantitativement la concentration du marché et se calcule de la façon suivante : $H = \sum_{n=1}^N (x_n)^2$, où x_n est la part de marché de la firme n .

⁴⁸ Selon, The United States Department of Justice (2013), un indice IHH plus petit que 0.15 représente un marché peu concentré, un indice entre 0.15 et 0.25 indique un marché modérément concentré et un indice supérieur à 0.25 évoque un marché fortement concentré.

TABLEAU 8 – Concentration des firmes dans un arrondissement pour le marché de l’Est et de l’Ouest entre 2006 et 2010

Marché		Arrondissement	Contrats	Firme dominante	% du marché de la firme dominante	IHH	
Est	Cartel	Le Plateau-Mont-Royal	2	66	100,0%	1,00	
		Mercier-Hochelaga	4	5	58,1%	0,43	
		Anjou	8	35	59,6%	0,52	
		Rosemont–La Petite-Patrie	pas de contrat de 2006-2010				
		Ahuntsic	7	2	56,2%	0,38	
		St-Léonard	12	7	53,5%	0,35	
		RDP-PAT	7	16	51,8%	0,36	
	Compétitif	Ville-Marie	4	12	47,0%	0,36	
		Montréal-Nord	2	18	50,1%	0,50	
		Villeray-St-Michel	4	3	52,9%	0,39	
Ouest	Cartel	Outremont	1	4	100,0%	1,00	
		Pierrefonds-Roxboro	1	38	100,0%	1,00	
		Côte-des-Neiges	8	1	42,8%	0,35	
		St-Laurent	2	8	54,2%	0,50	
	Compétitif	L’île-Bizard					
		Sud-Ouest	3	1	68,0%	0,56	
		Lachine	2	15	58,7%	0,52	

Notes. La colonne Contrats correspond au nombre de contrats accordés par un arrondissement de 2006 à 2010. La colonne Firme dominante correspond à la firme qui a obtenu la plus grande part de marché en termes de dollars de 2006 à 2010. La colonne % du marché de la firme dominante est le pourcentage des parts de marché de la firme dominante dans un arrondissement. La colonne IHH est l’indice Herfindahl de la firme dominante dans un arrondissement.

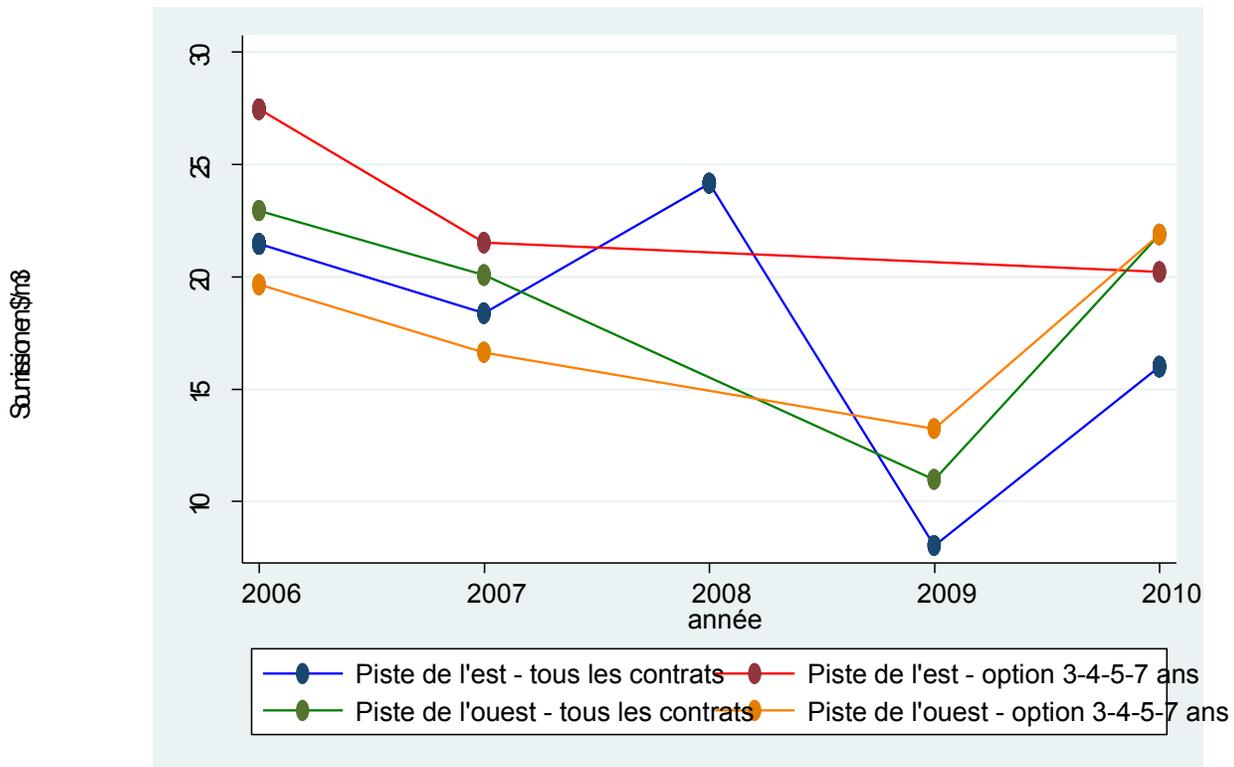
3.8.3 Prix unitaire et autres variables explicatives

Nous avons produit les principaux tableaux et graphiques en Annexe E et F pour les prix unitaires en \$/m et les autres variables explicatives selon nos deux échantillons décrits dans la section 3.3 pour notre marché de l’Ouest et de l’Est.

Analyse avec tous les contrats

Tout d’abord, selon le tableau 9 à l’Annexe E, nous trouvons pour le marché de l’Est de 2006-2010 un prix moyen pour les soumissions gagnantes de 19,69 \$/m. Selon les arrondissements, la durée et le type de contrat, le prix moyen fluctue de 3,24 \$/m à 33,76 \$/m. De plus, la Figure 1 ci-dessous montre une tendance générale à la baisse entre 2006 et 2010. Nous observons un creux dans les prix entre 2008 et 2009 avec une pointe à 3,24 \$/m et une légère hausse entre 2007 à 2008 et entre 2009 à 2010.

Figure 1 – Soumissions moyennes gagnantes pour le marché de l’Est et de l’Ouest de 2006 à 2010



Notes. Le graphique de la ci-dessus correspond à la moyenne des soumissions gagnantes au cours d’une année en $\$/m^3$ pour les pistes de l’est et les pistes de l’ouest avec tous les contrats ou seulement les contrats avec option de 3-4-5-7 ans.

Dans le marché de l’Ouest selon le tableau 10 à l’Annexe E, le prix moyen des soumissions gagnantes varie de 6,50 $\$/m$ à 37,45 $\$/m$ et nous trouvons une moyenne de 19,64 $\$/m$ au cours de la période. Une analyse graphique de la Figure 1, nous permet de trouver une tendance baissière de la moyenne des soumissions gagnantes entre 2006 à 2009 et une forte hausse par la suite.

Dans le marché de l’Est, il y a une compétition assez faible lors des enchères, voir le tableau 9 à l’Annexe E. Lorsque l’on regarde la moyenne du nombre de soumissionnaires par appel d’offres, nous retrouvons une moyenne de 3.78. Le nombre de participants a fluctué d’un à huit soumissionnaires. L’écart-type est peu élevé, 67 % des observations sont regroupées entre 1 et 5 soumissionnaires. Nous retrouvons une forte corrélation

négative de -0.70 entre le prix d'une soumission et la longueur d'une piste et une corrélation positive de 0.15 entre le prix d'une soumission et la distance de la piste au site d'élimination de la neige. Dans le premier cas, nous expliquons cette relation par le fait que les firmes dans cette industrie ont des coûts fixes importants, une augmentation de la longueur de la piste permet à la firme de bénéficier d'une économie d'échelle. Dans le deuxième cas, l'augmentation des coûts de transports encourue explique cette relation positive.

Dans notre territoire de l'Ouest, nous constatons une compétition plus importante que dans le marché de l'Est. Nous retrouvons une moyenne de 5,47 soumissions par appel d'offres. L'écart-type est également plus élevé que dans le marché de l'Est, 70 % des observations sont regroupées entre 2 et 8 soumissionnaires. De plus, il s'avère aussi que la relation est négative entre le prix d'une soumission et la longueur d'une piste et positive entre le prix d'une soumission et la distance de la piste au site d'élimination de la neige.

Analyse avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Pour notre comparaison entre le marché de l'Est et de l'Ouest, nous utilisons notre échantillon homogène avec les contrats de 3-4-5-7 ans sans option. Selon nos tableaux 11 et 12 à l'Annexe E, dans le marché de l'Est, la soumission gagnante moyenne pour un appel d'offres est de 24,42 \$/m et la soumission gagnante maximale observée est de 33,26 \$/m. Ces chiffres nous démontrent que le montant des soumissions adjudicatrices dans le marché de l'Est est en moyenne 35,51 % plus élevée que dans le marché de l'Ouest. En effet, dans ce dernier marché, la soumission moyenne d'une firme gagnante est de 18,02 \$/m et la soumission maximale observée est de 23,10 \$/m. La moyenne du nombre de soumissionnaires par appel d'offres en moyenne dans nos deux marchés nous fournit une partie de l'explication. En effet, nous pouvons observer 3,46 soumissionnaires par appel d'offres en moyenne dans notre marché de l'Est comparativement à 6,15 soumissionnaires par appel d'offres en moyenne pour notre marché de l'Ouest. Ce qui suppose une plus grande compétition dans ce dernier marché et une pression à la baisse sur le prix des soumissions. Au niveau de la distance moyenne entre le siège social de la firme et le point de déneigement, nous observons une distance moyenne pour le soumissionnaire gagnant de 40,27 km dans le marché de l'Est et de 17,4 km dans le marché de l'Ouest. Ceci nous indique que les firmes du marché de l'Est soumissionnent pour des contrats plus éloignés

en moyenne que le marché de l'Ouest. Les coûts de transport plus élevés expliquent également les soumissions plus élevées dans le marché de l'Est. Nous nous sommes aussi intéressés à la longueur de la piste en moyenne pour le soumissionnaire gagnant. Nous pouvons observer une différence significative dans nos deux marchés, soit 30 662 mètres dans le marché de l'Est et 40 477 mètres dans le marché de l'Ouest. Enfin, la distance de la piste au site d'élimination de la neige, on remarque une distinction entre nos deux marchés, soit 4,63 km pour le marché de l'Est et 7,02 km pour le marché de l'Ouest. Selon ces deux dernières variables, les gains d'une économie d'échelles associée à une plus grande piste sont plus grands que l'augmentation des coûts de transport associés à l'augmentation de la distance de la piste au site d'élimination de la neige pour le marché de l'Ouest.

3.9 Faiblesses des données

L'estimation de l'ingénieur n'est pas disponible, donc nous utilisons la soumission la plus élevée de chaque appel d'offres comme proxy pour le prix de réserve. Nous avons 24 types de contrats différents et l'harmonisation des soumissions en un sous-groupe homogène de contrats, soit 3-4-5-7 ans, nous donne 26 contrats, treize dans chaque marché, au lieu de 67 contrats avec l'ensemble de nos données. Les soumissions sont en prix unitaires (\$/m) ou avec des prix annuels ou avec des prix pour l'ensemble du contrat. La transformation des soumissions avec des prix pour l'ensemble du contrat en \$/m ne tient pas compte d'un dollar constant lors de l'actualisation de ces données. L'indexation des prix varie selon l'arrondissement et l'information est manquante dans la majorité des cas. L'impact est très minime puisque nous utilisons un prix relatif selon la longueur de la piste à déneiger, mais il faut être conscient de ce fait.

4 Nos modèles selon l'approche réduite

Ce chapitre est divisé en deux parties. Tout d'abord, nous définissons notre premier modèle de régression linéaire utilisé pour vérifier si l'asymétrie est présente dans nos deux marchés à l'aide du test de Chow tel que dans Flambard et Perrine (2006), pour tester l'asymétrie et les comportements potentiellement collusifs à l'aide des techniques de Pesendorfer (2000) et pour le test de collusion de Porter et Zona (1993). En second lieu, nous faisons de même pour notre deuxième modèle de régression linéaire employé pour le test d'indépendance conditionnelle et le test d'interchangeabilité de Bajari et Ye (2003).

4.1 Modèle 1 de régression linéaire

L'approche réduite consiste à construire un modèle de régression linéaire d'une variable dépendante sur certaines variables explicatives. Dans notre mémoire, nous devons déterminer quelles variables indépendantes expliquent le mieux les soumissions en prix unitaires (\$/m) des firmes dans le secteur du déneigement à Montréal. Selon Flambard et Perrine (2006), le prix soumis est expliqué par les variables de coûts liés à la longueur en kilomètre des rues à déneiger (LENGTH), à la distance des pistes au site d'élimination de la neige (DUMP), à la variable temporelle (t) et le coût de livraison (DIST). Comme mentionné à la section 3.6, les auteures approximent le coût de livraison des firmes en fonction de leur emplacement géographique (Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal) et le lieu du contrat à effectuer. Nous préférons utiliser la distance en km pour évaluer le coût de livraison comme Bajari et Ye (2003). Nous avons ajouté la variable de coûts liés à la quantité annuelle de neige (Neige). Comme nous l'avons fait remarquer à la section 3.5, à la fin de l'année, les prix soumis sont corrigés selon la variation des précipitations de neige. L'intégration de cette variable nous semble donc justifiée. Nous regardons également le pouvoir explicatif de la variable sur le nombre moyen de soumissionnaires par appel d'offres (#BIDDERS) pour évaluer le pouvoir de marché.

