REVUE D'ÉCONOMIE INDUSTRIELLE

**Revue d'économie industrielle**

**141 | 1er trimestre 2013**
**Partenariats public privé et performances des services publics 2/2**

# Stabilité externe et anticipation des offres concurrentielles par les ententes dans les marchés publics : une analyse empirique

**John Moore**

OpenEdition Journals

**Édition électronique**
URL : https://journals.openedition.org/rei/5504
DOI : 10.4000/rei.5504
ISSN : 1773-0198

**Éditeur**
De Boeck Supérieur

**Édition imprimée**
Date de publication : 21 juin 2013
Pagination : 21-50
ISBN : 978-2-8041-7826-0
ISSN : 0154-3229

**Référence électronique**
John Moore, « Stabilité externe et anticipation des offres concurrentielles par les ententes dans les marchés publics : une analyse empirique », *Revue d'économie industrielle* [En ligne], 141 | 1er trimestre 2013, mis en ligne le 21 juin 2015, consulté le 02 juin 2022. URL : http://journals.openedition.org/rei/5504 ; DOI : https://doi.org/10.4000/rei.5504

© Revue d'économie industrielle

# STABILITÉ EXTERNE ET ANTICIPATION DES OFFRES CONCURRENTIELLES PAR LES ENTENTES DANS LES MARCHÉS PUBLICS : UNE ANALYSE EMPIRIQUE

John MOORE*, IAE de Paris

**Mots-clés:** Marchés publics, collusion, ententes partielles.

**Key words:** Public Procurement, Collusion, External Stability of Cartels.

## 1. INTRODUCTION

Les marchés publics constituent une partie substantielle de la commande de biens et services par le secteur public aux entreprises. Avec un montant total de 324 milliards d'euros par an, ils représentent 16,6 % du PIB français (Chong *et al.* [2009]) et, en moyenne, 16 % du PIB des pays de l'Union européenne (Commission européenne [2008]). Les appels d'offres publics visent à insuffler de la concurrence pour le marché pour obtenir, en théorie, des prix compétitifs sans perte de qualité. Cependant, en pratique, les appels d'offres sont propices à la collusion. Au total, sur la période 1991–2010, l'Autorité de la Concurrence a émis plus de 220 décisions pour des cas d'entente dans les marchés publics sanctionnant environ 750 entreprises différentes dont certaines jusqu'à sept fois[1].

* L'auteur tient à remercier Joan-Ramon Borrell, Lisa Chever, Eshien Chong, Yannick Perez, Emmanuel Raynaud, Stéphane Saussier, Heidi Wechtler et Anne Yvrande-Billon pour leurs remarques et suggestions. Toutes les erreurs qui subsistent demeurent de la pleine responsabilité de l'auteur.

1 Voir les décisions n$^{os}$ 92-D-63, 95-D-01, 95-D-76, 00-D-20 et 01-D-31

Ce travail a été fortement inspiré par une de ces décisions [2]. En 1989, la municipalité du Havre a utilisé un appel d'offres au premier-prix pour déléguer des travaux d'électricité nécessaires à l'une des écoles de la ville. L'estimation de l'Administration pour ces travaux s'élevait à 9 275 €. Le 12 septembre 1989, la commission d'ouverture des plis s'est réunie et a constaté que neuf offres avaient été soumises et que, sur l'offre de l'entreprise SFEE, se trouvait un post-it. Sur celui-ci figurait l'offre exacte qu'avait soumise l'entreprise *SFEE* ainsi que le nom d'une autre firme participant à cet appel d'offres, *Simon & Lacherey*. Suspectant une entente entre les deux entreprises, la commission a alerté l'Autorité de la Concurrence. Après une enquête approfondie, ces deux firmes ainsi que deux autres n'ayant pas participé à cet appel d'offres furent sanctionnées dans le cadre d'une entente portant sur trois marchés publics différents. Pour ce contrat, *Simon & Lacherey* avait soumis une offre censée remporter le marché, 9 546 €, et *SFEE* avait soumis une offre de couverture de 21 200 € [3]. Les offres de six autres entreprises étant comprises entre ces deux montants. Cependant, la neuvième firme, *Normandie Électricité*, avait soumis une offre de 8 629 € et se vit attribuer le contrat.

Pour une entente partielle, la possibilité de perdre un contrat suite à une offre plus compétitive d'un soumissionnaire externe est liée à la question de la stabilité externe [4]. Si la stabilité interne traite de la possibilité de déviation d'une entreprise membre, on parle de problèmes de stabilité externe lorsque le manque à gagner d'une entente liée à la perte de contrats est élevé ou susceptible de l'être [5]. En effet, les entreprises membres de l'entente prennent alors des risques non récompensés pouvant mener à sa

2 Décision 01-D-17, disponible en ligne sur le site (www.autoritedelaconcurrence.fr).

3 Notons que l'offre du cartel censée remporter le contrat n'était que très légèrement supérieure à l'estimation de l'administration tandis que l'offre de couverture soumise par SFEE correspond à environ 2,3 fois cette estimation et est plus de 60 % supérieure à l'offre la moins compétitive soumise par une des entreprises n'appartenant pas à l'entente. Le montant de l'offre de couverture, sans commune mesure avec l'estimation du contrat, aurait pu constituer un indice pour détecter l'entente, même en l'absence du post-it retrouvé.

4 En accord avec la littérature économique, nous parlons d'ententes partielles dans les marchés publics lorsque les membres d'une entente ne représentent qu'un sous-échantillon strict du nombre de soumissionnaires pour un contrat, c'est-à-dire lorsqu'au moins une entreprise ne faisant pas partie de l'entente participe à l'appel d'offres (Brisset [2002]).

5 Nous renvoyons le lecteur à Fehl & Güth [1987] pour plus d'informations sur ces deux types de stabilité.

dissolution[6]. Dans ce travail, nous nous intéresserons plus particulièrement à ce deuxième type de stabilité. À notre connaissance, nous proposons la première étude empirique se concentrant sur l'impact du nombre de soumissionnaires externes à la fois sur le montant de l'offre soumise par les ententes ainsi que sur leur probabilité de remporter des contrats.

Ces questions n'ont attiré que très peu d'attention de la part de la littérature économique. Si l'absence de données fiables sur les cas de collusion dans les marchés publics est, à notre sens, la principale explication de l'absence de travaux empiriques, deux arguments théoriques complémentaires justifient également ce manque d'attention. Tout d'abord, il existe des asymétries de coûts entre les entreprises membres d'une entente et les firmes externes[7]. Ces asymétries peuvent provenir du processus de sélection des entreprises membres où seules les entreprises efficaces sont invitées à rejoindre l'entente, mais également du fait de la sélection du membre de l'entente soumettant l'offre censée remporter le contrat. Marshall *et al.* [1994] expliquent ce dernier argument ainsi: « Si tous les soumissionnaires ont des distributions de coûts homogènes *ex ante*, alors une entente entre un sous-échantillon de soumissionnaires aura pour impact probable de créer des asymétries de coûts entre les participants à l'enchère »[8]. De plus, la littérature théorique prend pour hypothèse que l'entente soumet son offre en fonction du nombre de soumissionnaires externes ainsi que de leur distribution globale de coûts, supposés connus. Ainsi, en combinant les deux arguments précédents, l'entente peut adapter son offre en fonction des informations dont elle dispose sur les soumissionnaires externes de façon à minimiser la probabilité que l'un d'eux ne remporte le contrat. Cette adaptation étant rendue possible par l'existence d'asymétries de coûts entre entreprises faisant partie de l'entente et entreprises externes.

Si Pesendorfer [2000] apporte des indices empiriques permettant de témoigner de l'existence d'asymétries de coûts entre entreprises membres d'une

6 Dans le cas de notre exemple introductif, les quatre firmes ont été sanctionnées à hauteur d'1,5 million d'euros tout en n'ayant remporté aucun des trois marchés publics auxquels l'entente avait participé.

7 Une discussion plus aboutie sur les travaux prenant pour hypothèse une asymétrie de coûts est faite dans notre revue de littérature.

