

Degré De Contrôle Des Coûts De Transaction Au Niveau D'un Marche

Public : Une Analyse Empirique

Degree of Control of Transaction Costs in a Public Market: An Empirical Analysis

JELASSI Maïssa

Enseignante Chercheuse

Institut des Hautes Etudes Commerciales de Sousse

Université de Sousse-Tunisie

Laboratoire de Recherche en Économie et Gestion (LEG), Faculté des Sciences Economiques
et de Gestion de Sfax- Tunisie (FSEG)

jelassi.maïssa@gmail.com

BOUJELBENE Younes

Professeur d'Enseignement Supérieur

Faculté des sciences économiques et de gestion de Sfax

Université de Sfax- Tunisie

Laboratoire de Recherche en Économie et Gestion (LEG), Faculté des Sciences Economiques
et de Gestion de Sfax- Tunisie (FSEG)

younes.boujelbene@gmail.com

Date de soumission : 22/06/2021

Date d'acceptation : 05/08/2021

Pour citer cet article :

JELASSI. M et BOUJELBENE. Y (2021) « Degré De Contrôle Des Coûts De Transaction Au Niveau D'un Marche Public : Une Analyse Empirique », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 2 : Numéro 8 » pp : 1- 23

Digital Object Identifier (DOI) : <https://doi.org/10.5281/zenodo.5202950>

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Dans le présent papier, nous essayons de mesurer le degré de contrôle des coûts de transaction du soumissionnaire gagnant d'un marché public, par un contrat incomplet. En effet, un marché public est lancé à l'occasion d'un besoin en travaux, fournitures ou services, de la part d'un organisme public. Le contrat conclu dit « incomplet », vu que les contractants ne peuvent en aucun cas prévoir les termes de l'exécution en ex ante. À la différence des études antérieures, nous montrons que les travaux ne s'exécutent pas à un rythme constant. Nous proposons un modèle empirique et une régression multiforme pour analyser la fonction des coûts de transaction du soumissionnaire gagnant. Nous montrons que les *sous-coûts* de transaction de différents stades d'exécution expliquent la majorité des coûts de transaction totaux estimés pour le projet. Nous prouvons que les coûts de transaction sont influencés par les ajustements positifs et négatifs, l'asymétrie de l'information, et le degré de complexité des travaux demandés.

Mots-clés : Soumissionnaire ; appel d'offres ; bien public ; coûts de transaction ; infrastructure routière.

Abstract

In this paper, we try to measure the winner bidder's control degree to the economic costs of transaction in procurement by an incomplete contract. Indeed, a public contract is launched on the occasion of a need for works, supplies or services, on the part of a public body. The contract concluded is said to be "incomplete", in view of the fact that the contractors can in no case foresee the terms of the ex ante execution. Unlike previous studies, we show that work do not proceeds at a constant pace over the length of the project. We propose an empirical model and a multiform regression to analyze the transaction costs function of the winning bidder. We show that transactional sub-costs of different stages of execution explain the majority of the estimated total transaction costs for the project. We show that transaction costs are also influenced by positive and negative adjustments, asymmetry of information, and the degree of complexity of the work requested.

Keywords : Bidder ; competitive bidding ; public good ; transaction costs ; road infrastructure.

Introduction

La théorie des coûts de transaction s'intéresse à deux pistes de recherches. Le premier, étant de chercher à expliquer les motifs de l'intégration verticale, le deuxième, c'est essayer d'évaluer les modèles organisationnels alternatifs. Empiriquement, cette théorie a servi des modèles économétriques pour tester les caractéristiques des transactions (fréquence, spécificités des actifs, etc.). Une multitude de tests effectués étaient affrontés à la difficulté de la nature des observations retenues qui caractérise les transactions (les mesures directes et indirectes). Au cours des deux dernières décennies, cette théorie a connu un développement considérable grâce notamment aux apports de Bajari et al. (2001).

Le contrôle de l'impact des coûts de transaction préoccupe les chercheurs dans la littérature récente de la gestion de constructions publiques. Ces derniers se font par un contrat incomplet (Hinze et Jim, 1993). Le fondateur de l'économie des coûts de transaction défend l'idée stipulant que les contrats incomplets impliquent des besoins d'adaptation et de frictions potentielles (Williamson, 1971). Cette idée était approfondie dans la littérature d'approvisionnement, en mettant en relief dans la majorité des études empiriques l'importance des coûts de transaction (Bajari et Tadelis, 2001 ; Chakravarty et MacLeod, 2009).