Suivant la démarche de Flambard et Perrine (2006), nous recourons au logarithme naturel des soumissions en (\$/m) des firmes pour notre variable dépendante. Selon Wooldridge (2013), des variables strictement positives ont souvent des distributions conditionnelles qui sont hétéroscédastiques ou asymétriques; prendre le logarithme naturel de la variable peut atténuer, voire éliminer ces problèmes. Toujours selon Wooldridge (2013), un autre avantage potentiel de l'utilisation du logarithme naturel est qu'il diminue

la dispersion des données, donc les estimateurs par la méthode des moindres carrés ordinaires sont moins sensibles aux valeurs extrêmes. Pour notre premier modèle, nous utilisons le modèle de régression linéaire suivant :

$$\log BIDS_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 * \#BIDDERS_{i,j} + \beta_2 * LENGTH_{i,j} + \beta_3 * DUMP_{i,j} + \beta_4 * DIST_{i,j} + \beta_5 * Neige_{i,j} + t + \varepsilon_{i,j} \quad (5)$$

4.2 Modèle 2 de régression linéaire

Nous avons recours à l'équation 6 de la section précédente 2.5.2 pour le test d'indépendance conditionnelle et le test d'interchangeabilité de Bajari et Ye (2003) :

$$\frac{BIDS_{i,j}}{EST_j} = \beta_0 + \beta_1 * LDIST_{i,j} + \beta_2 * CAP_{i,j} + \beta_3 * MAXP_{i,j} + \beta_4 * LMDIST_{i,j} + \beta_5 * CON_{i,j} + \delta_t + \varepsilon_{i,j} \quad (6)$$

Conformément au modèle Bajari et Ye (2003) pour contrer le problème d'hétéroscédasticité, nous utilisons la soumission unitaire (\$/m) divisée par une estimation d'un ingénieur du coût pour chaque projet comme variable dépendante ($\frac{BIDS}{EST}$). L'estimation de l'ingénieur (EST) n'est pas disponible, donc nous utilisons la soumission la plus élevée de chaque appel d'offres comme proxy pour le prix de réserve. De la même façon que les auteurs (LDIST) et (LMDIST) sont respectivement le logarithme naturel de la distance entre le siège social de la firme et l'emplacement géographique du contrat à effectuer et le logarithme naturel de la plus petite distance à parcourir entre le siège social de la firme et l'emplacement géographique du contrat à effectuer entre toutes les firmes soumissionnaires d'un même appel d'offres. Tel que rapporté par Clark, Coviello et al. (2016), nous définissons la variable (CAP) comme la capacité potentielle de l'entreprise, définie comme la quantité maximale jamais soumissionnée par l'entreprise dans notre échantillon à Montréal. Selon ces mêmes auteurs, la variable (CON) représente le pourcentage de tous les contrats gagnés dans un arrondissement par une entreprise dans les années précédant l'appel d'offres. (MAXP) est définie comme la quantité maximale jamais soumissionnée par toutes les entreprises présentes lors d'un appel d'offres dans notre échantillon à Montréal. De plus, nous ajoutons, ainsi que Bajari et Ye (2003) l'ont fait, un

effet fixe (δt) lié aux enchères. Finalement, ε représente l'information privée de l'entreprise qu'elle a sur ses coûts.

5 Méthodologie

Ce chapitre est divisé de la façon suivante : premièrement, nous décrivons les trois techniques utilisées par Flambard et Perrigne (2006) pour détecter l'asymétrie. Par la suite, nous expliquons l'implication lorsque nous reprenons séparément leurs tests avec les firmes collusives ou compétitives. Ensuite, nous présentons les tests de Pesendorfer (2000) pour déceler l'asymétrie et le comportement collusif des firmes. Après, nous précisons le test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993). Pour conclure, nous déterminons les étapes pour le test d'indépendance conditionnelle et le test d'interchangeabilité de Bajari et Ye (2003). Il est important de rappeler que tous ces tests sont effectués sur l'ensemble de nos données et sur notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans.

5.1 Tests pour détecter l'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006)

Dans un premier temps, nous utilisons les techniques utilisées par Flambard et Perrigne (2006) pour détecter l'asymétrie entre les soumissionnaires lors d'un appel d'offres. Dans notre mémoire, nous effectuons ces trois tests une première fois pour déterminer la présence d'asymétrie dans notre marché de l'Est et de l'Ouest : (1) le test de Chow, (2) la fonction de répartition cumulative des soumissions et (3) le test de Smirnov-Kolmogorov.

5.1.1 Test de Chow

Nous procédons aux étapes qui suivent pour nos deux marchés hypothétiques séparément, soit le marché de l'Est et le marché de l'Ouest. En premier lieu, pour notre marché de l'Est, nous faisons la régression de l'équation 5 pour trois sous-groupes : les firmes de l'Ouest, les firmes en dehors de l'île de Montréal et les firmes de l'Ouest plus les firmes en dehors de l'île de Montréal. Ensuite, nous effectuons un test de Chow pour démontrer si les coefficients des firmes de l'Ouest et en dehors de l'île de Montréal sont significativement différents. Le test de Chow correspond à tester l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0 : \beta_{1(\text{Ouest})} = \beta_{1(\text{en dehors de l'île de Montréal})}, \dots, \beta_{6(\text{Ouest})} = \beta_{6(\text{en dehors de l'île de Montréal})} \quad (7)$$

C'est-à-dire, on teste si les coefficients des firmes en dehors de l'île de Montréal et ceux dans le marché de l'Ouest sont égaux.

Par la suite, nous calculons la statistique F de Fisher, selon Wooldridge (2013) :

$$F^{49} = \frac{((SSR_p - (SSR_1 + SSR_2))}{SSR_1 + SSR_2} * \frac{n - 2(k + 1)}{k + 1} \quad (8)$$

L'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 7 est rejetée si la statistique du test est plus grande que la valeur critique de la loi normale, par exemple, 1,96 à un seuil de 5 %. Si un test de Chow n'est pas significatif entre les deux groupes, si nous ne rejetons pas H_0 , nous considérons comme semblable le groupe 1 et 2, donc nous pouvons les regrouper. Nous réalisons un autre test de Chow entre le groupe des firmes de l'Est et les deux groupes réunis à l'étape précédente, les firmes de l'Ouest plus les firmes en dehors de l'île de Montréal. Si le test montre que les deux groupes ont des coefficients différents, c'est-à-dire si nous rejetons l'hypothèse nulle de l'équation 7, nous pouvons conclure que l'asymétrie est présente dans le marché de l'Est. On répète la procédure pour notre marché de l'Ouest.

5.1.2 La fonction de répartition cumulative des soumissions

Pour nos deux marchés, nous analysons graphiquement la fonction de répartition cumulative de la distribution de l'offre de deux sous-groupes : les soumissionnaires forts⁵⁰ et les soumissionnaires faibles⁵¹. S'il y a une asymétrie, on devrait trouver une dominance stochastique de la fonction de répartition cumulative de la distribution de l'offre du premier groupe sur de la fonction de répartition cumulative de la distribution de l'offre du deuxième groupe. C'est-à-dire, selon Flambard et Perrigne (2006), la fonction de répartition cumulative de la distribution de l'offre des soumissionnaires forts à tous les points sur la courbe devrait être plus élevée que la fonction de répartition cumulative de la distribution de l'offre des soumissionnaires faibles.

5.1.3 Le test de Smirnov-Kolmogorov

Nous testons, tout comme à la section 5.1.2, la dominance stochastique de la fonction de répartition continue des soumissionnaires forts sur la fonction de répartition

⁴⁹ SSR_1 est la somme des résidus au carré obtenu par l'estimation de l'équation 5 pour le premier groupe, SSR_2 est la somme des résidus au carré obtenu par l'estimation de l'équation 5 pour le deuxième groupe, SSR_p est la somme des résidus au carré obtenu par l'estimation de l'équation 5 pour le troisième groupe, n est la taille de l'échantillon du premier groupe + la taille de l'échantillon du deuxième groupe, k est le nombre de paramètres de l'équation 5.

⁵⁰ Les entreprises de l'est qui soumissionnent à l'est et les entreprises de l'Ouest qui soumissionnent à l'Ouest.

⁵¹ Les entreprises de l'est qui soumissionnent à l'Ouest et les entreprises de l'Ouest qui soumissionnent à l'est.

continue des soumissionnaires faibles par un test de Smirnov-Kolmogorov. Ce dernier test est utilisé pour déterminer si un échantillon suit bien une loi donnée connue par sa fonction de répartition continue, ou bien si deux échantillons suivent la même loi.

$$H_0 : P_1 = P_2 \quad (9)$$

Nous voulons connaître, si l'échantillon P_1 et P_2 viennent de la même distribution. Si nous rejetons l'hypothèse nulle de l'équation 9, nous concluons que les deux échantillons ne viennent pas de la même distribution, donc nous avons de l'asymétrie.

5.2 Tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives

En second lieu, nous reprenons séparément les tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives et nous formulons trois hypothèses.

Hypothèse 1, si le facteur collusif est la cause de l'asymétrie dans nos marchés, nous retrouvons de l'asymétrie pour les firmes membres allégués du cartel, mais pas pour les firmes non membres du cartel. L'idée est de voir si nous obtenons les mêmes résultats avec les tests d'asymétrie de la section 5.1 lorsque nous séparons notre échantillon total dans le marché de l'Est ou le marché de l'Ouest entre les firmes membres alléguées du cartel et non membres du cartel. Si nous obtenons avec les entreprises collusoires de l'asymétrie dans nos marchés, mais que nous n'avons pas d'asymétrie avec les entreprises compétitives, nous pouvons suggérer que la collusion est peut-être la raison de l'asymétrie.

Hypothèse 2, si au contraire, les entreprises membres alléguées du cartel n'ont pas d'asymétrie dans nos marchés, tandis que les entreprises non membres du cartel ont de l'asymétrie, il ne faut pas conclure que l'asymétrie est associée à la collusion. Dans ce cas, l'asymétrie est causée par l'un des facteurs discutés à la section 2.1, elle peut survenir de la taille des firmes, de la possession d'une meilleure information par certaines firmes soumissionnaires ou de l'emplacement de la firme par rapport à la localisation du contrat, tel que proposées par Flambard et Perrigne (2006).

Hypothèse 3, la possibilité que ni les firmes collusoires ni les firmes compétitives n'ont de l'asymétrie ou que les deux groupes montrent de l'asymétrie dans nos marchés. Alors nous ne pouvons rien conclure de ces cas.

5.3 Tests de Pesendorfer (2000)

Nous employons les techniques utilisées par Pesendorfer (2000) pour valider notre hypothèse 1 de la section 5.2. Selon l'auteur, l'asymétrie est associée à un comportement potentiellement collusif des firmes membres alléguées du cartel, lorsqu'il y a de la concurrence par des firmes ne faisant pas partie de ce cartel. Pesendorfer examine s'il existe des preuves d'asymétries entre les firmes collusoires et les firmes compétitives. Tel que décrit à la section 2.4, nous testons les deux prédictions de l'auteur : 1) le comportement des firmes non collusives diffère de celui des firmes collusives; 2) s'il y a une asymétrie, on devrait trouver une dominance stochastique du premier ordre de la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires membres allégués du cartel.

5.3.1 Test sur le comportement potentiellement collusif des firmes membres alléguées du cartel

Pour vérifier la première affirmation, pour notre marché de l'Est nous faisons la régression de l'équation 5 par la méthode des moindres carrés ordinaires pour trois sous-groupes : toutes les firmes ne faisant pas partie du cartel; les firmes adjudicatrices d'un contrat membres alléguées du cartel; et les firmes adjudicatrices d'un contrat membres alléguées du cartel plus toutes les firmes ne faisant pas partie du cartel. Ensuite, nous effectuons un test de Chow qui correspond à tester l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0 : \beta_{1(\text{firmes adjudicatrices membres alléguées du cartel pour le marché de l'Est})} = \beta_{1(\text{firmes non membres du cartel pour le marché de l'Est}), \dots, \beta_{6(\text{firmes adjudicatrices membres alléguées du cartel pour le marché de l'Est})} = \beta_{6(\text{firmes non membres du cartel pour le marché de l'Est})} \quad (10)$$

Par la suite, nous calculons la statistique F de Fisher de l'équation 8. L'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 10 est rejetée si la statistique du test est plus grande que la valeur critique de la loi normale, par exemple, 1,96 à un seuil de 5 %. Si le test montre que les deux groupes ont des coefficients différents, c'est-à-dire si nous rejetons l'hypothèse nulle, nous pouvons conclure que le comportement des firmes membres alléguées du cartel diffère de celui des firmes non membres du cartel. Nous reprenons la procédure pour notre marché de l'Ouest.

5.3.2 Test d'asymétrie de Pesendorfer (2000)

Par la suite, pour prouver la deuxième affirmation, nous analysons graphiquement, pour le marché de l'Est et pour le marché de l'Ouest, la fonction de répartition cumulative des soumissions des firmes adjudicatrices d'un contrat membres alléguées du cartel et les firmes non membres du cartel. Pour filtrer les variations dans le temps et à travers les contrats, nous régressons l'équation 5 pour nos deux sous-groupes. Ensuite, nous utilisons les résidus de chaque régression. On devrait trouver une dominance stochastique du premier ordre de la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires membres alléguées du cartel. C'est-à-dire que selon Pesendorfer (2000), la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel à tous les points sur la courbe devrait être plus basse que la distribution de l'offre des soumissionnaires membres alléguées du cartel.

Il est à noter que le deuxième test ne distingue pas entre les coûts de l'asymétrie induite par un cartel et l'asymétrie qui existaient ex ante. Le test ne révèle que la présence d'asymétrie. De plus, ces deux tests de Pesendorfer (2000) excluent les soumissions complémentaires des firmes membres du cartel qui ne sont pas adjudicatrices d'un contrat. Selon l'auteur, ces dernières soumissions ne donnent que l'impression d'une compétition entre les firmes, elles ne sont pas destinées à gagner le contrat. Ainsi, toujours selon lui, la soumission la plus basse des firmes membres du cartel de chaque contrat est l'information la plus pertinente pour caractériser le comportement stratégique du cartel.

Dans les sections 5.4 et 5.5, nous décrivons les techniques pour tester le comportement potentiellement collusif des firmes membres alléguées du cartel avec tous les soumissionnaires de ce groupe et non seulement le gagnant parmi ce groupe.