8 Marshall *et al.* [1994]: « If all bidders are *ex ante* homogeneous then collusion among subsets of bidders is very likely to generate asymmetries between participants at an auction ».

entente et entreprises externes, les questions de l'anticipation, par l'entente, du nombre de soumissionnaires externes ainsi que l'impact du nombre d'entreprises externes sur la probabilité qu'une entente remporte un appel d'offres n'ont à ce jour pas été traitées par la littérature empirique. Nous proposons donc la première étude empirique portant exclusivement sur ces questions. Tout d'abord, nous nous intéressons à l'hypothèse retenue dans l'élaboration de modèles théoriques de stratégies d'offres optimales des ententes. Notre premier but est de savoir si, compte tenu des règles strictes d'anonymat en vigueur dans les marchés publics français, les entreprises membres sont capables d'adapter leur offre au nombre de soumissionnaires externes. Puis, dans une seconde partie, nous nous intéressons à l'impact du nombre de soumissionnaires externes sur la probabilité que les ententes remportent les appels d'offres.

Comme nous l'avons soulevé, l'absence de données fiables constitue une barrière à l'étude empirique de la collusion. Nous avons pallié ce problème en constituant une base de données originale à partir de l'ensemble des informations publiques contenues dans les décisions de l'Autorité de la Concurrence entre 1991 et 2010. Nous avons retenu l'intégralité des décisions sanctionnant des cas de collusion dans les marchés publics. La base de données ainsi construite comporte 114 observations d'appels d'offres publics dans lesquels 33 ententes distinctes ont opérée. Celle-ci comprend des informations sur le type de procédure utilisée, l'identité de l'adjudicateur, le nombre et les montants des offres soumises par les ententes et les entreprises externes, l'estimation de l'Administration ainsi que l'offre ayant remporté le contrat.

Nous montrons que, malgré la présence de règles strictes d'anonymat dans les marchés publics français, les ententes sont capables d'adapter leurs offres en fonction du nombre de firmes externes. Ce premier résultat confirme une des hypothèses retenues dans la littérature théorique. Après correction d'une source d'endogénéité, nous montrons dans un second temps que cette adaptation des offres soumises par les ententes leur permet notamment de limiter les pertes de contrats liées aux soumissionnaires externes. Parallèlement, nous mettons en avant certains des déterminants de la stabilité externe d'ententes partielles. Nous montrons par exemple que l'utilisation de procédures d'enchères restreintes semblent avoir un impact positif sur la capacité des ententes à remporter des appels d'offres. Enfin, nous argumentons que, d'après nos résultats, les politiques

publiques visant à stimuler l'entrée de PME, telles que les procédures d'allotissement, peuvent avoir un impact positif sur les prix même en présence d'une entente.

Cet article est organisé de la façon suivante. Dans la prochaine section, nous exposons la littérature économique relative aux ententes partielles dans les marchés publics et précisons les apports de notre étude. La base de données constituée et les caractéristiques des marchés publics français pouvant avoir un impact sur le niveau de collusion sont exposées dans la partie III. Dans les sections IV et V, nous spécifions les méthodologies utilisées pour chaque question soulevée et utilisons nos données pour tester les propositions retenues. La partie suivante discute les résultats et souligne les limites potentielles de cette étude. Enfin, la section VII conclut avec des recommandations pratiques de politiques publiques.

## 2. ENTENTES PARTIELLES ET DONNÉES SUR LA COLLUSION

Les résultats théoriques portant sur les ententes partielles dans les enchères plaident en faveur de l'utilisation de procédures d'appels d'offres au premier-prix, comme c'est le cas pour l'immense majorité des marchés publics français et européens (Chong *et al.* [2009], OCDE [2008]). Notamment, Fehl et Güth [1987] étudient la stabilité externe des ententes partielles dans différents formats d'enchères. Ces auteurs montrent que celle-ci est plus basse dans les procédures n'incitant pas à la révélation de l'information privée. La profitabilité d'un accord collusif est donc davantage diminuée par la présence d'entreprises externes dans les enchères au premier-prix que dans les enchères au second-prix. De plus, Brisset [2002] montre qu'en présence d'une entente partielle, le revenu de l'acheteur public sera supérieur pour une procédure d'enchère au premier-prix que pour une procédure d'enchère au second-prix. Enfin, Marshall et Marx [2007] étendent les résultats de McAfee et McMillan [1992] aux cas où les ententes font face à de la concurrence de soumissionnaires extérieurs. Ceux-ci montrent que lorsque le centre de l'entente ne peut contrôler les offres de ses membres, le montant de l'offre du représentant de l'entente sera toujours égal ou supérieur au montant de l'offre qu'il aurait soumise face aux seuls soumissionnaires externes lorsqu'une enchère au premier-prix est utilisée.

L'existence et les implications d'asymétries de coûts entre entreprises membres et entreprises externes ont également été traitées par la littérature économique. En utilisant des données de deux cartels de fourniture de lait aux écoles dans les années 1980, Pesendorfer [2000] étudie la différence de distribution entre les offres du cartel et celles des soumissionnaires externes au cartel. Il montre que la distribution *ex ante* des offres du cartel est stochastiquement inférieure à celle des firmes extérieures. Ce résultat est compatible avec les hypothèses d'asymétrie de coûts entre entreprises collusives et firmes externes. Certaines contributions théoriques étudient les ententes en tenant compte de ces asymétries de coûts. Maskin et Riley [2000] montrent que, sous ces conditions, il est impossible de caractériser la forme générale des fonctions d'offres optimales du cartel. Pour remédier à cela, Marshall *et al.* [1994] utilisent des méthodes numériques pour approximer les fonctions d'offres du cartel ainsi que les revenus associés. Ces méthodes suggèrent que l'offre du représentant de l'entente sera alors moins agressive que celle des soumissionnaires externes.

L'immense majorité des études empiriques sur la collusion (à l'exception des méta-analyses, voir par exemple Connor et Bolotova [2003]) utilise des données provenant d'un unique acheteur public pour étudier une entente spécifique (Porter et Zona [1993, 1999], Bajari et Ye [2003], Hahn et Lee [2002] et Ishii [2009]). À notre connaissance, une seule étude autre que la nôtre utilise des données issues des décisions d'une autorité de la concurrence. Cependant, contrairement à notre étude, Arai *et al.* [2011] étudient l'organisation des ententes en mobilisant des données du Japan Fair Trade Commission. Ils décortiquent les mécanismes collusifs sanctionnés à l'aide de sept indicateurs organisationnels. Leurs résultats montrent qu'en pratique, ces mécanismes sont relativement peu complexes et utilisent, au plus, deux des sept indicateurs. De plus, dans 20 % des cas, les organisateurs de l'entente ne se soucient que de l'équité de répartition des gains collusifs entre les membres. Cependant, les auteurs soulignent que ces résultats peuvent être liés au fait que les schémas simples sont plus facilement détectables et donc majoritaires dans leur étude.

Notre étude se démarque, en plusieurs points, de la littérature exposée ci-avant. Tout d'abord, la base de données que nous avons constituée est originale et, dans l'état actuel de nos connaissances, unique dans la littérature. En effet, celle-ci mobilise des informations sur des procédures d'appels d'offres où une entente a été sanctionnée provenant directement

des décisions d'une Autorité de la Concurrence. L'exploitation de données portant sur 33 ententes partielles nous permet de pouvoir appréhender une grande partie des problèmes posés aux ententes par la présence de soumissionnaires externes dans des situations diverses. Ensuite, nous proposons un test empirique permettant de vérifier la validité d'une des hypothèses couramment retenues dans la littérature théorique. Nous construisons également le premier test économétrique permettant d'identifier certains déterminants de la stabilité externe des ententes partielles. Enfin, nous concluons ce travail par des recommandations pratiques de politiques publiques pour les régulateurs.

# 3. DONNÉES

Pour cette étude, nous utilisons des données publiques provenant des décisions de l'Autorité de la Concurrence. Sur la période allant de 1991 à 2010, nous avons recensé 221 décisions pour des cas d'ententes dans l'attribution de contrats publics. Chacune de ces décisions porte sur une entente ayant opérée sur un ou plusieurs marchés. Par souci d'homogénéité, nous avons exclusivement utilisé des données provenant du secteur de la construction, qui représente 135 de ces 221 décisions. De plus, cette étude ne mobilisant pas de test destiné à prouver la présence d'une entente, seuls les 88 cas sanctionnés par l'Autorité de la Concurrence ont été retenus. Cependant, étant donné le large faisceau de preuves requis pour établir la pratique, nous estimons que nos données sont plus fiables que des données pour lesquelles la preuve de collusion repose sur un test économétrique. Dans la suite de cette section, nous commençons par justifier le choix de nos données. Puis, nous analysons la teneur d'une décision type de l'Autorité de la Concurrence et présentons les règles encadrant les procédures de passation de marchés publics pouvant avoir un impact sur le niveau de collusion. Enfin, l'ensemble des données récoltées pour cette étude est exposé dans une dernière sous-partie.