Dans ce papier, nous cherchons à mesurer le degré de contrôle des coûts de transactions du soumissionnaire gagnant d'un projet public. Ceci nous a conduit à formuler la problématique suivante qui se présente par la question suivante:

Est-ce-que le soumissionnaire opérant dans le marché des travaux publics des infrastructures routières, arrive-t-il à maîtriser ses coûts de transaction lors de l'exécution de son contrat avec l'organisme public?

L'objectif de ce papier est de tenter d'apporter des éléments de réponse à la problématique ci-dessus. Ce travail de recherche vise à étudier les éléments pouvant affecter l'aptitude de maîtriser les coûts d'exécution des travaux sujet du contrat incomplet. Pour essayer d'y apporter une réponse, nous proposons une modélisation de la fonction de profit, dont nous avons enregistré un manque à gagner (par tâche) pour le soumissionnaire le moins-disant, qui a remporté le marché. Des coûts de transaction du soumissionnaire en question, apporterons des explications rigoureuses à cette différence.

À la différence des études antérieures rapportant à ce sujet (Bajari et al. 2001, 2006 et 2014), nous adoptons des hypothèses de base, qui seront justifiées par les résultats d'estimations de nos modèles économétriques ; qui disent que les travaux d'exécution du projet n'avancent pas à un rythme constant. Ainsi que, le soumissionnaire gagnant n'a pas une asymétrie totale

d'information avec son environnement économique. En effet, le soumissionnaire n'a pas de prévision exacte sur les coûts ex post du marché, mais, il connaît et contrôle ses coûts en phase ex ante de la soumission (HILMI, Y., & al. 2020). Nous admettant que les soumissionnaires qui opèrent sur le marché sont avers au risque, ils ont une asymétrie d'information entre eux et n'ont pas de contrôle sur les variables financiers imposé par l'administration tel que les ajustements, le travail supplémentaire et les déductions.

Toutes ces idées seront développées davantage dans le présent papier. En effet, la première partie présente une revue de la littérature. La deuxième partie présente une modélisation économétrique d'un appel d'offres public. L'analyse des résultats empiriques ainsi que leurs discussions font l'objet de la troisième partie.

1. Revue de la littérature

Depuis les années 90, certains auteurs estiment que *la théorie est encore incomplète, des résultats importants ont cependant été obtenus*. La théorie est en construction incessante, chaque auteur ou groupe d'auteur apporte un puzzle qui sera un point d'appui pour avancer et aboutir à des résultats spectaculaires jusqu'à nos jours. En effet, dans le contexte traditionnel de la comparaison des enchères, Gilbert (1977) avançait une estimation multidimensionnelle des offres, et Hansen (1988) dans un contexte de quantités endogènes. Ce dernier, a favorisé la mise en évidence des procédures optimales, tandis que Che (1993) et autres optaient pour une quantité endogène. La difficulté provenant de l'investissement en qualité a été examiné par Von Ungern-Sternberg (1994), alors que Laffont et Tirole (1991) s'attaqué au problème du favoritisme.

Che (1993) était le pionnier de l'analyse empirique des ventes aux enchères attribué avec un score. En effet, Branco (1997) a simplifié les hypothèses et a étendu le modèle des coûts-indépendants aux coûts corrélés, et a mis en évidence que lorsque les coûts des entreprises sont corrélés, l'appel d'offres au moins-disant n'est plus optimal (Ballesteros-Pérez, 2015). Alors qu'Asker et Cantillon (2008) ont étendu le modèle sous un autre angle, ils concéderaient que les soumissionnaires dans ce type de marché (approvisionnement public) sont multidimensionnels.

Avec le paramètre de type unidimensionnel, on a étendu l'approche de Che (1993) et Asker et Cantillon (2008) en prenant la qualité et le coût offerts par le fournisseur (soumissionnaires) comme endogènes. Dans ce travail, le modèle décrit est similaire au cas de Che: un équilibre Nash- Bayésien symétrique avec une solution intérieure, les soumissionnaires sont neutres au

risque, ils ont une fonction de coût qui est paramétré par un type unidimensionnel et soumettent leurs offres en deux dimensions de prix et de qualité, Wang et Liu (2014), nous considérons aussi que les soumissionnaires répondent parfaitement aux normes de qualité exigée par l'appel d'offres.