5.4 Test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993)⁵²

Nous validons notre hypothèse 1 de la section 5.2 avec le test sur le niveau des soumissions. Nous estimons l'équation 6 par la méthode des moindres carrés généralisés (GLS) et nous utilisons la variance spécifique aux enchères pour pondérer les données et résoudre le problème d'hétéroscédasticité. Cette méthode est également utilisée par Porter

⁵² Pour notre mémoire, nous avons voulu utiliser le test sur l'ordonnement des soumissions, mais il est mal adapté pour nos variables et un petit échantillon comme le nôtre. La convergence de notre régression à l'aide d'un logit multinomial (MNL) n'est pas atteinte, donc nous avons beaucoup de résultats inexistantes. Par conséquent, nous n'allons pas l'utiliser.

et Zona (1993). Pour nos deux marchés, nous appliquons cette régression sur trois sous-groupes : toutes les soumissions des firmes ne faisant pas partie du cartel; toutes les soumissions des firmes membres alléguées du cartel; et toutes les soumissions des deux groupes. Ensuite, nous effectuons un test de Chow pour démontrer si les coefficients des firmes membres et non membres ont des signes différents et significatifs. Nous testons l'hypothèse nulle de l'équation 11 que les coefficients de la régression de la fonction de soumission d'une firme membre alléguée du cartel et ceux d'une firme non membre sont identique :

$$H_0 : \beta_{1(\text{firmes membres alléguées du cartel pour le marché de l'Est})} = \beta_{1(\text{firmes non membres du cartel pour le marché de l'Est}), \dots, \beta_{6(\text{firmes membres alléguées du cartel pour le marché de l'Est})} = \beta_{6(\text{firmes non membres du cartel pour le marché de l'Est})} \quad (11)$$

Par la suite, nous calculons la statistique F de Fisher de l'équation 8. L'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 11 est rejetée si la statistique du test est plus grande que la valeur critique de la loi normale. Dans ce cas, nous pouvons conclure à un comportement potentiellement collusif des firmes membres alléguées du cartel.

5.5 Tests de Bajari et Ye (2003)

Pour nos deux derniers tests, nous appliquons les techniques utilisées par Bajari et Ye (2003) pour vérifier la conformité de notre hypothèse 1 de la section 5.2. Les auteurs élaborent un modèle compétitif d'enchère. Pour valider leur modèle, ils testent deux de leurs cinq hypothèses : l'indépendance conditionnelle et l'interchangeabilité. Ces deux tests servent à vérifier si l'équilibre présent dans notre marché est compétitif ou collusif.

5.5.1 Test d'indépendance conditionnelle

L'indépendance conditionnelle implique, après avoir contrôlé pour tous les renseignements sur les coûts qui sont publiquement observés par les entreprises, que les soumissions des firmes doivent être indépendantes entre elles. Nous utilisons ce test pour déterminer si les soumissions sont corrélées entre deux firmes à la fois. Si tel est le cas, nous pouvons soupçonner un comportement potentiellement collusif entre la firme i et la firme j.

Pour commencer, nous faisons la régression de l'équation 6 dans notre marché de l'Est ou notre marché de l'Ouest et nous calculons les résidus par paire de firmes en

compétition lors d'un appel d'offres. Ensuite, nous calculons le coefficient de corrélation $\sigma_{i,j}$, c'est-à-dire le coefficient de corrélation entre la firme i et la firme j . Nous posons l'hypothèse nulle suivante :

$$H_0 : \sigma_{i,j} = 0 \quad (12)$$

Ensuite, nous normalisons la statistique F de Fisher selon la loi normale et la taille de notre échantillon. Selon notre hypothèse nulle de l'équation 12, la statistique pour notre test est :

$$Z\sqrt{n-3} \quad (13)$$

$$Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} \quad (14)$$

n est la taille de notre échantillon pour notre marché analysé, soit le marché de l'Est ou le marché de l'Ouest et r est le coefficient de corrélation entre la firme i et la firme j . L'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 12 est rejetée si la statistique du test est plus grande que la valeur critique de la loi normale. Dans ce cas, nous pouvons conclure à un comportement potentiellement collusif entre la firme i et la firme j .

5.5.2 Test de l'interchangeabilité

Pour chacun de nos marchés, nous devons tester si la distribution empirique des soumissions est interchangeable. Tout d'abord, nous calculons la statistique F de Fisher suivante :

$$F^{53} = \frac{(SSRc-SSRu)/n}{SSRu/(T-m)} \quad (15)$$

Pour ce faire, nous faisons la régression de l'équation 6 sur deux sous-groupes : les firmes adjudicatrices d'un contrat dans nos marchés et les firmes non-adjudicatrices d'un contrat dans nos marchés. Le test d'interchangeabilité correspond à tester l'hypothèse nulle suivante de l'équation 16 :

$$H_0 : \beta_{ik} = \beta_{jk} \text{ pour tout } i, j, i \neq j \text{ et pour tout } k = 1, \dots, 4 \quad (16)$$

L'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 16 est rejetée si la statistique du test est plus grande que la valeur critique de la loi normale. Dans ce cas, nous pouvons conclure à un

⁵³ SSRc est la somme des erreurs au carré du modèle contraint. SSRu est la somme des erreurs au carré du modèle non contraint. T est le nombre d'observations. n est le nombre de contraintes imposées sur H_0 et m le nombre de paramètres.

comportement potentiellement collusif, puisque la condition d'interchangeabilité n'est pas respectée.

6 Résultats

Nous présentons les résultats dans l'ordre suivant : nous posons les résultats de nos régressions de la fonction de soumission des équations 5 et 6. Ensuite, nous décrivons les évidences empiriques de l'asymétrie avec les techniques utilisées par Flambard et Perrigne (2006). Par la suite, nous donnons l'implication lorsque nous reprenons séparément leurs tests avec les firmes collusives ou compétitives. À la suite de quoi, nous présentons les résultats des tests de Pesendorfer (2000) pour déceler l'asymétrie et le comportement collusif des firmes. Après, nous traçons le portrait du comportement potentiellement collusif des firmes avec le test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993). Pour conclure, nous montrons les résultats du test d'indépendance conditionnelle et du test d'interchangeabilité de Bajari et Ye (2003). Nous discutons également des résultats. Il est important de rappeler que nous présentons ces résultats avec l'ensemble de nos données et notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans pour nos deux marchés.

6.1 Fonction de soumission

Dans cette section, nous présentons les résultats des régressions de la fonction de soumission des équations 5 et 6⁵⁴. dans le tableau 13 et 14 respectivement pour le marché de l'Est et le marché de l'Ouest.

6.1.1 Fonction de soumission : équation 5

Résultats avec tous les contrats

En premier lieu, dans le marché de l'Est, nos six variables explicatives et notre constante expliquent 69,29% des variations de notre variable dépendante, comparativement à 28,19% pour le marché de l'Ouest, voir à cet effet le tableau 13 ci-dessous. Par conséquent, le modèle spécifié à l'équation 5 semble bien justifié l'utilisation de nos covariables dans le marché de l'Est, un peu moins dans le marché de l'Ouest.

⁵⁴ Flambard et Perrigne (2006) ne soumettent pas les résultats de leur fonction de soumission, l'équation 1 de la section 2.3, donc nous ne pouvons pas comparer nos résultats respectifs.

TABLEAU 13 – Régression sur la fonction de soumission du marché de l’Est et de l’Ouest avec tous nos contrats pour l’équation 5

Variabes	MCO (marché de l'est)	MCO (marché de l'ouest)
Constante	3,6978 (0,1127)***	3,3904 (0,2185)***
#BIDDERS	0,0015 (0,0147)	-0,0399 (0,0234)*
LENGTH	-0,00004 (0,000000204)***	-6.91e-06 (3.70e-06)*
DUMP	0,0696 (0,0116)***	0,0310 (0,0111)***
DIST	0,0016 (0,0007)**	-0,0006 (0,0013)
Neige	0,0003 (0,00026)	0,0005 (0,0005)
t	0,0014 (0,0004)***	-0,0039 (0,0016)**
Échantillon	189	93
R ²	0,6929	0,2819

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1

Notes. Les coefficients (l'écart type entre parenthèses) des variables indépendantes mesurent l'effet sur la variable dépendante, soumissions en \$/m³. #BIDDERS est le nombre de soumissionnaires par contrat en moyenne. LENGTH est la longueur en kilomètre des rues à déneiger. DUMP est la distance des pistes au site d'élimination de la neige. DIST est la distance en km pour évaluer le coût de livraison, la distance entre le siège social de la firme et le point de déneigement. Neige est la variable pour la précipitation annuelle de neige. La variable t est une variable de tendance (trend).

Nous allons suivre avec l'interprétation des coefficients de chaque variable de l'équation 5. La variable #BIDDERS est significative à un seuil de 10% et de signe négatif pour le marché de l'Ouest. Cette observation est cohérente avec l'intuition, car plus le nombre de soumissionnaires augmente, plus la compétition est élevée et par conséquent, plus la soumission d'une firme doit être basse pour remporter l'appel d'offres. Pour le marché de l'Est, cette dernière variable est non significative et avec un signe contre-intuitif.

Par ailleurs, nous observons que la variable LENGTH a un impact significatif et négatif à un seuil de 1% et 10% pour notre marché de l'Est et notre marché de l'Ouest respectivement. Ainsi, cette constatation est logique, puisque les firmes dans cette industrie ont des coûts fixes importants, une augmentation de la longueur de la piste permet à la

firme de bénéficier d'une économie d'échelle. Donc, plus la longueur de la piste à déneiger est grande, plus le prix par mètre linéaire (\$/m) pour une soumission diminue.

TABLEAU 14 – Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans pour l'équation 5

Variables	MCO (marché de l'est)	MCO (marché de l'ouest)
Constante	4,1487 (0,5533)***	3,2743 (0,1262)***
#BIDDERS	0,0864 (0,0257)***	-0,0063 (0,0135)
LENGTH	-0,00004 (0,00001)***	-3.90e-06 (2.41e-06)
DUMP	0,0371 (0,0079)***	0,0351 (0,0061)***
DIST	0,0006 (0,0007)	-0,00003 (0,0007)
Neige	-0,0012 (0,0004)***	-0,0005 (0,0003)*
t	-0,0003 (0,0021)	-0,0035 (0,0009)***
Échantillon	45	80
R ²	0,735	0,4831
***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1		

Notes. Les coefficients (l'écart type entre parenthèses) des variables indépendantes mesurent l'effet sur la variable dépendante, soumissions en \$/m³. #BIDDERS est le nombre de soumissionnaires par contrat en moyenne. LENGTH est la longueur en kilomètre des rues à déneiger. DUMP est la distance des pistes au site d'élimination de la neige. DIST est la distance en km pour évaluer le coût de livraison, la distance entre le siège social de la firme et le point de déneigement. Neige est la variable pour la précipitation annuelle de neige. La variable t est une variable de tendance (trend).

De plus, nous constatons que la variable DUMP est significative à un seuil de 1% et de signe positif pour nos deux marchés. En effet, l'augmentation des coûts de transports encourue par une augmentation de la distance de la piste au site d'élimination de la neige explique cette relation positive. Notons que l'effet de cette variable est plus prononcé pour le marché de l'Est que pour le marché de l'Ouest. Effectivement, une augmentation de 1 km de la distance de la piste au site d'élimination de la neige augmente la soumission en prix par mètre linéaire (\$/m) de 6,96% pour le marché de l'Est, comparativement à 3,10% pour le marché de l'Ouest.

Quatrièmement, notre variable DIST est significative et a un impact positif dans le marché de l'Est à un seuil de 5%. Ce résultat est attendu, puisque, si les coûts de transport sont plus élevés, les soumissions sont également plus hautes. Dans le marché de l'Ouest, cette variable est non significative et de signe contraire, donc contre-intuitif.

En cinquième lieu, la variable Neige est non significative et de signe positif pour nos deux marchés.

Finalement, la variable temporelle t est significative et de signe positif pour le marché de l'Est à un seuil de 1%. Dans le marché de l'Ouest, cette variable est significative et de signe contraire à un seuil de 5%.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Nous pouvons observer dans le tableau 14 les résultats de la régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans pour l'équation 5. En premier lieu, le modèle spécifié à l'équation 5 semble bien justifié l'utilisation de nos covariables dans le marché de l'Est et dans le marché de l'Ouest. En effet, nos variables explicatives expliquent 73,50% des variations de notre variable dépendante, comparativement à 48,31% pour le marché de l'Ouest, ce qui est mieux que nos résultats avec la totalité de nos contrats.

Pour l'analyse de nos variables, #BIDDERS est significative à un seuil de 1% et de signe positif pour le marché de l'Est. Pour le marché de l'Ouest, elle n'est pas significative et de signe négatif. Toutefois, il faut noter que l'impact de cette variable sur le prix par mètre linéaire (\$/m) est beaucoup plus prononcé pour le marché de l'Est que pour le marché de l'Ouest.

Par ailleurs, nous observons que la variable LENGTH a un impact significatif et négatif à un seuil de 1% pour notre marché de l'Est. Pour notre marché de l'Ouest, la variable n'est pas significative et a également un coefficient négatif. Toutefois, nous constatons que l'effet de cette variable sur le prix par mètre linéaire (\$/m) est d'une ampleur très faible pour nos deux marchés.

De plus, nous constatons que la variable DUMP est significative à un seuil de 1% et de signe positif pour nos deux marchés. Notons que l'impact de cette variable est

similaire pour le marché de l'Est que pour le marché de l'Ouest. Effectivement, une augmentation de 1 km de la distance de la piste au site d'élimination de la neige augmente la soumission en prix par mètre linéaire (\$/m) de 3,71% pour le marché de l'Est, comparativement à 3,51% pour le marché de l'Ouest.

Quatrièmement, notre variable DIST n'est pas significative et de signe contraire dans nos deux marchés.