## 3.1. Le choix de nos données

Comme nous l'avons précédemment précisé, le manque de travaux portant sur les sujets traités par notre étude semble être dû à une absence de données fiables sur les cas de collusion. Or, le site internet de l'Autorité

de la Concurrence recense actuellement l'ensemble des décisions traitées depuis 1991. De plus, les descriptions des procédures d'appel d'offres dans lesquelles des ententes ont été sanctionnées sont de plus en plus détaillées. Celles-ci permettent donc un accès à des données fiables sur des pratiques par définition secrètes. De plus, comme nous l'avons rappelé, les ententes ayant opéré dans ces marchés ont été sanctionnés grâce à un large faisceau de preuves. Ainsi, en accord avec des travaux précédents, nous pouvons présumer que ces accusations sont correctes sans avoir à apporter des preuves additionnelles de ces pratiques [9].

Les données récoltées bénéficient d'une certaine diversité par rapport aux précédents travaux empiriques. En effet, nous avons récolté des informations sur 33 ententes distinctes ayant un nombre de membres, de concurrents ainsi que des distributions de coûts hétérogènes. Ces ententes ont opéré dans une large variété de marchés allant de simples installations sanitaires à des travaux plus élaborés de génie civil. Nous estimons que cette diversité nous permet de mieux appréhender l'ensemble des problèmes causés par les firmes externes aux ententes. Il nous a cependant été possible de volontairement conserver un certain degré d'homogénéité dans nos observations, comme le préconise la littérature [10]. Nous aurions notamment pu construire une base de données regroupant des cas de plusieurs pays. En nous restreignant aux cas français, suffisamment nombreux, nous maintenons une certaine homogénéité dans l'environnement institutionnel. De plus, nous avons volontairement choisi de restreindre nos observations au secteur de la construction ainsi qu'aux enchères au premier-prix.

## 3.2. Une décision typique de l'Autorité de la Concurrence

Nous allons maintenant décrire la structure typique d'une décision de l'Autorité de la Concurrence pour un cas d'entente dans les marchés publics. Si, comme nous le verrons, la quantité et la qualité des informations

9 Voir, par exemple, les travaux de Pesendorfer [2000] et Arai *et al.* [2011].

10 En effet, comme nous l'avons relevé dans notre revue de littérature, la majeure partie de la littérature empirique sur les cartels étudie des cas spécifiques suivant les recommandations de Hendricks et Porter [1989].

disponibles varient, l'organisation des décisions suit un schéma standard. La première page d'une décision résume les informations indispensables à la compréhension de celle-ci, notamment l'instigateur du cas, la liste des entreprises soupçonnées et celle des personnes interrogées pendant l'enquête. Dans une première partie, l'Autorité expose les informations publiques disponibles pour chaque marché où l'entente a été suspectée d'agir. Malheureusement, la quantité et qualité des informations disponibles pour chaque marché varient de façon imprévisible [11]. Cette description est suivie d'une exposition impartiale des preuves de collusion recueillies, soit pendant la procédure soit pendant les perquisitions faites dans les entreprises.

Une seconde partie discute de l'enquête ainsi que des preuves recueillies. Les firmes suspectées ayant tendance à contester la formalité de l'enquête, une première sous-partie répond aux différentes revendications des entreprises. Une seconde sous-partie comporte une discussion détaillée des preuves recueillies pour chaque marché dans lequel l'entente a été suspectée ainsi que des déclarations des principaux acteurs (notamment, des PDG et employés des firmes soupçonnées et de l'acheteur public). Sur la base de ces preuves, la décision de sanctionner l'entente pour chaque marché est discutée. Une troisième sous-partie calcule la sanction financière pour chaque firme. L'amende maximum est fixée à 10 % du chiffre d'affaires. Un certain nombre de facteurs entre en jeu dans ce calcul, notamment la gravité de la pratique, l'estimation des dommages à l'économie ainsi que la récidive et le rôle de chaque entreprise dans le schéma collusif [12].

## 3.3. Les caractéristiques des marchés publics français

Nous allons maintenant décrire les principales caractéristiques des marchés publics français. Seules les caractéristiques identifiées comme ayant un impact potentiel sur le niveau de collusion seront discutées. Nous

11 Le minimum dévoilé est le nom et la date de l'appel d'offres mais d'autres informations peuvent être exposées: l'estimation de l'administration, l'identité de la firme et le montant de chaque offre soumise, etc.

12 Pour plus d'informations sur la méthode de calcul des amendes de l'Autorité, voir la notice explicative: (http://www.autoritedelaconcurrence.fr/doc/communique_sanctions_concurrence_16mai2011_fr.pdf).

estimons que cette description donnera aux lecteurs les outils suffisants pour une bonne compréhension de l'organisation des marchés publics français [13]. Dans la suite, nous distinguerons les caractéristiques suivant leur impact présumé sur le niveau de collusion.

### 3.3.1. Les caractéristiques faisant obstacle à la collusion

• *Les procédures d'attribution*

Les enchères au premier-prix sont, de loin, le format le plus utilisé pour allouer les marchés publics français. Comparées aux enchères ascendantes, elles possèdent deux avantages significatifs. Tout d'abord, elles évitent la riposte immédiate contre les firmes déviantes, abaissant le niveau de stabilité interne des ententes. De plus, elles stimulent l'entrée de firmes moins efficaces car contrairement aux enchères ascendantes où l'entreprise la plus efficace remportera toujours le contrat, l'aboutissement d'une procédure d'enchère au premier-prix est plus incertain (Klemperer [2002]).

• *Anonymat*

Les acheteurs publics français suivent une règle stricte de non-révélation, *ex ante*, des participants et des montants soumis. Seul le nom de la firme ayant remporté le contrat est annoncé *ex post*. Cela aide à restreindre la collusion car, comme le soulignent Froeb *et al.* [1988], « *il est impossible de truquer les soumissions ou de se répartir les marchés sans connaître l'identité de nos concurrents* » [14].

### 3.3.2. Les caractéristiques favorisant la collusion

• *Les prix de réserve*

Le recours aux prix de réserve par les acheteurs français n'est ni obligatoire ni activement encouragé par le *Code des Marchés publics*. De plus, dans les données que nous avons pu examiner, une extrême majorité des contrats est attribuée sans utiliser de prix de réserve. La littérature économique encourage leur utilisation, notamment lorsque les risques de collusion sont élevés, pour maintenir les offres des ententes en dessous

13 Pour plus de détails sur les marchés publics français, nous renvoyons le lecteur à Chong *et al.* [2009].

14 Foeb *et al.* [1988]: « *it is impossible to rig bids or allocate markets unless you know who your competitors are* ».

d'un certain seuil (Cassidy [1980], Froeb and McAfee [1988]) et ainsi limiter les incitations monétaires à avoir recours à la collusion.

- *L'allotissement*
  Les acheteurs publics sont activement encouragés à allotir les grands contrats pour que les PME puissent participer aux appels d'offres et ainsi augmenter la concurrence pour les marchés [15]. Cependant, certains travaux affirment que ne pas avoir recours à l'allotissement prévient les mécanismes de rotation des offres en rendant l'attribution de contrats moins fréquente. Ceci aurait pour conséquence de rendre plus compliquée la division des gains collusifs entre les membres (Klemperer [2002]).

### *3.3.3. Les caractéristiques ayant des conséquences incertaines sur la collusion*

- *Les enchères restreintes*
  Il existe deux grands types d'enchères cachetées au premier-prix utilisés dans les marchés publics français. Les enchères ouvertes permettent à toute entreprise de pouvoir soumettre une offre en réponse à un appel d'offres. Lorsqu'un acheteur public a recours à des enchères restreintes, il présélectionne les entreprises admises à participer à l'appel d'offres en fonction de critères portant sur leurs capacités techniques et financières. Bien qu'il existe des justifications à la limitation du nombre d'entreprises qualifiées pour un appel d'offres, Chever *et al.* [2011] rappellent que « *les bénéfices potentiels des enchères restreintes n'ont pas encore été évalués* » [16]. Ainsi, il nous est impossible de savoir si celles-ci font obstacle à la collusion (par exemple en évitant que certaines firmes soient toujours en concurrence les unes avec les autres) ou si celles-ci favorisent la collusion (par exemple en limitant l'entrée de nouvelles firmes).

## 3.4. Notre base de données

En utilisant les 88 décisions de l'Autorité retenues, nous avons rassemblé des informations sur 249 marchés publics de construction dans lesquels

15 Même si nos données précèdent son application, ceci est particulièrement vrai depuis la mise en place du *Code des Marchés Publics 2006*.