Che (1993), Branco (1997), Asker et Cantillon (2008) ont adopté le score quasi-linéaire (linéaire au prix), pour choisir un gagnant. Alors qu'on a formulé l'offre multidimensionnelle comme étant une offre unidimensionnelle selon une règle de notation du score plus réaliste à savoir un ratio qualité-prix, pour le même objectif.

La règle de notation quasi-linéaire affaiblit les efforts des soumissionnaires dans les attributs de qualité. En effet, sur le plan réel, l'unité de prix diffère de celle de la qualité, et, il est évident que la qualité n'a pas d'équivalent monétaire exacte. Même si on arrive à « monétariser » la qualité, dans le cas où la valeur du prix dépasse de loin celle de la qualité, cela rend l'attribution de la qualité restreint dans l'offre. Par conséquent, les offres qui ont le même prix, mais de niveau de qualité différent auront presque le même score d'attribution Wang et Liu (2014). Actuellement, le prix comme critère de sélection, dans les appels d'offres, prend le dessus dans tous type d'offres même ceux nommé « *une vente aux enchères multi-attributs* ».

De ce fait, Wang et Liu (2014), ont proposé une nouvelle règle de notation (score) qui est non linéaire au niveau du prix. Cette dernière élimine le problème provenant de la différence entre l'unité du prix et celle de la qualité, aussi transforme les attributs de l'offre en attributs sans dimension comparable, en outre, souligne les efforts des soumissionnaires à chaque dimension de l'offre. Ce qui est omni absent avec la règle de notation quasi-linéaire. Il est à noter aussi que par l'adoption de cette règle, le soumissionnaire n'est pas contraint d'offrir une meilleure qualité comparée à celle de ses rivaux. En effet, la qualité optimale pour un soumissionnaire gagnant est indépendante du nombre de soumissionnaires (voir, Che, 1993, Branco, 1997).

La quasi-linéarité de règle de notation, a dépourvu les travaux, qui l'ont adapté, de mettre en évidence que la concurrence peut stimuler les soumissionnaires à offrir une qualité meilleure dans leurs offres. Étant donné que ces travaux utilisent un équilibre de Nash-Bayésien symétrique, qui, incite les soumissionnaires à s'engager pour fournir une meilleure qualité, sous contrainte du nombre élevé de soumissionnaires. En revanche, l'adoption de la règle de notation non linéaire dans le prix, permet d'officialiser ce résultat Wang et Liu (2014), Dastidar (2008) et Hanazono et al. (2013).

Nouvellement, Wang et Liu (2014), Hanazono et al. (2013), fournissent des analyses théoriques sans se servir de l'hypothèse de la quasi-linéarité. Hanazono et al. (2013), en particulier, ont

établit un cadre plus général d'analyse de la vente aux enchères avec score d'attribution. Ils montrent aussi que leur modèle s'applique aux analyses précédentes sur les enchères multidimensionnelles, tel que Thiel (1988), qui analyse la compétition de qualité multidimensionnelle avec le paiement fixe. En outre, Bajari, Houghton et Tadelis (2014), qui analysent le caractère multidimensionnel des enchères au prix unitaire en utilisant le modèle des enchères avec score d'attribution, dont nous adoptons la même méthode dans le présent travail.

Une partie largement significative de la littérature traite les enchères où le prix n'est guère le seul critère déterminant dans le choix du gagnant. Dans laquelle, les études traitent les appels d'offres multidimensionnelles (Krasnokutskaya, 2011; et Mares et Swinkels, 2014) où les attributs hors prix sont des caractéristiques des soumissionnaires - ceux dont les soumissionnaires n'ont pas de pouvoirs lors de l'émission de l'offre (tels que les Ajustement, le travail supplémentaire et les déductions, dont nous développons davantage ultérieurement dans ce papier) – et ce à la différence des enchères avec score d'attribution. En outre, Asker et Cantillon (2008) entretiennent des enchères multidimensionnelles où les soumissionnaires choisissent des attributs hors des prix, mais l'acheteur garde le secret des conditions de sélection lors des enchères. Les études qui tentent de donner le design optimal dans les enchères multidimensionnelles existent Che (1993), Asker et Cantillon (2010), etc.