En cinquième lieu, la variable Neige est significative à un seuil de 1% et 10% pour notre marché de l'Est et notre marché de l'Ouest respectivement et de signe négatif pour nos deux marchés. L'impact de cette variable est également mineur dans les deux zones géographiques.

Finalement, la variable temporelle t n'est significative et de signe négatif pour le marché de l'Est. Dans le marché de l'Ouest cette variable est significative à un seuil de 1% et de signe négatif.

6.1.2 Fonction de soumission : équation 6

Résultats avec tous les contrats

Nous présentons dans le tableau ci-dessous, les résultats de notre régression de l'équation 6. En premier lieu, nos variables explicatives expliquent 54,14% des variations de notre variable dépendante dans notre marché de l'Est, comparativement à 57,79% pour le marché de l'Ouest, ce qui est un peu moins bien que le R^2 de Bajari et Ye (2003) à 84,80%.

Cependant, dans notre marché de l'Est, toutes les variables ont des signes cohérents avec l'intuition économique et vont dans le même sens que les variables de Bajari et Ye (2003). En effet, la variable LDIST n'est pas significative et a un impact positif sur la variable dépendante. La soumission d'une firme est une fonction croissante de la distance entre le siège social de la firme et de l'emplacement géographique du contrat à effectuer. La variable CAP est significative à un seuil de 1% est également de signe positif. Cette observation est logique, car on pourrait s'attendre à ce que les firmes avec une grande capacité de production puissent soumissionner plus bas que les autres firmes n'ayant une capacité de production excédentaire. De plus, la variable MAXP est significative à un seuil

de 5% et de signe positif. La variable LMDIST n'est pas significative et a également un coefficient positif. En dernier lieu, la variable CON n'est pas significative et a un effet négatif sur la soumission d'une firme. Donc, plus une firme a de l'expérience dans un arrondissement, plus cette dernière va soumissionner d'une façon agressive.

Pour notre marché de l'Ouest, toutes nos variables ne sont pas significatives. Elles ont des signes qui vont dans le même sens avec l'intuition économique, excepté pour les variables CAP et CON.

TABLEAU 15 – Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec tous nos contrats pour l'équation 6

Variabes	MCO (marché de l'est)	MCO (marché de l'ouest)
Constante	0,2909 (0,1878)	0,7819 (0,2555)***
LDIST	0,0151 (0095)	0,0215 (0,0149)
CAP	0,0089 (0,0015)***	-0,0011 (0,0020)
MAXP	0,0077 (0,0032)**	0,0028 (0,0051)
LMDIST	0,0022 (0,0020)	0,0024 (0,0022)
CON	-0,0076 (0,0425)	0,0334 (0,0500)
Échantillon	189	93
R ²	0,5414	0,5779

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1 Utilisation d'effets fixes pour chaque enchère dans cette régression.

Notes. Les coefficients (l'écart type entre parenthèses) des variables indépendantes mesurent l'effet sur la variable dépendante, soumissions en \$/m³. LDIST est le logarithme naturel de la distance entre le siège social de la firme et le point de déneigement. La contrainte de capacité (CAP) est définie comme la soumission maximale jamais soumissionnée par l'entreprise dans notre échantillon. MAXP est le prix maximum soumis par toutes les firmes pour le contrat j, excepter la firme i. LMDIST est le logarithme naturel de la plus petite distance parmi tous les soumissionnaires d'un même contrat entre le siège social de la firme et le point de déneigement. La variable CON est définie comme tous les contrats gagnés dans l'arrondissement y avant la période t pour la firme i divisée par le total des contrats gagnés dans l'arrondissement y pour cette même firme i.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Pour les résultats de notre régression de l'équation 6 avec notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans, le tableau 16 ci-dessous, nous remarquons un R² similaire à celui avec la totalité de nos contrats, soit 57,87% dans notre marché de l'Est et

TABLEAU 16 – Régression sur la fonction de soumission du marché de l'Est et de l'Ouest avec notre sous-groupe de contrats homogènes de 3-4-5-7 ans pour l'équation 6

Variables	MCO (marché de l'est)	MCO (marché de l'ouest)
Constante	0,5702 (0,2297)**	0,2132 (0,4377)
LDIST	0,0124 (0,0156)	0,0169 (0,0157)
CAP	0,0049 (0,0026)*	-0,0009 (0,0021)
MAXP	0,0060 (0,0046)	0,0175 (0,0102)*
LMDIST	0,0001 (0,0014)	0,0059 (0,0031)*
CON	-0,0541 (0,0320)	0,0055 (0,0542)
Échantillon	45	80
R ²	0,5787	0,5895
***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1 Utilisation d'effets fixes pour chaque enchère dans cette régression.		

Notes. Les coefficients (l'écart type entre parenthèses) des variables indépendantes mesurent l'effet sur la variable dépendante, soumissions en \$/m³. LDIST est le logarithme naturel de la distance entre le siège social de la firme et le point de déneigement. La contrainte de capacité (CAP) est définie comme la soumission maximale jamais soumissionnée par l'entreprise dans notre échantillon. MAXP est le prix maximum soumis par toutes les firmes pour le contrat j, excepter la firme i. LMDIST est le logarithme naturel de la plus petite distance parmi tous les soumissionnaires d'un même contrat entre le siège social de la firme et le point de déneigement. La variable CON est définie comme tous les contrats gagnés dans l'arrondissement y avant la période t pour la firme i divisée par le total des contrats gagnés dans l'arrondissement y pour cette même firme i.

58,95% dans notre marché de l'Ouest.

Dans notre marché de l'Est, la variable CAP est la seule qui est significative à un seuil de 10 %, mais tous les signes des variables sont logiques avec l'interprétation économique.

Pour notre marché de l'Ouest, les variables MAXP et LMDIST sont significatives à un seuil de 10 % et de signe positif, ce qui est souhaité. CAP et CON ne sont pas significatifs et ont un signe avec un sens contraire à ce qui est attendu. Finalement, la variable LDIST n'est pas significative et a un impact positif sur la variable dépendante.

6.2 Les évidences empiriques de l'asymétrie

Ce chapitre est divisé en quatre parties. Tout d'abord, nous évaluons le taux de participation lors d'un appel d'offres selon les trois types de firmes (Est, Ouest ou en dehors de l'île de Montréal). Ces premières analyses avec notre base de données nous permettront de nous donner un aperçu de l'asymétrie entre les firmes. Une autre évaluation empirique de l'asymétrie est effectuée grâce aux tests de Chow, la fonction de répartition cumulative des soumissions et le test de Smirnov-Kolmogorov, tel que décrit à la section 5.1.

6.2.1 Taux de participation

Tout d'abord, nous considérons trois types de firmes : les firmes de l'Est, les firmes de l'Ouest et les firmes en dehors de l'île de Montréal. Nous déterminons le type de firmes d'après l'emplacement géographique du siège social de la firme et par rapport à sa position longitudinale au boulevard St-Laurent. Par exemple, une firme dont le siège social se situe à l'est du boulevard St-Laurent est désignée comme une firme de l'Est.

Résultats avec tous les contrats

D'après le tableau 9 à l'Annexe E, dans le marché de l'Est, en moyenne il y a 3,78 soumissionnaires par appel d'offres. De ce nombre, nous retrouvons en moyenne 2,04 firmes de l'Est (64 %), 1,06 firme en dehors de l'île de Montréal (28 %) et seulement 0,34 firme de l'Ouest (9 %).

D'après le tableau 10 à l'annexe E, dans le marché de l'Ouest, en moyenne il y a 5,47 soumissionnaires. De ce nombre, nous retrouvons en moyenne 0,94 firme de l'Est (17 %), 1,59 firme en dehors de l'île de Montréal (29 %) et seulement 2,94 firmes de l'Ouest (54 %).

D'après ces données, les firmes soumissionnent dans le marché situé près de l'emplacement géographique de leur siège social. Les différences du taux de participation selon le type de firmes sont la preuve de l'asymétrie entre les entreprises.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

D'après le tableau 11 à l'Annexe E, dans le marché de l'Est, en moyenne il y a 3,46 soumissionnaires par appel d'offres. De ce nombre, nous retrouvons en moyenne 2,04 firmes de l'Est (31 %), 1,38 firme en dehors de l'île de Montréal (40 %) et seulement 1,00 firme de l'Ouest (29 %).

D'après le tableau 12 à l'annexe E, dans le marché de l'Ouest, en moyenne il y a 6,15 soumissionnaires. De ce nombre, nous retrouvons en moyenne 1,23 firme de l'Est (20 %), 2,08 firmes en dehors de l'île de Montréal (34 %) et 2,85 firmes de l'Ouest (46 %).

D'après notre sous-groupe de contrats, dans nos deux marchés, contrairement avec l'ensemble de nos données, les firmes ne soumissionnent pas nécessairement dans le marché situé près de l'emplacement géographique de leur siège social. Selon le taux de participation avec notre sous-groupe de données, l'asymétrie semble moins présente dans le marché de l'Est et le marché de l'Ouest.

6.2.2 Test de Chow

Une autre évaluation empirique de l'asymétrie consiste à effectuer la procédure décrite à la section 5.1.1 pour nos deux marchés.

Résultats avec tous les contrats

Dans le marché de l'Est, la statistique F du test de Chow entre les firmes de l'Ouest et les firmes en dehors de l'île de Montréal est de 2,81, donc les coefficients sont significativement différents à un seuil de 5%. La statistique F entre les firmes de l'Est et les firmes de l'Ouest est de 0,6719, donc les coefficients ne sont pas significativement différents. On peut regrouper les firmes de l'Est et les firmes de l'Ouest. Finalement, lorsque nous comparons les deux groupes réunis à l'étape précédente avec les firmes en dehors de l'île de Montréal, la statistique F du test de Chow est de 5,3196, donc nous pouvons conclure que statistiquement il est probable qu'il y a de l'asymétrie dans le marché de l'Est.

Dans le marché de l'Ouest, les coefficients des firmes de l'Ouest et les coefficients des firmes en dehors de l'île de Montréal ne sont pas significativement différents. En effet, la statistique F du test de Chow est de 0,8554. En dernier lieu, lorsque nous comparons ces deux derniers groupes et les firmes de l'Est, la statistique F du test de Chow est de 0,6688. Nous pouvons conclure que statistiquement il n'y a pas de l'asymétrie dans le marché de l'Ouest.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Dans le marché de l'Est et notre sous-groupe de contrats, la statistique F du test de Chow entre les firmes de l'Ouest et les firmes en dehors de l'île de Montréal est de 3,8381, donc les coefficients sont significativement différents à un seuil de 1%. La statistique F entre les firmes de l'Est et les firmes de l'Ouest est de 3,3204, donc les coefficients sont significativement différents à un seuil de 5%. Finalement, lorsque nous comparons les firmes de l'Est avec les firmes en dehors de l'île de Montréal, la statistique F du test de Chow est de 12,0331, donc les coefficients sont significativement différents à un seuil de 1 % et nous pouvons conclure que statistiquement il est probable qu'il y a de l'asymétrie dans le marché de l'Est.

Dans le marché de l'Ouest, les coefficients des firmes de l'Ouest et les coefficients des firmes en dehors de l'île de Montréal sont significativement différents à un seuil de 1%, la statistique F du test de Chow est de 7.1647. En second lieu, la statistique F entre les firmes de l'Est et les firmes de l'Ouest est de 1.8918, donc les coefficients ne sont pas significativement différents. On peut regrouper les firmes de l'Est et les firmes de l'Ouest. Finalement, lorsque nous comparons les deux groupes réunis à l'étape précédente avec les firmes en dehors de l'île de Montréal, la statistique F du test de Chow est de 11.4350, donc nous pouvons conclure que statistiquement il est probable qu'il y a de l'asymétrie dans le marché de l'Ouest.

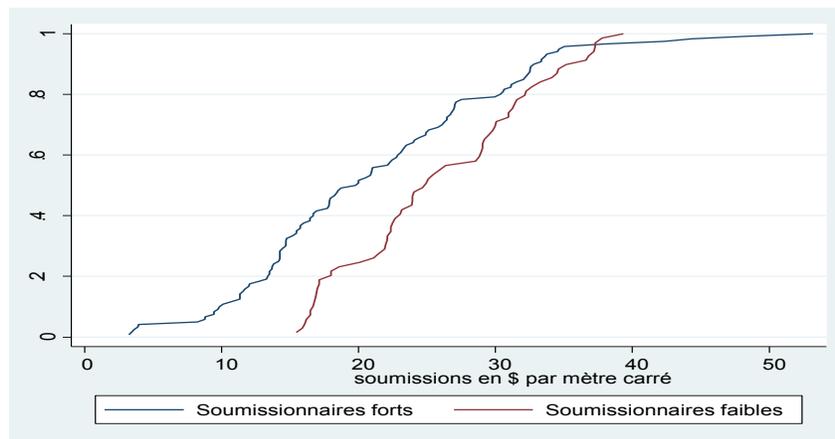
Flambard et Perrigne (2006) ont trouvé de l'asymétrie dans le marché de l'Ouest, mais pas dans le marché de l'Est pour la période de 1990 à 1998 avec ce test.

6.2.3 La fonction de répartition cumulative des soumissions

Ensuite, nous analysons la fonction de répartition cumulative des soumissions à l'aide des Figures 2 à 5 ci-dessous.

Résultats avec tous les contrats

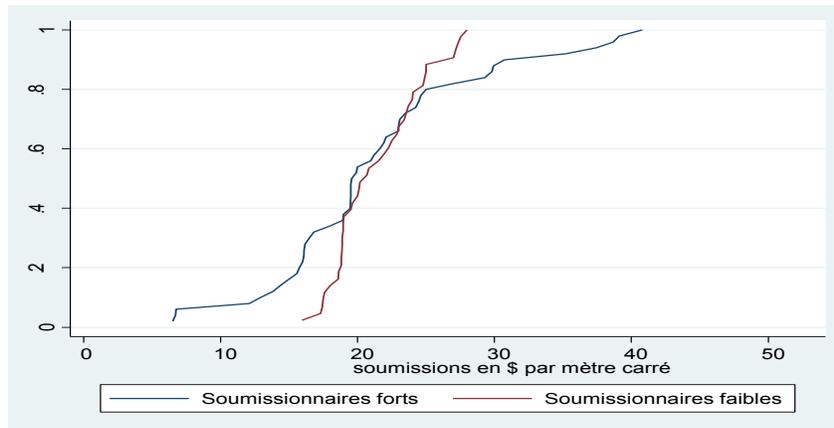
Figure 2 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l'Est avec toutes les soumissions de 2006 à 2010



Notes. La fonction de répartition cumulative de la distribution de l'offre de deux sous-groupes : les soumissionnaires forts, les entreprises de l'Est qui soumissionnent à l'est et les entreprises de l'Ouest qui soumissionnent à l'ouest. Les soumissionnaires faibles, les entreprises de l'Est qui soumissionnent à l'ouest et les entreprises de l'Ouest qui soumissionnent à l'est.