16 Chever *et al.* [2011]: « *the potential benefits of restricted auctions have never been assessed* ».

une entente a opéré. Notre étude se concentrant sur les ententes partielles dans les procédures d'enchères au premier-prix, 44 observations d'ententes où l'ensemble des soumissionnaires appartenait à l'entente et 11 observations de marchés négociés ont été laissées de côté. Nous parvenons ainsi à un échantillon de 194 observations de soumissions concertées dans des procédures d'attribution de marchés publics. Bien que des décisions et observations ont été mises de côté, cet échantillon représente l'ensemble des observations ayant pu être codées. Cependant, 80 observations ont dû être abandonnées suite à un manque de données, nous laissant avec un échantillon final de 114 procédures d'attribution.

Les informations disponibles dans l'échantillon final comportent notamment la date et la région de la procédure d'appel d'offres. En accord avec les travaux précédents, nous avons distingué entre acheteurs local (*i.e.* les régions, départements et municipalités) et central (l'État, les administrations publiques et firmes publiques) et les secteurs d'activité sont divisés en trois catégories: construction de routes, travaux d'architecture et ingénierie civile [17]. Nous distinguons les procédures ponctuelles des procédures répétées dans le temps, ainsi que les procédures simultanées des procédures séquentielles. De plus, nous avons recueilli des informations sur l'estimation de l'Administration et le nombre d'entreprises externes ainsi que le montant de chaque offre. Enfin, nous avons identifié l'entreprise ayant soumis l'offre gagnante. Les tableaux 4 et 5, en annexes, recensent, respectivement, l'ensemble des variables disponibles et leurs principales statistiques descriptives. L'unité d'observation est l'appel d'offres.

Deux variables nécessitent une description plus aboutie. $\text{GAIN_CARTEL}_i$ est une variable dichotomique égale à un lorsque l'entente a remporté le contrat et zéro lorsque le contrat a été attribué à une entreprise externe. Ainsi, dans notre base de données, les soumissionnaires externes ont remporté 19,3 % des contrats à l'insu des ententes, soit 22 des 114 contrats. $\text{AGR_CARTEL}_i$ est une variable capturant l'agressivité inverse de l'offre la plus basse soumise par l'entente. En moyenne, les ententes ont soumis des offres très légèrement supérieures « 0,5 % à l'estimation de l'Administration ». Cependant, l'écart-type associé, proche de 20 %, atteste de larges disparités entre les stratégies d'offres des ententes dans notre base de données.

17 Les distinctions entre acheteurs local et central sont similaires à Chong *et al.* [2009].

# 4. LES DÉTERMINANTS DE L'OFFRE DE L'ENTENTE

Dans cette section, nous commençons par exposer le cadre théorique propre à Maskin et Riley [2000] et nous permettant d'étudier la structure de l'offre de l'entente censée remporter le contrat. Le cadre théorique proposé par ces auteurs repose sur une procédure d'appel d'offres au premier prix. Maskin et Riley utilisent un environnement à valeurs privées indépendantes, couramment utilisé pour analyser le secteur de la construction (Pesendorfer [2000], Bajari et Ye [2003]). De plus, les auteurs retiennent l'hypothèse d'asymétrie de coûts entre entreprises collusives et entreprises externes à l'entente. Nous montrons que, d'après leur analyse, l'offre censée remporter le marché devrait dépendre de trois facteurs dont le nombre de soumissionnaires externes. Nous décrivons ensuite notre méthodologie empirique pour tester cette proposition. Enfin, dans une seconde partie nous exposons les résultats.

## 4.1. Cadre théorique et méthodologie empirique

Supposons que $n$ firmes sont en concurrence pour un contrat public attribué par une procédure d'enchère au premier-prix. L'évaluation de chaque entreprise $v_i$ est une information privée alors que pour les autres entreprises elle est représentée par une variable aléatoire $\tilde{v}_i$ suivant une fonction de répartition $F(.)$. Une coalition est formée entre $k$ des $n$ firmes ($2 \leq k < n$). L'entreprise de la coalition ayant les coûts minimaux est choisie pour être l'unique représentant de l'entente alors que les $n - k$ autres firmes agissent de façon non coopérative[18]. Nous aboutissons donc à un contrat pour lequel $n - k + 1$ entreprises sont en concurrence. La participation d'une unique entreprise parmi un sous-échantillon de participants potentiels entraîne des asymétries de coûts entre les participants[19].

18 Étant donné que cela n'est pas le but de ce travail, nous ne discutons pas de la manière dont l'entreprise représentant le cartel est choisie. Nous renvoyons le lecteur à Marshall et Marx [2007] pour une discussion de ce problème.

19 En effet, si $n$ firmes sont en concurrence pour un contrat et que $k$ firmes forment une coalition et choisissent la firme la plus efficace pour les représenter, alors cette firme sera susceptible d'être plus efficace que la moyenne des $(n - k)$ firmes non-coopératives. Nous pouvons donc en conclure que le choix d'une entreprise parmi les membres d'un cartel entraîne potentiellement des asymétries de coûts entre les participants à l'enchère.

Nous décrirons donc l'unique participant de l'entente comme « efficace » ($e$) avec pour fonction de répartition $F_e(.)$ et postulons que $F(.)$ domine stochastiquement $F_e(.)$ à l'ordre 1. Nous prenons pour hypothèse que la coalition est inobservable pour les entreprises externes. Les $n - k + 1$ participants soumettent alors, simultanément, une offre $b_i$ pour le contrat.

Pour résumer, l'entente possède trois informations utilisables pour calculer le montant de son offre: l'évaluation précise de l'entreprise choisie pour représenter l'entente ($v_e$), le nombre de firmes externes à l'entente ($n - k$) ainsi que $F(.)$, la fonction de répartition associée. L'offre de l'entente sera alors de la forme:

$$b_e = f[v_e, n - k, F(.)] \quad (1)$$

Comme nous l'avons précédemment mentionné, il est impossible de donner une forme analytique générale aux stratégies d'offres optimales des ententes sous hypothèse d'asymétrie de coûts (Lebrun [1999], Maskin et Riley [2000]). Cependant, les résultats numériques de Marshall *et al.* [1994] dans des environnements similaires sont conformes à l'équation précédente. Ce travail n'a pas pour but de prouver que les ententes utilisent des mécanismes incitant à la révélation de l'information pour choisir leur unique participant [20]. De plus, il nous est impossible, à partir des données à notre disposition, d'évaluer les fonctions de coûts des différentes entreprises. En revanche, nous nous intéressons ici à la prise en compte, dans l'offre de l'entente, du nombre de participants externes. Étant donné les règles strictes d'anonymat dans les marchés publics français, il est probable que les ententes aient des difficultés à anticiper le nombre d'offreurs externes.

Le cadre théorique précédent montre que les ententes ajustent leurs offres en fonction du nombre d'entreprises externes. Pour rendre compte de cet ajustement, nous utilisons la variable $\text{AGR_CARTEL}_i$. Cette variable est une mesure de l'agressivité inverse de l'entente. Pour la construire, nous avons divisé l'offre de l'entente censée remporter le contrat par l'estimation de l'Administration. Plus l'entente est agressive dans son offre, plus le montant de l'offre soumise par l'entente devrait être faible par rapport à l'estimation de l'Administration et donc plus $\text{AGR_CARTEL}_i$ sera faible.

20 Ces mécanismes permettent de s'assurer que le participant choisi par l'entente sera la firme ayant les coûts minimaux.

Nous régressons donc $AGR_CARTEL_i$ sur un ensemble de variables explicatives. Notre modèle peut être approché par l'équation:

$$AGR_CARTEL_i = NB_ENT_EXT_i\alpha_i + X_i\beta + \mu_i \quad (2)$$

Où $NB_ENT_EXT_i$ représente le nombre d'entreprises externes et $\alpha_i$ le coefficient qui lui est associé, $X_i$ représente l'ensemble de nos variables de contrôle et $\beta$ le vecteur de coefficients. Enfin, $\mu_i$ est le terme d'erreur.