Notre travail est attaché aussi à la littérature sur l'identification du modèle d'enchères, comme Athey et Haile (2002) et Athey et Haile (2007) et récemment Nakabayashi et Hirose (2016). Ainsi que, la littérature sur la méthode d'estimation structurelle des ventes aux enchères, entre autre Nakabayashi et Hirose (2016), Paarsch (1992); Laffont, Ossard et Vuong (1997); Guerre et al. (2000); et Krasnokutskaya (2011). Le défi à relever s'avère commun entre l'estimation structurelle du modèle de vente aux enchères avec score de notation (avec une multidimensionalité des informations privées dans l'offre) et l'estimation structurelle des ventes aux enchères (avec les soumissionnaires qui ont le caractère de l'aversion au risque), voir Guerre, Perrigne et Vuong (2009), Campo, Guerre, Perrigne et Vuong (2011), etc. Pour le relever les approches sont au nombre de deux, à savoir une approche qui exploite une hypothèse paramétrique sur la fonction de coût Nakabayashi et Hirose (2016) et une approche qui exploite une hypothèse non-paramétrique, Athey et Haile (2007) et Bajari et al. (2014).

Il est utile de mentionner aussi que le niveau de maturité institutionnelle (formelle et informelle), est l'un des chaînons les plus importants pour le choix du modèle d'approvisionnement optimal, nous parlons ici d'appels d'offres concurrentiels ou de contrats

négociés. Le fonctionnement de cette influence est régulé par les caractéristiques transactionnelles, à savoir la spécificité des actifs, l'incertitude et la fréquence, y compris les coûts de transaction qui en découlent. Les appels d'offres concurrentiels peuvent être plus efficaces dans des environnements institutionnels faibles, en comparaison directe avec les contrats négociés, sous réserve que les coûts de transaction soient faibles. Dans ce cas de figure, et, si le coût de transactions est plus élevé, la qualité de service sera meilleure (Canitez et Celebi, 2018).

Sur le plan empirique, notre travail vient de s'aligner aux travaux de Lewis et Bajari (2011), Bajari et al. (2014), qui sont les premières analyses structurelles des ventes aux enchères de notation. En outre, des analyses structurelles, Koning et van de Meerendonk (2014) offrent des analyses basées sur l'approche de forme réduite. Au meilleur de nos connaissances, les analyses structurelles se sont fondées sur la restriction, soit sur la règle de notation (la forme quasi-linière, comme dans Lewis et Bajari, 2011) ou sur la fonction de coût Nakabayashi (2013), ou une forme additivement séparable. Aucune de ces analyses examine les conditions dans lesquelles le type multidimensionnel est identifiable dans la vente aux enchères de notation, Nakabayashi et Hirose (2016).

2. Modélisation Économétrique d'un Appel d'offre Public

2.1. La base théorique du modèle

Un projet est composé de postes qui contiennent des tâches tels que $t = 1, \dots, T$, et un vecteur de quantités estimatives q^e pour chaque tâche, tel que $q^e = q_1^e, \dots, q_T^e$. Chaque tâche avec sa quantité estimative est communiquée aux soumissionnaires agréés par un appel d'offres public. En revanche, les quantités réalisées à la phase ex post du projet seront $q^a = q_1^a, \dots, q_T^a$, ces quantités sont indépendantes du soumissionnaire qui remportera le marché et effectuera les travaux.

On prendra en considération les coûts de transactions (coût d'adaptation) ex post, non pas celles ex ante. On va admettre que les soumissionnaires et le MO/MOE, connaissent une asymétrie d'information. On considère aussi que le MO/MOE n'a aucune prévision des quantités q^a , et ne prend en compte que les quantités q^e , pourtant les soumissionnaires ont une connaissance approximative de q^a . On suppose que les entrepreneurs sont indifférents au risque porté par la non connaissance exacte des quantités q^a , sauf que, ils disposent d'une anticipation rationnelle commune sur les quantités réelles. *Cette interprétation est utile pour le modèle*

empirique, car elle génère une source de bruits qui ne sont pas spécifiques à l'information de soumissionnaire gagnant ou les caractéristiques du projet observables (Bajari, 2014).