Pour le marché de l'Est et le marché de l'Ouest, la fonction de distribution des soumissionnaires forts croise la fonction de distribution des soumissionnaires faibles. D'après ce test, l'asymétrie n'est pas présente dans nos deux marchés.

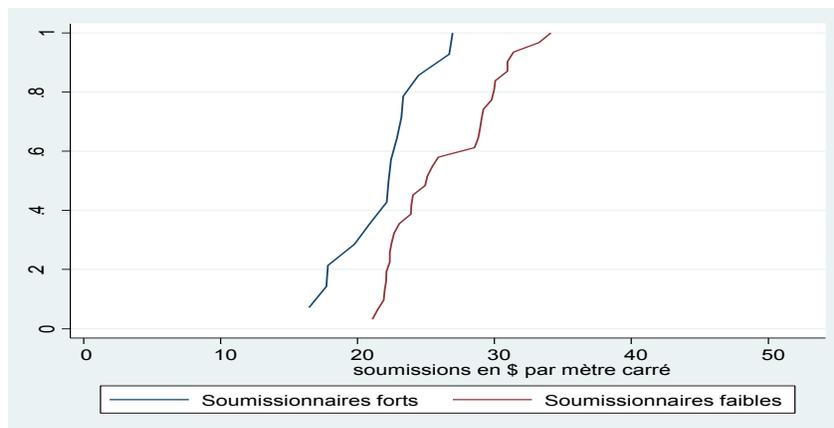
Figure 3 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Ouest avec toutes les soumissions de 2006 à 2010



Notes. La fonction de répartition cumulative de la distribution de l’offre de deux sous-groupes : les soumissionnaires forts, les entreprises de l’Est qui soumissionnent à l’est et les entreprises de l’Ouest qui soumissionnent à l’ouest. Les soumissionnaires faibles, les entreprises de l’Est qui soumissionnent à l’ouest et les entreprises de l’Ouest qui soumissionnent à l’est.

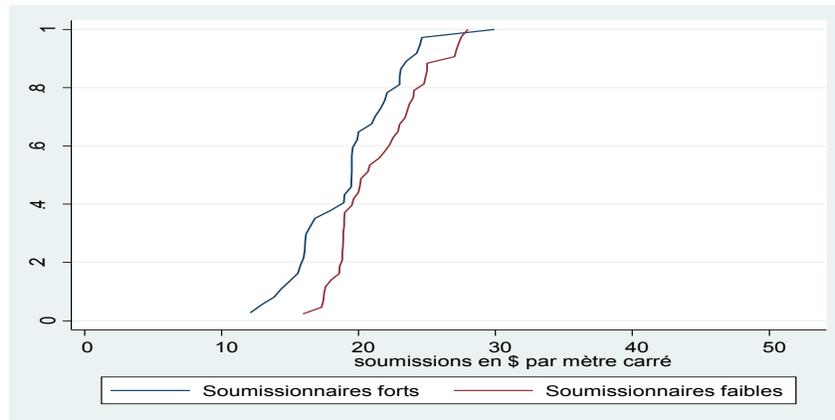
Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Figure 4 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Est avec les contrats de 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010



Notes. La fonction de répartition cumulative de la distribution de l’offre de deux sous-groupes : les soumissionnaires forts, les entreprises de l’Est qui soumissionnent à l’est et les entreprises de l’Ouest qui soumissionnent à l’ouest. Les soumissionnaires faibles, les entreprises de l’Est qui soumissionnent à l’ouest et les entreprises de l’Ouest qui soumissionnent à l’est.

Figure 5 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Ouest avec les contrats de 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010



Notes. La fonction de répartition cumulative de la distribution de l’offre de deux sous-groupes : les soumissionnaires forts, les entreprises de l’Est qui soumissionnent à l’est et les entreprises de l’Ouest qui soumissionnent à l’ouest. Les soumissionnaires faibles, les entreprises de l’Est qui soumissionnent à l’ouest et les entreprises de l’Ouest qui soumissionnent à l’est.

Pour le marché de l’Est, la fonction de distribution des soumissionnaires forts est au-dessus de la fonction de distribution des soumissionnaires faibles à tous les points de la courbe, donc d’après ce test, l’asymétrie est présente dans ce marché. Pour le marché de l’Ouest, nous n’observons cette dominance stochastique, donc nous ne pouvons pas conclure que l’asymétrie est présente dans ce marché.

Flambard et Perrigne (2006) ont trouvé de l’asymétrie dans le marché de l’Ouest, mais pas dans le marché de l’Est pour la période de 1990 à 1998 avec le test de la fonction de répartition cumulative.

6.2.4 Le test de Smirnov-Kolmogorov

Nous avons vérifié l’hypothèse nulle posée à l’équation 9 dans la section 5.1.3 à l’aide du test de Smirnov-Kolmogorov.

Résultats avec tous les contrats

Dans le marché de l’Est et de l’Ouest, nous retrouvons une valeur p associée de 0,031 et 0,018 respectivement, donc nous pouvons rejeter notre hypothèse nulle à un seuil de 5 % dans nos deux marchés. Nous avons de l’asymétrie dans le marché de l’Est et dans le marché de l’Ouest.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Nous avons également de l'asymétrie dans le marché de l'Est et dans le marché de l'Ouest avec notre sous-groupe de contrats homogènes. Dans le marché de l'Est et de l'Ouest, nous retrouvons une valeur p associée de 0,000 et 0,012 respectivement, donc nous pouvons rejeter notre hypothèse nulle à un seuil de 1 % et 5 % respectivement.

Flambard et Perrigne (2006) ont trouvé de l'asymétrie dans le marché de l'Ouest, mais pas dans le marché de l'Est pour la période de 1990 à 1998 avec le test de Smirnov-Kolmogorov.

6.3 Tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives

Tel que mentionné à la section 5.2, nous reprenons séparément les tests de la section 5.1 avec les firmes collusives ou compétitives. Nous désirons déterminer si la collusion est le facteur déterminant de l'asymétrie dans les appels d'offres dans le secteur du déneigement à Montréal. Pour chacun des tests et selon chaque groupe de données, l'hypothèse 1 de la section 5.2 est confirmée si nous obtenons avec les entreprises collusoires de l'asymétrie dans nos marchés, mais que nous n'avons pas d'asymétrie avec les entreprises compétitives. Nous avons créé le tableau 17 et le tableau 18 ci-contre pour mettre l'accent sur les résultats des différents tests avec notre groupe collusif et compétitif dans nos deux marchés.⁵⁵

Résultats avec tous les contrats

TABLEAU 17 – Résultats des tests d'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006) avec le groupe collusif ou compétitif et avec l'ensemble de nos données de 2006 à 2010

			Tous les contrats (cartel)	Tous les contrats (sans cartel)
Est	A s y m é t r i e	Test de Chow	oui**	oui***
		Test de la fonction de répartition cumulative	non	oui
		Test Smirnov-Kolmogorov	non	oui***
Ouest		Test de Chow	non	non
		Test de la fonction de répartition cumulative	non	non
		Test Smirnov-Kolmogorov	non	oui*
***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1				

Notes. La troisième colonne correspond au test d'asymétrie utilisé. La colonne Tous les contrats (cartel) correspond si le test utilisé est significatif (oui) ou non significatif (non) pour le groupe membre allégué du

⁵⁵ L'indication oui signifie que nous retrouvons de l'asymétrie et inversement pour non.

cartel. La colonne Tous les contrats (sans cartel) correspond si le test utilisé est significatif (oui) ou non significatif (non) pour le groupe non membre du cartel.

Nous observons, tout d'abord, que dans le marché de l'Est à l'aide du test de la fonction de répartition cumulative des soumissions et le test de Smirnov-Kolmogorov, nous trouvons de l'asymétrie pour le groupe non collusif, mais nous n'en décelons pas avec les membres alléguées du cartel. Par conséquent, pour ces deux tests, la collusion n'est pas le facteur déterminant de l'asymétrie. Tel que mentionné à la section 5.2, dans ce cas, elle peut survenir de la taille des firmes, de la possession d'une meilleure information par certaines firmes soumissionnaires ou de l'emplacement de la firme par rapport à la localisation du contrat. Au moyen du test de Chow, nous ne pouvons rien conclure. En effet, pour nos deux groupes de firmes, nous obtenons de l'asymétrie.

Ensuite, pour le marché de l'Ouest, le test de Chow et le test de la fonction de répartition cumulative des soumissions ne sont pas significatifs pour déterminer si l'asymétrie est la conséquence de la collusion dans notre marché, les résultats sont négatifs pour nos deux groupes de firmes. Par ailleurs, le test de Smirnov-Kolmogorov nous indique que l'asymétrie est présente pour le groupe compétitif, mais absente pour les firmes membres alléguées du cartel, donc la collusion n'est pas le facteur déterminant de l'asymétrie.

Finalement, avec l'ensemble de nos données et les tests de Flambard et Perrigne (2006), autant dans le marché de l'Est que dans le marché de l'Ouest, nous ne pouvons pas conclure statistiquement à un lien direct entre l'asymétrie et le comportement potentiellement collusif des firmes.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

TABLEAU 18 – Résultats des tests d'asymétrie de Flambard et Perrigne (2006) avec le groupe collusif ou compétitif et avec les contrats de 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010

			Option 3-4-5-7 ans (cartel)	Option 3-4-5-7 ans (sans cartel)
Est	A s y m é t r i e	Test de Chow	oui***	oui*
		Test de la fonction de répartition cumulative	non	oui
		Test Smirnov-Kolmogorov	oui*	non
Ouest		Test de Chow	oui**	non
		Test de la fonction de répartition cumulative	non	non
		Test Smirnov-Kolmogorov	oui*	non
***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1				

Notes. La troisième colonne correspond au test d'asymétrie utilisé. La colonne Tous les contrats (cartel) correspond si le test utilisé est significatif (oui) ou non significatif (non) pour le groupe membre du cartel. La colonne Tous les contrats (sans cartel) correspond si le test utilisé est significatif (oui) ou non significatif (non) pour le groupe non membre du cartel.

Dans le marché de l'Est, à l'aide du test de Smirnov-Kolmogorov, nous retrouvons de l'asymétrie pour les firmes membres alléguées du cartel, mais pas pour les firmes non membres du cartel. Par conséquent, nous pouvons suggérer que statistiquement la collusion est peut-être la raison de l'asymétrie. Nous remarquons un résultat positif pour nos deux groupes avec le test de Chow. Alors nous ne pouvons rien conclure dans ce cas. Le test de la fonction de répartition cumulative des soumissions nous indique que l'asymétrie est présente pour le groupe compétitif, mais absente pour les firmes membres alléguées du cartel, donc la collusion n'est pas le facteur déterminant de l'asymétrie.

En ce qui concerne notre marché de l'Ouest, nous pouvons conclure à l'aide du test de Chow et le test de Smirnov-Kolmogorov que l'asymétrie est une conséquence directe de la collusion entre les firmes. Nous ne pouvons rien affirmer avec le test de la fonction de répartition cumulative des soumissions.

En conclusion, avec notre sous-groupe de données homogènes, dans le marché de l'Est, nous pouvons conclure que statistiquement nous observons un lien direct entre l'asymétrie et le comportement potentiellement collusif des firmes avec le test de Smirnov-Kolmogorov. Dans le marché de l'Ouest, nous remarquons cette cause à effet à l'aide du test de Smirnov-Kolmogorov et le test de Chow.

6.4 Tests de Pesendorfer (2000)

Nous employons les techniques utilisées par Pesendorfer (2000) pour valider notre hypothèse 1 de la section 5.2. Tel que décrit à la section 5.3, nous testons les deux prédictions de l'auteur : 1) le comportement des firmes non collusives diffère de celui des firmes collusives; 2) s'il y a une asymétrie, on devrait trouver une dominance stochastique du premier ordre de la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires membres alléguées du cartel.

6.4.1 Test sur le comportement potentiellement collusif des firmes membres alléguées du cartel

Nous avons vérifié l'hypothèse nulle posée à l'équation 10 et pour ce faire, nous avons calculé la statistique F de Fisher de l'équation 8. L'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 10 est rejetée si la statistique du test est plus grande que la valeur critique de la loi normale. Si le test montre que les deux groupes ont des coefficients différents, c'est-à-dire si nous rejetons l'hypothèse nulle, nous pouvons conclure que le comportement des firmes membres alléguées du cartel diffère de celui des firmes non membres du cartel.

Résultats avec tous les contrats

Somme toute, dans le marché de l'Est, nous obtenons une statistique de Fisher de 2,6795, donc nous pouvons rejeter notre hypothèse nulle à un seuil de 5%.

Dans le marché de l'Ouest, nous trouvons une statistique de Fisher de 4,0810, notre hypothèse nulle est rejetée à un seuil de 1%.

Finalement, nous pouvons conclure que statistiquement le comportement des firmes membres alléguées du cartel diffère de celui des firmes non membres du cartel dans nos deux marchés.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Dans le marché de l'Est, le comportement des firmes membres alléguées du cartel n'est pas différent de celui des firmes non membres du cartel. En effet, nous obtenons une statistique de Fisher de 1,7139, donc nous ne pouvons pas rejeter notre hypothèse nulle.