**Tableau 1.** Déterminants de l'agressivité du cartel

| Variable | Résultat attendu |
|---|---|
| AGR_CARTEL | Variable dépendante |
| NB_ENT_EXT | – / Non-Significatif |

Selon les hypothèses retenues dans la littérature théorique, le nombre de soumissionnaires externes est connu par les ententes. Nous nous attendons donc à ce que l'entente soit d'autant plus agressive que le nombre d'entreprises externes est élevé. $NB_ENT_EXT_i$ devrait donc avoir un impact négatif sur notre variable dépendante. Cependant, les marchés publics français sont caractérisés par de fortes règles d'anonymat. En particulier concernant la non-révélation de l'identité des soumissionnaires *ex ante* ou *ex post*. Ainsi, il est probable que les ententes ne soient pas en mesure d'apprécier le nombre de soumissionnaires auquel elles feront face. Dans ce cas, $NB_ENT_EXT_i$ ne devrait donc pas avoir d'impact significatif sur notre variable dépendante $AGR_CARTEL_i$. Le tableau 1 résume le résultat attendu.

Cette question n'ayant pas été précédemment traitée par la littérature, nous ne pouvons caractériser l'impact attendu de nos variables de contrôle (voir le tableau 4, en annexes, pour la définition de nos variables de contrôle).

## 4.2. Résultats empiriques

Nous utilisons un estimateur MCO pour régresser $AGR_CARTEL_i$ sur un ensemble de variables explicatives. Nos résultats sont reportés dans le tableau 6, en annexes. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Nous contrôlons nos régressions avec différents effets fixes: par région, année, secteur ainsi que par entente. Nos variables quantitatives ($ESTIMATION_i$ et $ESTIMATION2_i$) sont exprimées en logarithme. Trois spécifications différentes sont estimées. La première spécification ne retient que l'ensemble de nos variables de contrôle. La seconde spécification teste l'impact du nombre de soumissionnaires externes. Dans la troisième spécification, nous ajoutons $ESTIMATION2_i$ pour tenir compte d'éventuelles non-linéarités.

Dans l'ensemble, nos spécifications s'accordent bien à nos données. Les résultats obtenus sont cohérents avec les hypothèses retenues par la littérature théorique. En effet, le nombre de soumissionnaires externes a bien un effet significatif négatif sur notre variable dépendante, c'est-à-dire que plus le nombre d'entreprises externes participant à un appel d'offres est élevé, plus l'entente réagit en soumettant une offre agressive. Certaines autres variables ont des impacts significatifs sur notre variable dépendante. Notamment, il semblerait que l'agressivité de l'entente soit une fonction positive de l'importance du contrat. Ceci peut attester de la prise en compte des coûts fixes d'organisation des ententes dans le montant de leurs offres: à mesure que l'estimation du contrat augmente, ces coûts fixes représentent une partie de plus en plus faible du montant de l'offre. Cependant, le coefficient associé à notre variable $ESTIMATION2_i$ indique que, pour les contrats aux montants les plus élevés, les ententes ont, à l'inverse, tendance à être moins agressives dans le montant de leurs offres. Ceci peut être dû au fait que le montant élevé de certains contrats leur permet de mieux masquer des surcoûts additionnels imposés aux acheteurs publics. La variable $CENTRAL_i$ a un impact négatif sur l'agressivité de l'offre soumise par l'entente. Ceci peut être dû à une préférence des ententes pour les contrats locaux ou au fait que la fréquence plus faible de contrats alloués par des acheteurs centralisés permet aux ententes de proposer des montants plus élevés tout en limitant les risques de détection. Enfin, la variable $REPETE_i$ a un impact négatif sur l'agressivité de l'offre soumise par l'entente. Cela peut témoigner du fait que les ententes ont plus d'informations sur les coûts associés à ces marchés (dans le cas où une entreprise de l'entente est titulaire du marché) ainsi que sur les procédures d'attribution précédentes leur permettant un meilleur ajustement de leurs offres dans le but de dégager un maximum de profit. Dans la section suivante, nous pourrons vérifier si ces ajustements

des montants des offres des ententes ont un impact sur leur capacité à remporter les appels d'offres.

# 5. LES DÉTERMINANTS DE LA STABILITÉ EXTERNE

Dans la partie précédente, nous avons montré que les ententes adaptent leurs offres en fonction du nombre de soumissionnaires externes. Ainsi, plus ce nombre est élevé, plus l'offre de l'entente sera agressive. Dans cette section, nous souhaitons jauger l'impact du nombre de soumissionnaires externes sur la probabilité que les ententes remportent des contrats. Naïvement, nous nous attendons à ce que la probabilité qu'une entente remporte un contrat soit négativement impactée par le nombre d'entreprises externes. En effet, une entente faisant face à plus de concurrence devrait avoir, *ceteris paribus*, une probabilité inférieure de remporter un appel d'offres. Cependant, si le résultat précédent est correct et s'il existe des asymétries de coûts assez importantes entre entreprises membres et entreprises externes, alors il est probable que le nombre de soumissionnaires externes n'ait aucun impact sur la capacité des ententes à remporter des marchés publics puisque les offres soumises par les ententes sont fonction du nombre de concurrents. Nous commençons donc par discuter la spécification que nous retiendrons pour notre analyse puis commentons les résultats dans une seconde partie. Parallèlement, la spécification retenue nous permet de mettre en avant certains déterminants de la stabilité externe d'une entente. Dans une troisième partie, nous identifions et corrigeons une source d'endogénéité dans nos régressions.

## 5.1. Méthodologie empirique

Pour cette partie, nous analysons les caractéristiques du marché ou des firmes pouvant avoir un impact sur la stabilité externe de l'entente dans les appels d'offres publics. En particulier, notre but est de savoir si le nombre de soumissionnaires externes a un impact sur la capacité des ententes à remporter des marchés. Pour permettre cette étude, nous avons constitué une variable $\text{GAIN_CARTEL}_i$ qui prend la valeur 1 lorsque le marché a été attribué à l'entente et 0 lorsqu'une entreprise externe a remporté le contrat.

Notre but est donc d'analyser l'impact d'un ensemble de variables explicatives, dont le nombre de soumissionnaires externes, sur la variable GAIN_CARTEL$_i$. Nous utilisons une régression Probit où la probabilité que notre variable dépendante prenne la valeur 1 est modélisée par:

$$P(GAIN_CARTEL_i = 1|X_i) = \Phi(NB_ENT_EXT_i\alpha_i + AGR_CARTEL_i\gamma_i + X_i\beta) \quad (3)$$

Où $\Phi$ est la fonction de répartition associée à une loi normale, NB_ENT_EXT$_i$ est la variable capturant le nombre d'entreprises externes à l'entente pour le contrat *i* et $\alpha_i$ le coefficient qui lui est associé, AGR_CARTEL$_i$ est l'agressivité inverse de l'entente et $\gamma_i$ son coefficient. Enfin, X$_i$ est notre ensemble de variables de contrôle et $\beta$, le vecteur de coefficients associé.

Nous nous attendons tout d'abord à ce qu'une entente plus agressive ait, *ceteris paribus*, une probabilité supérieure de remporter un contrat. Ainsi, notre variable AGR_CARTEL$_i$, l'agressivité inverse de l'entente, devrait avoir un impact négatif sur notre variable expliquée. Concernant le nombre de soumissionnaires externes, NB_ENT_EXT$_i$, le manque d'études sur ce sujet ne nous permet pas de conclure de façon certaine. En effet, naïvement, le nombre d'entreprises externes devrait avoir un impact négatif sur la capacité des ententes à remporter les appels d'offres. Plus le nombre de concurrents de l'entente augmente, plus il devrait être compliqué pour celle-ci de se voir attribuer un contrat. Cependant, nos résultats précédents semblent indiquer que le nombre d'offres externes est anticipé par l'entente qui soumet une offre en conséquence. Ainsi, en supposant des asymétries de coûts suffisamment importantes, l'entente devrait être en mesure d'adapter son offre au nombre d'entreprises externes et donc leur présence ne devrait pas affecter la probabilité que celle-ci remporte un contrat. Dans ce cas, NB_ENT_EXT$_i$ ne devrait pas avoir d'effet significatif sur notre variable dépendante. Le tableau 2 résume les résultats attendus.

Les résultats complémentaires concernant nos variables de contrôle nous permettront d'isoler d'autres déterminants de la stabilité externe. En effet, si une de nos variables a un effet significatif positif (respectivement négatif) sur la variable dépendante, alors cette variable a, en toute vraisemblance, pour effet d'augmenter (respectivement baisser) le niveau de stabilité externe des ententes dans les marchés publics.