Encore qu'une asymétrie d'informations concernant q^a , les soumissionnaires se différencient dans leur information privée pour calculer leurs propres coûts de productions. Notons que chaque soumissionnaire a un coût unitaire c_t^i pour compléter chaque tâche noté $c^i = c_1^i, \dots, c_T^i \in R_+^T$. Le coût total pour effectuer les travaux des quantités q^a pour chaque soumissionnaire est représenté par le produit vectoriel $(q^a \cdot c^i)$ des quantités réelles et des coûts de production. Le coût total de chaque soumissionnaire est établi à partir d'une fonction de densité conjointe $f_i(c^i) \in R_+^T$. Les distributions sont de notoriété publique, mais seulement le soumissionnaire i qui sait son c^i . Les coûts d'achat sont connus publiquement indépendamment du coût de production du soumissionnaire¹. En effet, chaque soumissionnaire a une prévision rationnelle symétrique de ce qu'il doit faire, sauf que ce dernier a aussi une information symétrique sur le coût de production.

Le soumissionnaire soumet un vecteur de prix unitaire $p^i = p_1^i, \dots, p_T^i$, où p_t^i représente son offre de prix unitaire pour chaque tâche t . Le score de soumissionnaire i pour son offre total est $s^i = p^i \cdot q^e$, ce soumissionnaire i gagne le marché, si et seulement si $s^i < s^j$ pour tout $j \neq i$. Par conséquent, les soumissionnaires participent à un appel d'offre avec des simples règles de notation linéaire où chaque offre de soumission est transformée en un vecteur de score de prix estimé.

Pour chaque soumissionnaire i le coût de production des quantités q^a qui sont notre référence est noté comme $\theta \equiv c^i \cdot q^a$. Soit $R(p^i)$ le revenu brut reçu par le soumissionnaire i s'il gagne le marché par sa soumission de p^i . Son profit attendu est noté comme :

$$\pi_i(p^i, \theta^i) = (R(p^i) - \theta^i) \mathbb{I}_{\{s^i < s^j \text{ pour tout } j \neq i\}}$$

2.2. La rémunération et les coûts de transaction

À l'égard de nombreux travaux empiriques sur l'estimation des coûts de transaction, nous supposons que le revenu du soumissionnaire $p^i \cdot q^a$ dépend à la fois des prix proposés et des quantités réelles. Toutefois, le revenu brut est affecté par des Ajustements (A), le travail supplémentaire (X) et les retenues (D). Nous intégrons aussi un coût de pénalité que le soumissionnaire supporterait sous forme de retenus lorsqu'il y a un retard d'exécution. Enfin,

¹ Le coût de production du soumissionnaire est une valeur privée, et, c'est l'hypothèse courante pour ce secteur (Porter et Zona, 1993; Krasnokutskaya, 2011).

nous supposons que les trois composantes (A , X , D) sont indépendantes du soumissionnaire remportant un contrat d'un appel d'offres public. Le soumissionnaire n'a aucun moyen de contrôle sur ces variables.

L'incomplétude contractuelle conduit à des ajustements au niveau des quantités. Le travail supplémentaire et les déductions sont positivement corrélés avec les coûts directs du changement au niveau des flux normaux des travaux et les coûts indirects de la renégociation. En effet, nous supposons que ces coûts supplémentaires sont proportionnels à la taille des ajustements, au travail supplémentaire et aux déductions.

Il est utile de distinguer entre les coûts positifs et ceux négatifs des ajustements ex post des revenus. Par définition, tout travail supplémentaire augmente la rémunération du soumissionnaire et vice-versa. Les coefficients positifs (τ) permettront de mesurer les coûts positifs et ceux négatifs des ajustements ex post. Ainsi, le coût total ex post de la transaction s'écrit :

$$K = \tau_{a+} A_+ - \tau_{a-} A_- + \tau_X X - \tau_D D$$

Le chiffre d'affaires total s'écrit :

$$R(p^i) = \sum_{t=1}^T p_t^i q_t^a + A + X + D - K$$

Le coût de transaction n'implique pas l'hypothèse de $K=0$. Dans un premier temps cette hypothèse s'avère utile, car un défaut dans les coûts de transaction peut être révélé par la base de données si les coefficients estimés seront nuls. Cependant, si ce n'est pas le cas, alors cela indiquera la présence de coûts de transaction, dont la forme exacte peut alors être mesurée avec plus d'examen minutieux² (dans notre analyse empirique de la spécification linéaire simple semble correspondre le mieux aux données).