Dans le marché de l'Ouest, nous pouvons rejeter notre hypothèse nulle à un seuil de 1%, nous recueillons une statistique de Fisher de 9,4746.

Par conséquent, nous pouvons conclure que statistiquement le comportement des firmes membres alléguées du cartel diffère de celui des firmes non membres du cartel dans le marché de l'Ouest, mais pas dans le marché de l'Est.

6.4.2 Test d'asymétrie de Pesendorfer (2000)

D'après la technique décrite à la section 5.3.2, nous analysons graphiquement, pour le marché de l'Est et pour le marché de l'Ouest, la fonction de répartition cumulative des soumissions des firmes adjudicatrices d'un contrat membres alléguées du cartel et les firmes non membres du cartel.

Résultats avec tous les contrats

Tout d'abord, selon la Figure 6 à l'Annexe F, une analyse graphique nous permet de constater une dominance stochastique du premier ordre de la distribution de l'offre des soumissionnaires membres allégués du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel. Ce résultat est contraire aux résultats et à la deuxième prédiction de Pesendorfer (2000). En effet, selon l'auteur, la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel à tous les points sur la courbe devrait être plus basse que la distribution de l'offre des soumissionnaires membres allégués du cartel.

Dans le marché de l'Ouest selon la Figure 7 à l'Annexe F, la distribution de l'offre des soumissionnaires membres allégués du cartel croise la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel. D'après ce test, l'asymétrie n'est pas présente dans le marché de l'Ouest.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Avec notre sous-groupe de contrats homogènes, Figure 8 et 9 à l'Annexe F, nous retrouvons les mêmes résultats. Dans le marché de l'Est, il y a une dominance stochastique du premier ordre de la distribution de l'offre des soumissionnaires membres allégués du cartel sur la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel, ce qui est contraire aux résultats et à la deuxième prédiction de Pesendorfer (2000).

Dans le marché de l'Ouest, il n'y a pas d'asymétrie, la distribution de l'offre des soumissionnaires membres allégués du cartel croise la distribution de l'offre des soumissionnaires non membres du cartel.

6.5 Test sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993)

Nous validons notre hypothèse 1 de la section 5.2 avec le test sur le niveau des soumissions. Nous estimons l'équation 5 par la méthode des moindres carrés généralisés (GLS). Par la suite, nous calculons la statistique F de Fisher de l'équation 8 et nous vérifions l'hypothèse nulle spécifiée à l'équation 11.

Résultats avec tous les contrats

Dans le marché de l'Est, nous obtenons une statistique de Fisher de 0,5825, donc nous ne pouvons pas rejeter notre hypothèse nulle.

Dans le marché de l'Ouest, nous trouvons une statistique de Fisher de 2,3419, notre hypothèse nulle est rejetée à un seuil de 5%.

Finalement, nous pouvons conclure que statistiquement le comportement des firmes membres alléguées du cartel diffère de celui des firmes non membres du cartel dans le marché de l'Ouest, mais pas dans le marché de l'Est.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

Dans le marché de l'Est, le comportement des firmes membres alléguées du cartel est différent de celui des firmes non membres du cartel. En effet, nous obtenons une statistique de Fisher de 2,11, donc nous pouvons rejeter notre hypothèse nulle à un seuil de 10%.

Dans le marché de l'Ouest, nous pouvons rejeter notre hypothèse nulle à un seuil de 5%, nous recueillons une statistique de Fisher de 2,66.

Par conséquent, nous pouvons conclure que statistiquement le comportement des firmes membres alléguées du cartel diffère de celui des firmes non membres du cartel dans nos deux marchés.

6.6 Tests de Bajari et Ye (2003)

Nous appliquons les techniques utilisées par Bajari et Ye (2003) pour vérifier la conformité de notre hypothèse 1 de la section 5.2, à l'aide du test de l'indépendance conditionnelle et du test de l'interchangeabilité. Ces deux tests servent à vérifier si l'équilibre présent dans notre marché est compétitif ou collusif.

6.6.1 Test d'indépendance conditionnelle

Pour ce test, nous calculons la corrélation entre les résidus pour chaque paire de firmes ayant interagi plus de quatre fois simultanément pour une enchère. Ensuite, nous calculons la statistique test de l'équation 14 et nous vérifions notre hypothèse nulle de l'équation 12. Pour nos deux marchés, nous représentons la statistique de test (z), le coefficient de corrélation (r) et le nombre d'interactions entre les firmes (n) pour notre sous-groupe de contrats homogènes et pour l'ensemble de nos données.

Résultats avec tous les contrats

TABLEAU 19 – Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats

Firmes	n	r	z	Firmes	n	r	z
(2,3)	5	-0,3891	-0,5809	(9,27)	10	-0,0898	-0,2382
(2,7)	4	-0,6312	-0,7434	(9,35)	5	-0,8054	-1,5751
(3,7)	4	-0,0098	-0,0098	(9,40)	7	-0,5827	-1,3331
(5,39)	4	-0,648	-0,7718	(10,12)	4	-0,6216	-0,7276
(7,9)	6	0,2267	0,3996	(10,13)	4	-0,6354	-0,7504
(7,14)	4	0,4915	0,5380	(12,13)	4	0,44	0,4722
(7,18)	4	-0,2865	-0,2947	(14,26)	4	0,862	1,3011
(7,27)	4	0,9807	2,3156**	(18,19)	5	0,9767	3,1401***
(7,40)	4	-0,9784	-2,2587**	(18,27)	8	-0,4519	-1,0892
(9,14)	4	-0,0927	-0,0930	(19,27)	4	-0,6706	-0,8118
(9,18)	6	0,8061	1,9326*	(27,40)	4	-0,9947	-2,9653***
(9,26)	5	-0,3	-0,4377	(35,40)	4	0,6893	0,8466

***= $p < 0,01$, **= $p < 0,05$, *= $p < 0,1$

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne n correspond au nombre de contrats où le couple de firmes a soumissionné ensemble dans un même contrat. La colonne r correspond aux résidus de l'équation 6 que nous calculons par paire de firmes lors d'un appel d'offres. Ensuite, nous calculons le coefficient de corrélation σ_i, j , c'est-à-dire le coefficient de corrélation entre la firme i et la firme j. La colonne z correspond au calcul de l'équation 13 et 14.

Dans le marché de l'Est, seulement 5 paires de firmes (7,27) (7,40) (9,18) (18,19) (27,40) rejettent la condition d'indépendance conditionnelle à un seuil de 10 % ou moins. Il est intéressant de noter 78,26% des paires de firmes respectent ce test. De plus, d'après le tableau 8, la firme 7 a la plus grande part de marché dans l'arrondissement de St-Léonard.

Dans le marché de l'Ouest, voir le tableau 20 ci-dessous, 100% des paires de firmes démontrent un respect de cette condition.

TABLEAU 20 – Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats

Firmes	n	r	z	Firmes	n	r	z
(1,4)	8	0,525	1,3041	(4,28)	6	0,0958	0,1664
(1,19)	5	0,4369	0,6624	(4,29)	4	0,4152	0,4419
(1,27)	5	-0,7727	-1,4524	(19,27)	5	-0,6054	-0,9923
(1,28)	6	0,2471	0,4370	(19,28)	5	0,2274	0,3273
(4,19)	5	-0,2366	-0,3411	(27,28)	5	-0,7432	-1,3542
(4,27)	6	-0,1233	-0,2147				

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne n correspond au nombre de contrats où le couple de firmes a soumissionné ensemble dans un même contrat. La colonne r correspond aux résidus de l'équation 6 que nous calculons par paire de firmes lors d'un appel d'offres. Ensuite, nous calculons le coefficient de corrélation $\sigma_{i,j}$, c'est-à-dire le coefficient de corrélation entre la firme i et la firme j. La colonne z correspond au calcul de l'équation 13 et 14.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

TABLEAU 21 – Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Est de 2006 à 2010 pour contrats de 3-4-5-7 ans

Firmes	n	r	z
(10,12)	4	0,6071	0,7043
(10,13)	4	-0,2058	-0,2088
(12,13)	4	0,627	0,7365

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne n correspond au nombre de contrats où le couple de firmes a soumissionné ensemble dans un même contrat. La colonne r correspond aux résidus de l'équation 6 que nous calculons par paire de firmes lors d'un appel d'offres. Ensuite, nous calculons le coefficient de corrélation $\sigma_{i,j}$, c'est-à-dire le coefficient de corrélation entre la firme i et la firme j. La colonne z correspond au calcul de l'équation 13 et 14.

Pour notre sous-groupe de contrats homogènes, dans le marché de l'Est, d'après notre tableau 21, toutes les firmes respectent la condition du test d'indépendance conditionnelle. Dans le marché de l'Ouest, une seule paire de firmes (1,4) rejette cette condition à un seuil de 1%, voir le tableau 22. Cependant, il est important de noter, puisqu'il faut un minimum de quatre soumissions simultanées par enchère entre deux firmes, le test

d'indépendance conditionnelle n'est sans doute pas bien adapté pour un petit échantillon comme le nôtre.

TABLEAU 22 – Résultats du test d'indépendance conditionnelle pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010 pour contrats de 3-4-5-7 ans

Firmes	n	r	z	Firmes	n	r	z
(1,4)	7	-0,866	-2,6337***	(4,28)	6	0,0687	0,1192
(1,19)	5	0,4425	0,6722	(19,27)	5	-0,6285	-1,0450
(1,27)	5	-0,5489	-0,8723	(19,28)	5	0,0427	0,0604
(1,28)	6	0,3621	0,6570	(27,28)	5	-0,6556	-1,1102
(4,19)	5	-0,0278	-0,0393				
(4,27)	6	-0,2867	-0,5109				
***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1							

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne n correspond au nombre de contrats où le couple de firmes a soumissionné ensemble dans un même contrat. La colonne r correspond aux résidus de l'équation 6 que nous calculons par paire de firmes lors d'un appel d'offres. Ensuite, nous calculons le coefficient de corrélation $\sigma_{i,j}$, c'est-à-dire le coefficient de corrélation entre la firme i et la firme j. La colonne z correspond au calcul de l'équation 13 et 14.

6.6.2 Test de l'interchangeabilité

Pour faire ce test, nous avons testé l'égalité des coefficients β de l'équation 16 pour chacune de nos paires de firmes ayant interagi plus de 4 fois ensemble et nous avons calculé la statistique F de l'équation 15. Nous présentons nos résultats dans les tableaux 23 à 26 et nous illustrons la statistique F.

Résultats avec tous les contrats

TABLEAU 23 – Résultats du test d’interchangeabilité pour le marché de l’Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats

Firmes	Statistique F	Firmes	Statistique F
(2,3)	12,57***	(9,27)	1,77
(2,7)	9,52***	(9,35)	2,77***
(3,7)	14,52***	(9,40)	17,61***
(5,39)	25,56***	(10,12)	27,83***
(7,9)	1,01	(10,13)	22,6***
(7,14)	0,97	(12,13)	29,12***
(7,18)	14,83***	(18,19)	15,33***
(7,27)	0,69	(18,27)	16,67***
(7,40)	19,61***	(19,27)	17,22***
(9,14)	3,14***	(27,40)	19,9***
(9,18)	15,6***	(35,40)	17,66***
***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1			

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne Statistique F correspond au calcul de l’équation 15.

Pour le marché de l’Est, voir à cet effet le tableau 23, seulement 18,18% des paires de firmes ne rejettent pas la condition d’interchangeabilité à un seuil de 1%, donc il est très peu probable que ce marché soit compétitif d’après ce critère. En effets, 18 paires de firmes et 15 firmes ne respectent ce critère. Notons que les firmes 2,3,5,7,12,18 et 35 dominent les parts de marché des arrondissements suivants : Ahuntsic, Villeray-St-Michel, St-Léonard, Ville-Marie, Montréal-Nord et Anjou.

Le tableau 24 présente les résultats pour le marché de l’Ouest. Une seule paire de firmes, (1,28) rejette ce test. Par conséquent, 90,91% des paires de firmes respectent cette condition. En comparaison au marché de l’Est, le marché de l’Ouest est nettement plus compétitif d’après ce critère.

TABLEAU 24 – Résultats du test d’interchangeabilité pour le marché de l’Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats

Firmes	Statistique F	Firmes	Statistique F
(1,4)	0,43	(4,28)	0,64
(1,19)	0,15	(4,29)	0,62
(1,27)	0,18	(19,27)	2,15
(1,28)	4,91***	(19,28)	0,24
(4,19)	0,12	(27,28)	1,63
(4,27)	0,33		

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne Statistique F correspond au calcul de l’équation 15.

Résultats avec les contrats de 3-4-5-7 ans

TABLEAU 25 – Résultats du test d’interchangeabilité pour le marché de l’Est de 2006 à 2010 pour les contrats de 3-4-5-7 ans

Firmes	Statistique F
(10,12)	1,31
(10,13)	0,7
(12,13)	1,02

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne Statistique F correspond au calcul de l’équation 15.

Pour notre sous-groupe de contrats homogènes, le test est respecté pour l’ensemble des paires de firmes, voir le tableau 25, dans le marché de l’Est.

TABLEAU 26 – Résultats du test d’interchangeabilité pour le marché de l’Ouest de 2006 à 2010 pour les contrats de 3-4-5-7 ans

Firmes	Statistique F	Firmes	F-Statistics
(1,4)	7,39***	(4,28)	10,71***
(1,19)	0,67	(19,27)	0,88
(1,27)	0,59	(19,28)	1,09
(1,28)	9,37***	(27,28)	0,34
(4,19)	0,7		
(4,27)	0,84		

***=p<0,01, **=p<0,05, *=p<0,1

Notes. La colonne Firmes correspond au couple de firmes, par exemple la firme 2 et la firme 3. La colonne Statistique F correspond au calcul de l’équation 15.

Pour le marché de l’Ouest, le tableau 26, 3 paires de firmes rejettent la condition d’interchangeabilité, soit les paires suivantes : (1,4) (1,28) et (4,28). Le marché de l’Ouest peut être considéré comme étant moins compétitif d’après ce critère, mais le test d’interchangeabilité n’est sans doute pas bien adapté pour un petit échantillon.