**Tableau 2.** Déterminants de la stabilité externe

| Variable | Résultat attendu |
|---|---|
| GAIN_CARTEL | Variable dépendante |
| AGR_CARTEL | – |
| NB_ENT_EXT: | – / Non-Significatif |

## 5.2. Résultats empiriques

Nous utilisons tout d'abord un estimateur Probit pour régresser notre variable dépendante $GAIN_CARTEL_i$. Les résultats sont reportés dans le tableau 7, en annexes. Conformément aux recommandations de Bartus [2005], les moyennes des effets marginaux individuels sont reportées dans le tableau 8, en annexes. Nous testons différentes spécifications. Celles-ci sont implémentées avec des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité. Nous contrôlons nos résultats grâce à des effets fixes par région, année et secteur. Nos variables quantitatives ($ESTIMATION_i$ et $ESTIMATION2_i$) sont exprimées en logarithme. Notre première spécification ne comprend que nos variables de contrôle. Notre seconde spécification introduit les deux variables que nous souhaitons tester. Enfin, la spécification suivante introduit $ESTIMATION2_i$ pour tenir compte d'éventuelles non-linéarités.

Dans l'ensemble, nos spécifications s'accordent relativement bien à nos données. Le signe obtenu quant à l'impact de $AGR_CARTEL_i$, l'agressivité inverse de l'entente, est conforme à nos attentes. Une entente plus agressive aura donc, *ceteris paribus*, une probabilité significativement supérieure de remporter un appel d'offres. Dans l'ensemble de nos spécifications, le nombre d'entreprises extérieures, $NB_ENT_EXT_i$, n'a pas d'impact significatif sur la capacité des ententes à se voir attribuer les appels d'offres. Dans la partie précédente nous avons montré que l'offre de l'entente était une fonction du nombre de firmes externes. Il semblerait donc que, étant donné que cette variable est déjà prise en compte dans l'offre de l'entente, le nombre d'entreprises non coopératives répondant à l'appel d'offres n'ait plus d'impact sur leur probabilité de remporter le marché. De plus, la variable $RESTREINT_i$ a un impact positif sur notre variable dépendante. L'utilisation de procédures restreintes semble, *ceteris paribus*, augmenter la probabilité pour l'entente de remporter des contrats d'environ

15 %. Le manque de travaux empiriques sur ce type de procédures, déjà relevé dans la partie III, nous empêche de formuler une explication pleinement satisfaisante. Cependant, l'effet associé à ces procédures peut être dû au fait que ces dernières limitent l'entrée de nouvelles firmes et mènent à des interactions répétées entre les mêmes acteurs, facilitant de ce fait, pour les ententes, le calcul du montant à soumettre et limitant ainsi la perte de contrats due aux soumissionnaires externes. Notons de plus que les ajustements d'offres des ententes notés dans la partie précédente n'ont aucune influence sur la capacité de celles-ci à remporter les contrats publics. Les ententes semblent ainsi pleinement maîtriser la prise en compte des différentes caractéristiques des marchés dans le montant de leurs offres.

## 5.3. Problème d'endogénéité

$AGR_CARTEL_i$, une de nos variables explicatives est déterminée simultanément à $GAIN_CARTEL_i$, notre variable expliquée. $AGR_CARTEL_i$ est donc potentiellement endogène à notre modèle. Pour corriger le problème, nous utilisons la méthode des variables instrumentales, la plus utilisée pour corriger les problèmes d'endogénéité induits par de la simultanéité (Wooldridge [2009]). Pour cela, nous avons construit un instrument, $INSTR_AGR_i$ capturant la moyenne de l'agressivité inverse des ententes évoluant dans le même secteur que le contrat *i* mais dans des régions différentes. Pour qu'un instrument corrige l'endogénéité de façon satisfaisante, celui-ci doit satisfaire deux conditions: l'exogénéité et la pertinence. $INSTR_AGR_i$ satisfait ces deux conditions. Tout d'abord, l'instrument est pertinent puisqu'il est très probable que l'agressivité d'une entente soit en partie déterminée par le secteur dans lequel celui-ci évolue. En prenant l'agressivité moyenne des ententes dans le même secteur mais dans des régions différentes, nous expliquons donc bien une partie de notre variable endogène. De plus, l'instrument est exogène. En effet, l'agressivité d'ententes évoluant dans le même secteur mais dans des régions différentes n'impacte en rien le gain ou la perte du contrat *i* par l'entente, après avoir été contrôlé par $AGR_CARTEL_i$.

**Tableau 3.** Statistique de Fisher et Test du $\chi^2$ de Durbin

| Spécification | Statistique de Fisher | P-value du test du $\chi^2$ de Durbin |
|---|---|---|
| 4 | 14.805 | 0.0237 |
| 5 | 13.164 | 0.0135 |

Les colonnes 4 et 5 du tableau 7 présentent les résultats des régressions Probit avec variables instrumentales de $GAIN_CARTEL_i$ en utilisant $INSTR_AGR_i$ pour instrumenter $AGR_CARTEL_i$. La moyenne des effets marginaux individuels pour ces deux spécifications est reportée, respectivement, dans les colonnes 4 et 5 du tableau 8. Les résultats sont en accord avec ceux précédemment exposés. Pour justifier plus amplement la pertinence de notre instrument, nous reportons, dans le tableau 3, des statistiques issues des tests linéaires analogues à ceux présentés dans les spécifications 4 et 5 du tableau 7, comme le préconise Nichols [2007]. Pour ces deux spécifications, les statistiques de Fisher associées sont supérieures au seuil critique de 10 recommandé par Staiger et Stock [1997]. Notre instrument peut donc être considéré comme fort. De plus, les *p*-values associées aux tests d'endogénéité nous conduisent à rejeter l'hypothèse d'exogénéité de la variable $AGR_CARTEL_i$, justifiant ainsi l'utilisation d'un instrument.

# 6. DISCUSSION ET LIMITES DE L'ANALYSE

Nous avons montré que, conformément aux hypothèses de la littérature théorique, les ententes adaptent leurs offres censées remporter le marché en fonction du nombre de soumissionnaires externes à l'entente soumettant une offre pour un contrat donné. Le fait que cette offre soit correctement adaptée implique que le nombre d'entreprises externes n'a plus d'impact significatif sur la probabilité que l'entente remporte un appel d'offres, limitant ainsi les pertes de contrats liées à la présence d'entreprises non coopératives. Le seul fait que les ententes soient capables de telles adaptations de leurs offres semble confirmer l'hypothèse d'asymétries de coûts entre entreprises participant à l'entente et entreprises extérieures. Ces asymétries sont potentiellement importantes, notamment si l'on tient compte du fait que les entreprises appartenant à l'entente font face à des coûts additionnels (coûts d'organisation de l'entente, marge

additionnelle pour faire face à une éventuelle détection/sanction, etc.). Cependant, nous ne sommes pas en mesure de distinguer entre asymétries *ex ante* et asymétries dues à la sélection de l'entreprise de l'entente soumettant l'offre censée remporter le contrat.

Une autre implication de ce résultat est que les politiques publiques visant à augmenter le niveau de concurrence, notamment en permettant aux PME de participer aux appels d'offres, auront un impact positif sur les marchés publics où une entente est suspectée. En effet, si les ententes adaptent leurs offres en fonction du nombre d'entreprises externes, un accroissement de la concurrence pousserait les ententes à revoir leurs offres à la baisse, évitant ainsi à l'acheteur public de payer un prix trop élevé. Ceci aura également pour conséquence de réduire l'ampleur des gains collusifs de l'entente pouvant se solder par une désincitation, pour les entreprises, à former ou à participer à des accords collusifs. Les politiques publiques telles que l'allotissement devraient donc, d'après notre résultat, avoir des effets bénéfiques. De plus, nos résultats semblent indiquer que les procédures d'enchères restreintes ont un impact positif sur la capacité des ententes à remporter des appels d'offres. Ceci pourrait être dû au fait que ces procédures limitent l'entrée de nouvelles firmes sur le marché, menant ainsi à des interactions répétées entre les mêmes firmes et facilitant de ce fait la détermination du montant de l'offre à soumettre par l'entente.

Il est intéressant de noter que les ententes sont capables d'estimer le nombre d'entreprises externes soumettant une offre pour un contrat donné malgré les règles strictes d'anonymat en vigueur dans les marchés publics français. Ceci peut être facilité par le partage de l'information à l'intérieur de l'entente. En effet, si une entreprise donnée peut ne pas être en mesure d'une telle anticipation, la mise en commun de l'ensemble des informations détenues par chaque entreprise de l'entente peut permettre cette anticipation. Une explication alternative peut venir de la littérature en plein développement liant collusion et corruption (Lambert-Mogiliansky et Kosenok [2009]). En effet, il est possible que certaines ententes capturent l'acheteur public dans le but d'obtenir de l'information sur les entreprises externes ou pour que celui-ci modifie leurs offres après l'ouverture des plis.