6.7 Discussion des résultats

Dans cette section, nous ferons ressortir les liens entre nos résultats et la littérature. Dans un premier temps, Flambard et Perrigne (2006) arrivent à la conclusion que l’asymétrie est présente dans le marché de l’Ouest et non dans celui de l’Est pour les soumissions lors des appels d’offres dans le secteur du déneigement à Montréal de 1990 à 1998. À l’aide des mêmes tests, nous détectons une forte asymétrie dans le marché de l’Est et de l’Ouest pour notre sous-groupe de contrats homogènes de 2006 à 2010. En effet, les trois tests statistiques sont concluants pour le marché de l’Est et deux des trois tests sont conséquents avec la présence d’asymétrie dans l’Ouest. Pour l’ensemble de nos données et la même période, le marché de l’Ouest exhibe de l’asymétrie plus faiblement étant donné que seulement un des trois tests est conciliant avec la présence d’asymétrie. Avec la totalité de nos données, deux des trois tests dans le marché de l’Est présentent de l’asymétrie dans nos données. La différence des résultats entre notre sous-groupe de contrats homogènes et la totalité des données est sans doute attribuable à l’hétérogénéité des données de ce dernier groupe. En effet nous retrouvons plus de 24 types de contrats.

En second lieu, peut-on faire le lien entre l'asymétrie lors d'un appel d'offres dans le secteur du déneigement à Montréal et le comportement potentiellement collusif des entreprises dans ce secteur ? Pour déterminer si le facteur collusif est la cause de l'asymétrie dans nos marchés, nous reprenons séparément avec les firmes collusives ou compétitives les tests d'asymétrie avec notre sous-groupe homogène de contrats. Nous retrouvons de l'asymétrie pour les firmes collusives dans l'Ouest pour deux des trois tests et un des trois tests dans l'Est. Avec le même sous-groupe de contrats et les mêmes tests précédemment positifs avec les firmes collusoires, nous ne retrouvons pas d'asymétrie pour les firmes compétitives dans l'Est et dans l'Ouest. Par conséquent, nous pouvons conclure que d'après nos tests l'asymétrie est possiblement une conséquence du truquage d'offres. Nos tests ne sont pas concluants avec l'ensemble de nos données.

Troisièmement, pour valider nos résultats, nous effectuons le test d'asymétrie de Pesendorfer (2000) avec nos deux groupes de données. Nous découvrons de l'asymétrie dans le marché de l'Est⁵⁶, mais pas dans l'Ouest. Également, nous trouvons avec les tests économétriques sur la collusion de Bajari et Ye (2003), le test d'indépendance conditionnel et le test d'interchangeabilité, une forte présence de comportement collusif dans le marché de l'Est et un comportement collusif presque inexistant pour le marché de l'Ouest avec la globalité de nos données. Ces mêmes tests et notre sous-ensemble homogène de contrats nous permettent de repérer un comportement collusif négligeable dans notre marché de l'Ouest et des pratiques collusoires nulles dans notre marché de l'Est. Par conséquent, nous obtenons des résultats différents avec ces tests.

Dernière constatation, avec le test économétrique sur le niveau des soumissions de Porter et Zona (1993), nous observons à une différence statistique entre le comportement des firmes collusives et les firmes compétitives dans le marché de l'Est et de l'Ouest pour notre sous-ensemble homogène de contrats. Nous retrouvons cette distinction avec nos données prises dans son entièreté dans l'Ouest, mais pas dans l'Est. Ce test est en lien avec les résultats trouvés avec les tests d'asymétrie avec les firmes collusives ou compétitives. À l'aide du test de Pesendorfer (2000), nous identifions cette différenciation entre le groupe

⁵⁶ Cependant, il est important de noter que le groupe non collusif ne domine pas stochastiquement les membres allégués du cartel, tel qu'élaboré par Pesendorfer (2000).

collusoire et compétitif pour nos deux marchés et nos deux groupes de données, excepté pour les contrats 3-4-5-7 ans dans le marché de l'Est.

7 Conclusion

Pour faire cette recherche, nous avons collecté des données sur tous les contrats pour les 19 arrondissements de la Ville de Montréal pour la période de 2006 à 2010. Nous nous sommes inspirés de l'étude Flambard et Perrigne (2006). À la suite de plusieurs observations et tests statistiques, elles arrivent à la conclusion que l'asymétrie est présente dans le marché de l'Ouest et non dans celui de l'Est. Nous avons également pris en compte l'actualité au Québec dans les dernières années, dont les nombreux reportages d'enquêtes dans l'industrie de la construction au Québec et du déneigement à Montréal. Dans un premier temps, nous avons cherché si l'asymétrie lors d'un appel d'offres dans le secteur du déneigement à Montréal est toujours présente dans notre marché de l'Est et notre marché de l'Ouest. Contrairement à l'étude de Flambard et Perrigne (2006), nous détectons une forte asymétrie dans le marché de l'Est et de l'Ouest pour notre sous-groupe de contrats homogènes. En effet, les trois tests statistiques sont concluants pour le marché de l'Est et deux des trois tests sont conséquents avec la présence d'asymétrie dans l'Ouest. Pour l'ensemble de nos données, le marché de l'Ouest exhibe de l'asymétrie plus faiblement étant donné que seulement un des trois tests est conciliant avec la présence d'asymétrie. Avec les mêmes données, deux des trois tests dans le marché de l'Est présentent de l'asymétrie dans nos données. Ensuite, nous avons validé notre hypothèse que statistiquement il est probable que l'asymétrie soit le résultat du comportement potentiellement collusif des firmes de ce secteur. Pour ce faire, nous avons repris séparément les tests de Flambard et Perrigne (2006) avec les firmes collusives ou compétitives. Les résultats avec notre sous-groupe de contrats homogènes sont en lien avec notre hypothèse de départ, mais pas avec l'ensemble de nos données. En effet, nous avons validé notre hypothèse à l'aide du test de Smirnov-Kolmogorov dans le marché de l'Est, le test utilisé par Flambard et Perrigne (2006). Dans le marché de l'Ouest, le test de Smirnov-Kolmogorov et le test de Chow, utilisés par Flambard et Perrigne (2006), étaient significatifs. Par la suite, pour valider nos résultats, nous avons effectué le test d'asymétrie de Pesendorfer (2000) et les tests de collusions de Pesendorfer (2000), Porter et Zona (1993) et de Bajari et Ye (2003). Nous avons décrit ces résultats à la section 6.7.

À la suite de notre étude, il serait intéressant, pour de futurs chercheurs ou pour les autorités anti-collusion, de continuer à enquêter sur ce marché. En effet, tel que d'écrit à la

section 2.2, les caractéristiques propices d'un marché collusif sont prédominantes dans ce marché. De plus, une fois les acteurs présumés fautifs auront été pénalisés devant la justice, il serait intéressant d'analyser les effets sur le secteur du déneigement à Montréal et de calculer les dommages liés aux comportements collusifs des années passées.

8 Annexes

A Exemple de tableau reçu de la part de l'arrondissement Montréal-Nord

Agent d'approvisionnement				Numéro de l'appel d'offres:		13-13152		Titre de l'appel d'offres:		A87 – CONTRAT DE DÉNEIGEMENT POUR L'ARRONDISSEMENT DE MONTRÉAL-NORD - Contrat n° 13-87-01 option 5 ans			
Véronique Roussin				Services Uniques J.M. inc.		Ramcor Construction inc.		Pavages D'Amour inc.		Montréal Excavation inc.		P.E.D. Rainville Équipement inc.	
No	Articles	Terme	Qté	Coût unitaire	Total	Coût unitaire	Total	Coût unitaire	Total	Coût unitaire	Total	Coût unitaire	Total
1	Travaux tel que décrit dans le devis.	200	46660	0,085 \$	793 220,00 \$	0,137 \$	1 278 484,00 \$	0,119 \$	1 110 508,00 \$	0,12 \$	1 119 840,00 \$	0,0846 \$	789 487,20 \$
				Total	793 220,00 \$	Total	1 278 484,00 \$	Total	1 110 508,00 \$	Total	1 119 840,00 \$	Total	789 487,20 \$
				TPS	39 661,00 \$	TPS	63 924,20 \$	TPS	55 525,40 \$	TPS	55 992,00 \$	TPS	39 474,36 \$
				TVQ	79 123,70 \$	TVQ	127 528,78 \$	TVQ	110 773,17 \$	TVQ	111 704,04 \$	TVQ	78 751,35 \$
				TOTAL	912 004,70 \$	TOTAL	1 469 936,98 \$	TOTAL	1 276 806,57 \$	TOTAL	1 287 536,04 \$	TOTAL	907 712,91 \$
<i>Soumissionnaire le moins cher au total</i> →				P.E.D. Rainville Équipement inc.		789 487,20 \$		+ TPS 39 474,36 \$		+ TVQ 78 751,35 \$		= 907 712,91 \$	

B Tableau des types de contrats

Code	Type d'options
1	1 an, avec 4 options de renouvellements
2	1 an, avec deux options de renouvellements
3	1 ans, sans option
4	2 ans, option site élimination
5	3 an, avec option de renouvellements pour deux ans
6	3 ans, option soumission conjointe de deux contrats
7	3 ans, sans option
8	4 ans, sans option
9	5 an, avec option de renouvellements pour deux ans
10	5 ans avec 3 options épandages
11	5 ans, option deux ou trois secteurs
12	5 ans, option site élimination
13	5 ans, option soumission conjointe pour les 4 contrats
14	5 ans, sans option
15	7 ans avec 3 options épandages
16	Les écarts entre chaque contrats sont calculés, options 1 ou 3 ans, option de renouvellement de un an chaque année année pour 2 ans
17	Les écarts entre chaque contrats sont calculés, un ans avec option de 4 renouvellements
18	option 1, 3, 5 ans
19	option 3 ans, 5 ans, option du type d'épandage
20	option 3, 5 ans, option soumission conjointe de deux contrats
21	option 3, 5ans
22	option 5, 7ans
23	option 2 ans ou 5 ans, option de renouvellement pour deux ans
24	Option 2 ans, 3 ans ou 5 ans

E Annexe de tous les tableaux

TABLEAU 1 – Statistiques descriptives à Montréal de 1990 à 1998

Year	Nb de contrat	Nb de Bids	Nb de bids en moyenne	bids (\$/m3)	winning bids (\$/m3)	Reserve price (\$/m3)	Distance headquarter (km)	length (m)	Distance Dump (km)
1990	8	42	5,25	13,52	12,11	15,81	N/A	31920	2,35
1991	15	133	8,87	12,64	11,57	13,39	N/A	31114	2,65
1992	6	49	8,17	11,62	11,05	13,17	N/A	34507	3,18
1993	3	20	6,67	11,51	10,13	12,7	N/A	32477	2,27
1994									
1995	8	56	7,00	11,53	10,32	12,49	N/A	38940	3,8
1996	12	72	6,00	10,49	10,01	11,27	N/A	37534	3,04
1997	6	65	10,83	10,12	9,37	11,2	N/A	36173	3,67
1998	3	20	6,67	10,07	9,46	10,84	N/A	32137	2,93
Total	61	457					N/A		

TABLEAU 4 – Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel pour le marché de l'Est de 2006 à 2010

Firme	Contrats gagnés	% contrats gagnés	Nombre de contrats soumissionnés	% des contrats soumissionnés	Contrats gagnés/Nombres de contrats soumissionnés	Contrats gagnés (\$)	% du marché
2	4	8,0%	10	20,0%	40,0%	13 386,15 \$	9,4%
3	3	6,0%	7	14,0%	42,9%	12 497,64 \$	8,8%
5	2	4,0%	4	8,0%	50,0%	5 190,47 \$	3,7%
7	6	12,0%	14	28,0%	42,9%	17 571,32 \$	12,4%
9	2	4,0%	18	36,0%	11,1%	1 949,25 \$	1,4%
11	1	2,0%	5	10,0%	20,0%	1 999,74 \$	1,4%
14	2	4,0%	13	26,0%	15,4%	6 699,10 \$	4,7%
16	3	6,0%	5	10,0%	60,0%	13 947,68 \$	9,8%
18	2	4,0%	10	20,0%	20,0%	5 037,89 \$	3,5%
20	1	2,0%	3	6,0%	33,3%	3 553,43 \$	2,5%
23	1	2,0%	1	2,0%	100,0%	4 305,40 \$	3,0%
27	2	4,0%	14	28,0%	14,3%	4 064,31 \$	2,9%
31	2	4,0%	5	10,0%	40,0%	4 597,15 \$	3,2%
34	1	2,0%	3	6,0%	33,3%	3 411,17 \$	2,4%
35	6	12,0%	7	14,0%	85,7%	2 878,11 \$	2,0%
39	2	4,0%	4	8,0%	50,0%	5 628,50 \$	4,0%
40	2	4,0%	9	18,0%	22,2%	1 902,23 \$	1,3%
66	2	4,0%	2	4,0%	100,0%	9 535,72 \$	6,7%
Total firmes membres du cartel dans l'est	44	88,0%	134			118 155,2 \$	83,2%
Total de toutes les firmes dans l'est	50	100,0%	189			141 981,81 \$	100,0%

TABLEAU 5 – Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat non membres du cartel pour le marché de l'Est de 2006 à 2010

Firme	Contrats gagnés	% contrats gagnés	Nombre de contrats soumissionnés	% des contrats soumissionnés	Contrats gagnés/Nombres de contrats soumissionnés	Contrats gagnés (\$)	% du marché
10	1	2,0%	1	2,0%	100,0%	4 449,88 \$	3,1%
12	2	4,0%	2	4,0%	100,0%	7 523,63 \$	5,3%
13	1	2,0%	1	2,0%	100,0%	4 038,83 \$	2,8%
19	1	2,0%	1	2,0%	100,0%	3 931,63 \$	2,8%
21	1	2,0%	1	2,0%	100,0%	3 882,61 \$	2,7%
Total firmes non membres du cartel	6	12,0%	6			23 826,57 \$	16,8%
Total de toutes les firmes	50	100,0%	189			141 981,81 \$	100,0%

TABLEAU 6 – Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat membres du cartel pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010

Firme	Contrats gagnés	% contrats gagnés	Nombre de contrats soumissionnés	% des contrats soumissionnés	Contrats gagnés/Nombres de contrats soumissionnés	Contrats gagnés (\$)	% du marché
1	5	29,4%	10	58,8%	50,0%	14 455,15 \$	28,2%
4	4	23,5%	11	64,7%	36,4%	14 750,76 \$	28,7%
8	2	11,8%	5	29,4%	40,0%	6 897,07 \$	13,4%
28	2	11,8%	7	41,2%	28,6%	5 889,47 \$	11,5%
29	1	5,9%	6	35,3%	16,7%	3 254,95 \$	6,3%
38	1	5,9%	2	11,8%	50,0%	911,57 \$	1,8%
Total firmes membres du cartel	15	88,2%	41			46 158,97 \$	89,9%
Total de toutes les firmes	17	100,0%	93			51 333,81 \$	100,0%

TABLEAU 7 – Statistiques descriptives des firmes adjudicatrices d'un contrat non membres du cartel pour le marché de l'Ouest de 2006 à 2010

Firme	Contrats gagnés	% contrats gagnés	Nombre de contrats soumissionnés	% des contrats soumissionnés	Contrats gagnés/Nombres de contrats soumissionnés	Contrats gagnés (\$)	% du marché
15	1	5,9%	1	5,9%	100,0%	3 035,98 \$	5,9%
25	1	5,9%	1	5,9%	100,0%	2 138,86 \$	4,2%
Total firmes non membres du cartel	2	11,8%	2			5 174,84 \$	10,1%
Total de toutes les firmes	17	100,0%	93			51 333,81 \$	100,0%

TABLEAU 9 – Statistiques descriptives dans le marché de l’Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats

	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Soumission	189	22,78	8,99	3,24	53,19
Soumission gagnante	50	19,69	7,6	3,24	33,76
Prix de réserve	50	23,85	9,65	3,24	48,35
Nombre de soumissionnaires	50	3,78	1,75	1	8
Nombre de soumissionnaires de l'est	50	2,4	1,67	0	5
Nombre de soumissionnaires de l'ouest	50	0,34	0,98	0	4
Nombre de soumissionnaires en dehors de l'île de Montréal	50	1,06	1,1	0	3
Distance du siège social au contrat à effectuer	50	20,99	26,15	1,4	103
Distance de la piste	50	33721	11772	17800	79459
Distance de la piste au site d'élimination de la neige	50	3,7	2,12	1,7	11,4

TABLEAU 10 – Statistiques descriptives dans le marché de l’Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats

	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Soumission	93	21,39	6,16	6,5	40,8
Soumission gagnante	17	19,64	7,09	6,5	37,45
Prix de réserve	17	27,4	12,2	6,75	52,99
Nombre de soumissionnaires	17	5,47	2,92	2	11
Nombre de soumissionnaires de l'est	17	0,94	1,14	0	3
Nombre de soumissionnaires de l'ouest	17	2,94	1,14	1	5
Nombre de soumissionnaires en dehors de l'île de Montréal	17	1,59	1,58	0	4
Distance du siège social au contrat à effectuer	17	14,86	24,31	1,9	78,9
Distance de la piste	17	39456	13564	13916	68375
Distance de la piste au site d'élimination de la neige	17	8,35	5,11	1,7	14,3

TABLEAU 11 – Statistiques descriptives dans le marché de l’Est de 2006 à 2010 pour tous les contrats de 3-4-5-7 ans

	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Soumission	45	24,87	4,18	16,47	34,12
Soumission gagnante	13	24,42	4,67	16,47	33,26
Prix de réserve	13	26,41	4,41	17,83	34,12
Nombre de soumissionnaires	13	3,46	1,66	1	6
Nombre de soumissionnaires de l'est	13	1,08	1,12	0	3
Nombre de soumissionnaires de l'ouest	13	1	1,73	0	4
Nombre de soumissionnaires en dehors de l'île de Montréal	13	1,38	1,33	0	3
Distance du siège social au contrat à effectuer	13	40,27	33,82	8,2	103
Distance de la piste	13	30662	2059	27229	33950
Distance de la piste au site d'élimination de la neige	13	4,63	2,9	1,7	11,4

TABLEAU 12 – Statistiques descriptives dans le marché de l’Ouest de 2006 à 2010 pour tous les contrats de 3-4-5-7 ans

	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Soumission	80	20,45	3,68	12,1	29,93
Soumission gagnante	13	18,02	3,27	12,1	23,1
Prix de réserve	13	26,9	11,69	12,26	52,99
Nombre de soumissionnaires	13	6,15	3,02	2	11
Nombre de soumissionnaires de l'est	13	1,23	1,17	0	3
Nombre de soumissionnaires de l'ouest	13	2,85	1,28	1	5
Nombre de soumissionnaires en dehors de l'île de Montréal	13	2,08	1,5	0	4
Distance du siège social au contrat à effectuer	13	17,4	27,42	2,5	78,9
Distance de la piste	13	40477	12756	26895	68375
Distance de la piste au site d'élimination de la neige	13	7,02	5	1,7	14,3

F Figures

Figure 6 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Est avec tous les contrats de 2006 à 2010

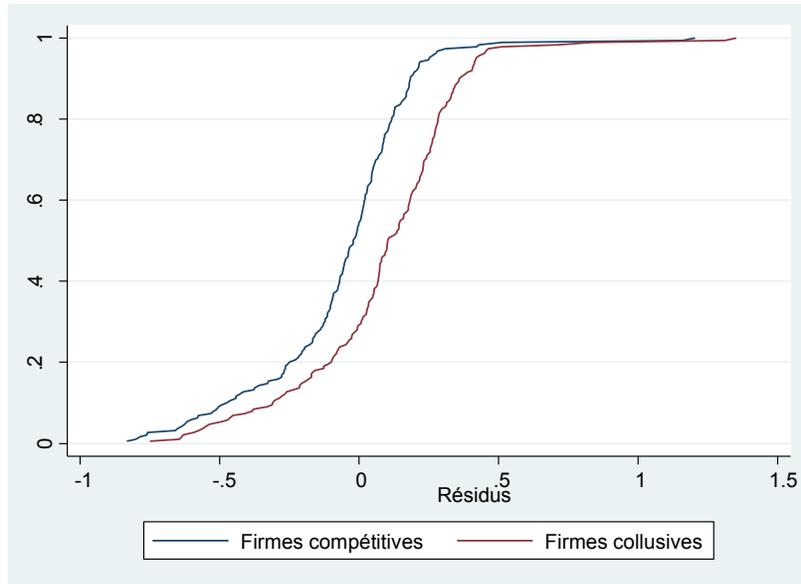


Figure 7 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Ouest avec tous les contrats de 2006 à 2010

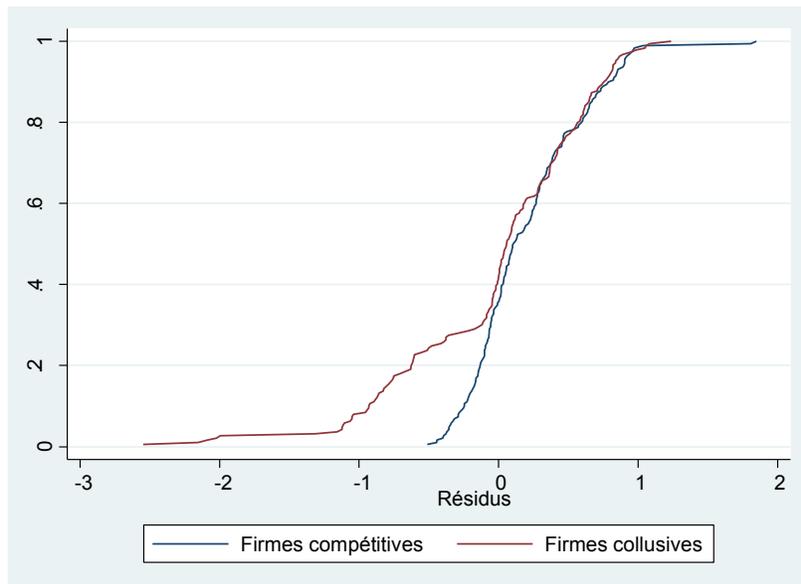


Figure 8 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Est pour les contrats 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010

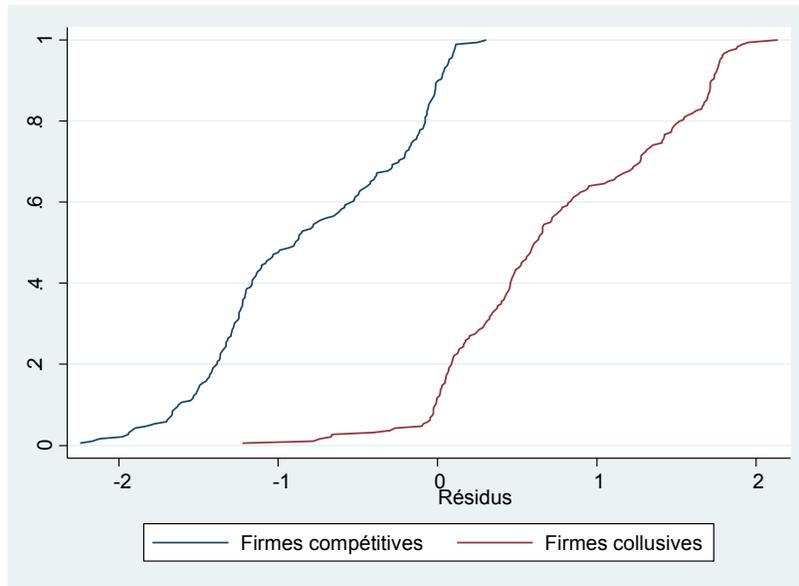
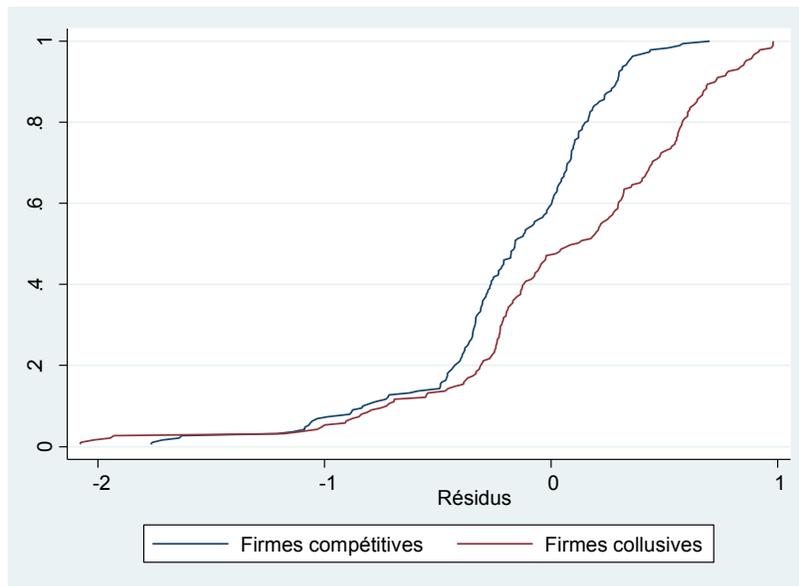


Figure 9 – Fonction de répartition cumulative dans le marché de l’Ouest pour les contrats 3-4-5-7 ans de 2006 à 2010



9 Bibliographie

Bajari, Patrick et Ye, Lixin, (2003) Deciding between competition and collusion, *The Reviews of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, p. 971-989

Bureau de l'inspecteur général de Montréal, Rapport sur le déneigement et ses pratiques à Montréal, 23 novembre 2015

Bureau de l'inspecteur général de Montréal, Rapport de recommandations sur l'annulation du processus d'octroi de deux contrats de déneigement dans l'arrondissement de Mercier-Hochelaga-Maisonneuve, 20 juin 2016

Clark, Robert, Coviello, Decio et al., (2016) Bid rigging and entry deterrence: Evidence from an anti-collusion investigation in Quebec, Department of Applied Economics, HEC Montreal, Department of Economics, Concordia University, Montréal 66p.

Conley, G. Timothy et Decarolis, Francesco, (2013) Detecting Bidders Groups in Collusive Auctions, *The Reviews of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, p. 971-989

Flambard, Véronique et Isabelle Perrigne, (2006). « Asymmetry in Procurement Auctions: Evidence from Snow Removal Contracts », *The Economic Journal*, vol. 116, no 514, p. 1014-1036.

Kawai, Kei et Nakabayashi, Jun (2014) Detecting Large-Scale Collusion in Procurement Auctions

Maskin, Eric et Riley, John, (2000) Asymmetric Auctions, Harvard University and University of California, Los Angeles, *The Review of Economic Studies*, Vol.67, No. 3, p.413-438

Pesendorfer, Martin, (2000) *A Study of Collusion in First-Price Auctions*, Yale University, Review of Economic Studies, p.381-411

Porter, Robert H., Zona, J. Douglas, (1993) *Detection of Bid Rigging in Procurement Auctions*, The University of Chicago Press, Journal of Political Economy, Vol. 101, No. 3, p. 518-538

Porter, Robert H., Zona, J. Douglas, (1999) *Ohio School Milk Markets : An Analysis of Bidding*, Northwestern University and NBER, RAND, Journal of Economics, p. 263-288

Rapport du vérificateur général de la Ville de Montréal au Conseil municipal et au conseil d'agglomération : Contrats relatifs aux opérations de déneigement de 2005 à 2013

Rosse, Selena, Turf Wars, Collusion & Sabotage, The seedy underbelly of snow removal in Montreal: an exclusive investigative report, Maisonneuve, 9 décembre 2011

Wooldridge, Jeffrey M., (2013) *Introductory Econometrics : A Modern Approach*, South-Western, Cengage Learning, p. 193