Cependant, les données que nous avons récoltées sont potentiellement tronquées. En effet, nous n'avons pu rassembler des informations que sur des cartels ayant été détectés. Il est alors probable que certains types

d'ententes, plus facilement détectables, soient majoritaires dans nos données induisant ainsi un biais. Ceci peut, en outre, être aggravé si l'Autorité de la Concurrence utilise des tests spécifiques pour déceler les ententes dans les marchés publics. En effet, dans ce cas, si un aspect particulier (caractéristiques du marché ou des soumissionnaires) est examiné, celui-ci pourrait être surreprésenté dans notre base de données. Des discussions menées avec des représentants de l'Autorité nous ont confirmé que ce type de tests n'est pas utilisé. En effet, les cas traités par l'Autorité sont, pour l'immense majorité, initiés par une plainte des acheteurs publics, d'une entreprise externe ou transmis par la DGCCRF dont les agents étaient tenus de participer aux commissions d'ouverture de plis. Le fait que les cas soient majoritairement initiés par des plaintes devrait mener à des biais moins importants que si l'Autorité utilisait des tests spécifiques. Cependant, comme de nombreuses raisons peuvent pousser des acheteurs publics ou des entreprises extérieures à porter réclamation, nous ne sommes pas en mesure de corriger le biais que cela peut induire dans notre base de données.

# 7. CONCLUSION

Nous analysons les ententes partielles dans les marchés publics de construction. Notre but est de comprendre l'impact de la présence d'entreprises externes sur les comportements d'offres des ententes. En mobilisant une base de données construite à partir des informations publiques contenues dans les décisions de l'Autorité de la Concurrence, nous montrons que, malgré les règles strictes d'anonymat en vigueur dans les marchés publics français, les ententes sont en mesure d'estimer le nombre d'entreprises externes soumettant une offre pour un contrat donné. L'offre censée remporter le marché est alors adaptée en fonction de ces deux éléments. Ce résultat confirme les hypothèses couramment retenues dans la littérature théorique.

Dans une seconde partie, nous montrons que cette adaptation de l'offre des ententes a pour conséquence de réduire les pertes de contrat liées à la présence de soumissionnaires externes. En effet, le nombre d'entreprises externes n'est pas un déterminant significatif de la probabilité que les ententes remportent les appels d'offres. Nous argumentons que ce

résultat n'est possible qu'en présence d'asymétries de coûts entre entreprises membres des ententes et entreprises externes. Nous identifions et corrigeons ensuite une source d'endogénéité. Enfin, nous discutons des déterminants de la stabilité externe des ententes dans les marchés publics.

Si nos résultats sont corrects, alors les politiques publiques visant à augmenter le degré de concurrence dans les marchés publics, telles que l'allotissement, devraient être encouragées. En effet, ces dernières auront deux effets. Dans un premier temps, celles-ci auront pour conséquence de pousser les ententes à réduire le montant de leurs offres. Dans un second temps, le manque à gagner engendré par cette réduction des gains collusifs peut pousser certaines entreprises à renoncer à participer ou à former des ententes. De plus, l'utilisation de procédures d'enchères restreintes semble augmenter la probabilité que les ententes remportent les appels d'offres d'environ 15 %. Ce résultat ajouté à la fréquence d'utilisation de ce type de procédures justifie la nécessité d'études complémentaires sur les enchères restreintes pour mieux cerner les avantages et les inconvénients de leur utilisation.

## RÉFÉRENCES

AOYAGI M. (2003), « Bid Rotation and Collusion in Repeated Auctions », *Journal of Economic Theory*, 112(1), pp. 79-105.

ARAI K., ISHIBASHI I. and ISHII-ISHIBASHI R. (2011), « Research and analysis on bid rigging mechanisms », *Japan and the World Economy*, 23(1), pp. 1-5.

ASKER J. (2010), « A Study of the Internal Organization of a Bidding Cartel », *The American Economic Review*, 100(3), pp. 724-762.

BAJARI P., McMILLAN R. and TADELIS S. (2009), « Auctions versus Negotiations in Procurement: an Empirical Analysis », *Journal of Law, Economics, and Organization*, 25(2), p. 372.

BAJARI P. and YE L. (2003), « Deciding Between Competition and Collusion », *Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp. 971-989.

BARTUS T. (2005), « Estimation of marginal effects using margeff », *Stata Journal*, 5(3), pp.309-329.

BEUTEL P. (1991), « A comment on competition and bidding behavior: Some evidence from the rice market », *Economic Inquiry*, 29(2), pp. 389-393.

BRISSET K. (2002), « Entente partielle dans un appel d'offres au premier prix », *Revue économique*, 53(1), pp. 29-41.

BULOW J. and KLEMPERER P. (1996), « Auctions versus Negotiations », *The American Economic Review*, 86(1), pp. 180-194.

CASSADY R. (1980), *Auctions and Auctioneering*. Univ. of California Pr.

CHEVER L., SAUSSIER S. and YVRANDE-BILLON A. (2011), « The law of small numbers: Investigating the benefits of restricted auctions for public procurement », *Chaire EPPP Working Paper*.

CHONG E., STAROPOLI C. and YVRANDE-BILLON A. (2009), « Auction versus Negotiation in Public Procurement: Looking for New Empirical Evidence », *Chaire EPPP Working Paper*.

Commission européenne (2008), *Code européen des bonnes pratiques facilitant l'accès des PME aux marchés publics*.

FEHL U. and GUTH W. (1987), « Internal and External Stability of Bidder Cartels in Auctions and Public Tenders: A Comparison of Pricing Rules », *International Journal of Industrial Organization*, 5(3), pp.303-313.

FROEB L. and McAFEE P. (1988), « Deterring Bid Rigging in Forest Service Timber Auctions », *S. Department of Justice Economic Analysis Group Working Paper*.

HENDRICKS K. and PORTER R.-H. (1989), « Collusion in auctions », *Annales d'Économie et de Statistique*, (15/16), pp. 217-230.

HU A., OFFERMAN T. and ONDERSTAL S. (2009), « Fighting Collusion in Auctions: an Experimental Investigation », *International Journal of Industrial Organization*.

ISHII R. (2009), « Favor Exchange in Collusion: Empirical Study of Repeated Procurement Auctions in Japan », *International Journal of Industrial Organization*, 27(2), pp. 137-144.

KLEMPERER P. (2002), « What Really Matters in Auction Design », *The Journal of Economic Perspectives*, 16(1), pp. 169-189.

LAMBERT-MOGILIANSKY A. and KOSENOK G. (2009), « Fine-tailored for the cartel-favoritism in procurement », *Review of Industrial Organization*, 35(1), pp.95-121.

LEBRUN B. (1999), « First-Price Auctions in the Asymmetric N Bidder Case », *International Economic Review*, 40(1), pp. 125-142.

LEE I. and HAHN K. (2002), « Bid-Rigging in Auctions for Korean Public-Works Contracts and Potential Damage », *Review of Industrial Organization*, 21(1), pp. 73-88.

MARSHALL R. and MARX L. (2007), « Bidder Collusion », *Journal of Economic Theory*, 133(1), pp. 374-402.

MARSHALL R., MEURER M., RICHARD J. and STROMQUIST W. (1994), « Numerical Analysis of Asymmetric First-Price Auctions », *Games and Economic Behavior*, 7(2), pp.193-220.

MASKIN E. and RILEY J. (2000), « Asymmetric Auctions », *Review of Economic Studies*, 67(3), pp. 413-438.

McAFEE R. and McMILLAN J. (1987), « Auctions and Bidding », *Journal of Economic Literature*, 25(2), pp. 699-738.

McAfEE R. and McMILLAN J. (1992), « Bidding Rings », *The American Economic Review*, 82(3), pp. 579-599.

MYERSON R. (1981), « Optimal auction design », *Mathematics of operations research*, pp. 58-73.

NICHOLS A. (2007), « Causal inference with observational data », *Stata Journal*, 7(4), pp. 507.

PESENDORFER M. (2000), « A Study of Collusion in First-Price Auctions », *The Review of Economic Studies*, 67(3), p. 381.

PORTER R. and ZONA J.-D. (1993), « Detection of Bid Rigging in Procurement Auctions », *Journal of Political Economy*, 101(3), pp. 518-538.

PORTER R. and ZONA J.-D. (1999), « Ohio School Milk Markets: An Analysis of Bidding », *RAND Journal of Economics*, 30(2), pp. 263-88.

ROBINSON M. (1985), « Collusion and the Choice of Auction », *The RAND Journal of Economics*, 16(1), pp. 141-145.

SKRZYPACZ A. and HOPENHAYN H. (2004), « Tacit Collusion in Repeated Auctions », *Journal of Economic Theory*, 114(1), pp. 153-169.

STAIGER D. and STOCK J. (1997), « Instrumental variables regression with weak instruments », *Econometrica*, 65(3), pp. 557-586.

VELLEZ M. (2011), « Auctions versus Negotiations: Evidence from Public Procurement in the Italian Healthcare Sector », *CEIS Research Paper*.

WOOLDRIDGE J. (2009), *Introductory econometrics: A modern approach*. South-Western Pub.

ZONA J. (1986), *Bid-Rigging and the Competitive Bidding Process: Theory and Evidence*. PhD Dissertation, State University of New York at Stony Brook.

# ANNEXES

**Tableau 4.** Définition des variables

| Variable | Définition |
|---|---|
| GAIN_CARTEL | Variable dichotomique égale à un lorsque l'entente a remporté le contrat. |
| AGR_CARTEL | Agressivité inverse du cartel (offre la plus basse du cartel divisée par l'estimation de l'administration). |
| CENTRAL | Variable dichotomique égale à un lorsque l'acheteur est l'Etat, une entreprise ou une administration publique. |
| ESTIMATION | Logarithme de l'estimation de l'administration. |
| ESTIMATION2 | Carré de ESTIMATION. |
| NB_ENT_EXT | Nombre d'entreprises externes à l'entente participant à l'appel d'offres. |
| RESTREINTE | Variable dichotomique égale à un lorsque la procédure utilisée est une enchère restreinte. |
| REPÉTÉ | Variable dichotomique égale à un lorsque le contrat est ré-alloué à intervalle régulier dans le temps. |
| SIMULTANÉE | Variable dichotomique égale à un lorsque plusieurs contrats sont attribués simultanément par le même acheteur public. |
| **Effets Fixes** | **Définition** |
| ANNÉE | Variables dichotomiques distinguant l'année de la pratique (entre 1987 et 2005). |
| CARTEL | Variables dichotomiques distinguant les 33 différents cartels. |
| SECTEUR | Variables dichotomiques distinguant les 3 secteurs (route, architecture et génie civil). |
| RÉGIONS | Variables dichotomiques distinguant 5 régions françaises (correspondant aux différents indicatifs téléphoniques). |

**Tableau 5.** Statistiques descriptives

| | Observations | Min | Max | Moyenne | Ecart-type |
|---|---|---|---|---|---|
| GAIN_CARTEL | 114 | 0 | 1 | .8070 | .3964 |
| AGR_CARTEL | 114 | .5424 | 1.844 | 1.005 | .1910 |
| CENTRAL | 114 | 0 | 1 | .7105 | .4555 |
| ESTIMATION | 114 | 9.135 | 17.91 | 13.35 | 1.868 |
| ESTIMATION2 | 114 | 83.44 | 320.71 | 181.82 | 51.45 |
| NB_ENT_EXT | 114 | 1 | 13 | 3.640 | 2.406 |
| RESTREINT | 114 | 0 | 1 | .5175 | .5019 |
| REPÉTÉ | 114 | 0 | 1 | .4561 | 5003 |
| SIMULTANÉ | 114 | 0 | 1 | .7719 | .4214 |

**Tableau 6.** Résultats d'estimation de l'anticipation des cartels

| Variable dépendante: AGR_CARTEL | | | |
|---|---|---|---|
| **Variables** | **(1) MCO** | **(2) MCO** | **(3) MCO** |
| CENTRAL | .2068** (.0886) | .5406*** (.1866) | .5366*** (.1791) |
| ESTIMATION | –.0576 (.0425) | –.0684+ (.0418) | –.3432* (.1732) |
| ESTIMATION2 | – | – | .0097* (.0056) |
| NB_ENT_EXT | – | –.0424** (.0191) | –.0421** (.0185) |
| RESTREINT | –.0293 (.0388) | –.1087** (.0516) | –.1022** (.0486) |
| REPÉTÉ | .3449* (.1940) | .3452* (.1757) | .2843* (.1594) |
| SIMULTANÉ | –.0491 (.0671) | –.0051 (.0517) | –.0388 (.0442) |
| **Effets Fixes** | Oui | Oui | Oui |
| Nb. Obs. | 114 | 114 | 114 |
| R2 | 0.712 | 0.752 | 0.757 |
| Adjusted R2 | 0.492 | 0.554 | 0.556 |

Notes: Les écarts-types sont entre parenthèses.
*** significativité à 1 %, ** significativité à 5 %, * significativité à 10 %, + significativité à 15 %.

**Tableau 7.** Résultats d'estimation de la stabilité externe

| Variable dépendante: GAIN_CARTEL | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **Variables** | **(1) Probit** | **(2) Probit** | **(3) Probit** | **(4) IVProbit** | **(5) IVProbit** |
| AGR_CARTEL | – | −4.731*** | −5.807*** | −6.926*** | −7.394*** |
| | | (1.739) | (.2.120) | (1.800) | (2.384) |
| CENTRAL | .5875 | .1595 | −.0640 | −.2880 | −.5429 |
| | (.5158) | (.4599) | (.4606) | (.4326) | (.4148) |
| ESTIMATION | −.0608 | −.0275 | 3.323 | −.0035 | 3.033 |
| | (.1397) | (.2036) | (2.246) | (.1823) | (2.310) |
| ESTIMATION2 | – | – | −.1232 | – | −.1105 |
| | | | (.0897) | | (.0834) |
| NB_ENT_EXT | – | .0054 | −.0385 | −.0552 | −.0934 |
| | | (.1170) | (.1258) | (.1137) | (.1238) |
| RESTREINT | 1.462** | 1.114* | 1.030* | .8950+ | 1.023** |
| | (.6302) | (.6120) | (.6265) | (.5730) | (.4148) |
| REPÉTÉ | .3462 | .2262 | .0319 | .0808 | 1.093 |
| | (.7501) | (.7717) | (.7102) | (.5866) | (.8485) |
| SIMULTANÉ | .4889 | .3963 | .5098 | .0119 | .0001 |
| | (.4816) | (.6372) | (.6288) | (.5781) | (.6667) |
| **Effets fixes** | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| **Instrument** | – | – | – | INSTR_AGR | INSTR_AGR |
| Nb. Obs. | 114 | 114 | 114 | 114 | 114 |
| Pseudo R2 | 0.420 | 0.475 | 0.486 | – | – |
| Adj. Pseudo R2 | 0.098 | 0.117 | 0.110 | – | – |

Notes: Les écarts-types sont entre parenthèses.
*** significativité à 1 %, ** significativité à 5 %, * significativité à 10 %, + significativité à 15 %.

**Tableau 8.** Moyenne des effets marginaux individuels

| Variable dépendante: GAIN_CARTEL | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| **Variables** | **(1) Probit** | **(2) Probit** | **(3) Probit** | **(4) IVProbit** | **(5) IVProbit** |
| AGR_CARTEL | – | −.6877*** (.2195) | −.8320*** (.2316) | −1.090*** (.2759) | −1.154*** (.3585) |
| CENTRAL | .0970 (.0828) | .0235 (.0679) | −.0091 (.0652) | −.0187 (.0706) | −.0847 (.0664) |
| ESTIMATION | −.0098 (.0227) | −.0040 (.0297) | .4762 (.3217) | .0090 (.0160) | .4734 (.3386) |
| ESTIMATION2 | – | – | −.0177 (.0117) | – | −.0172 (.0122) |
| NB_ENT_EXT | – | .0008 (.0170) | −.0177 (.0180) | −.0106 (.0152) | −.0146 (.0193) |
| RESTREINT | .2272*** (.0765) | .1584** (.0760) | .1428** (.0788) | .1295+ (.0858) | .1596** (.0785) |
| REPÉTÉ | .0577 (.1279) | .0337 (.1079) | .0046 (.1026) | .0177 (.0893) | .1707 (.1292) |
| SIMULTANÉ | .0824 (.0856) | .0600 (.1017) | .0770 (.1101) | −0004 (.0904) | .0000 (.1040) |
| **Effets fixes** | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| **Instrument** | – | – | – | INSTR_AGR | INSTR_AGR |

Notes: Les écarts-types sont entre parenthèses.
*** significativité à 1 %, ** significativité à 5 %, * significativité à 10 %, + significativité à 15 %.