Pour plus de spécification au niveau du profit, on ajoute une composante qui capture la perte de présenter des soumissions irrégulières qui sont fortement biaisée. Compte tenu de l'hypothèse de la neutralité des risques, si un soumissionnaire observe une différence entre les q^e et q^a , ce fait, peut lui inciter à soumettre des prix nuls pour les quantité surestimé et un prix élevé pour les quantités sous-estimés. Cette attitude résulte une soumission biaisée considérablement ce qui cause le rejet de l'offre. Ce dernier ne va pas sans induire des coûts de transaction pour ce soumissionnaire.

² Voir Bajari 2014.

On suppose une forme réduite de pénalité pour augmenter le déséquilibre de cette offre. De toute évidence, le degré de déséquilibre dépend d'« un prix raisonnable » (combien ce prix est raisonnable par rapport à la quantité et aux prix des concurrents). En pratique, le MO/MOE engage un bureau d'étude pour lui fournir un prix unitaire estimative $\bar{p}_t$ pour chaque tâche t du contrat. Cela représente un vecteur de prix p^i , une mesure de l'asymétrie naturelle serait représenté par la différence entre le prix proposé et le prix estimé, $\bar{p} = (\bar{p}_1, \dots, \bar{p}_T)$.

On note $P(p^i|\bar{p})$, une fonction de pénalité continûment différentiable des offres biaisées et qui a les hypothèses suivantes : (1) $P(\bar{p}|\bar{p})=0$ ça veut dire qu'il n'y a pas de pénalité si le prix de l'offre excède le prix estimé par le MO/MOE. (2) $\left(\frac{\partial P(p^i|\bar{p})}{\partial p_t^i} \right) \Big|_{p_t^i = \bar{p}_t} = 0$ lorsque les prix de l'offre s'égalisent avec ceux du MO/MOE, les prix biaisés du premier ordre seront zéro. Ces deux hypothèses sont logiques vu la pratique suivie par l'administration publique. (3)

$P(p^i|\bar{p})$ est strictement convexe et (4) $\lim_{p_t^i \rightarrow 0} \frac{\partial P(p^i|\bar{p})}{\partial p_t^i} = \infty$. Ces deux dernières hypothèses

garantissent une solution implicite au problème d'optimisation pour les soumissionnaires dans le choix des p^i . Par commodité, on va substituer p par $P(p^i)$, ce qui va donner une fonction de profit telle que :

$$R(p^i) = \sum_{t=1}^T p_t^i q_t^a + A + X + D - K - P(p^i) \quad (1)$$

Nous admettons que l'estimation de profit du soumissionnaire gagnant qui est réellement encaissé (ex post) à celui espéré (ex ante) est un excellent indicateur qui va nous permettre de savoir le degré de maîtrise de l'offre et de prévisions fait lors de la soumission.

Par une application de l'équation (1) à notre base de données. Une régression linéaire simple nous donne les résultats suivants (tableau 1) :

Tableau N°1 : Estimation du profit du soumissionnaire réellement encaissé

Source	SS	df	MS	Nombre d'obs = 103	
Modèle	1.3079e+13	5	2.2893e+12	F (5.97)	= 2004.67
Résiduel	1.2657e+11	97	521377280	Prob > F	= 0.0000
Total	1.1497e+13	102	1.1271e+11	R ²	= 0.9904
				R ² ajusté	= 0.9899
				Root MSE	= 36122

R	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
$\sum_{t=1}^T p_t^i \cdot q_t^e$	1.065487	0.0085357	124.83	0.000	1.048546	1.082428
A+	1.949464	0.0799466	24.38	0.000	1.790792	2.108136
A-	-0.22612	0.0837931	-2.70	0.008	-0.3924261	-0.0598138
X	0.1113323	0.1959862	0.57	0.571	-0.2776459	0.5003106
D	-1.001202	0.0681971	-14.68	0.000	-1.136554	-0.8658494
_cons	2248.432	2593.114	0.87	0.388	-2898.181	7395.046

Source : Auteurs

D'après les estimations que donne le tableau, la variable « K » est bien présente et a un effet significatif sur le profil du soumissionnaire. Concernant le signe négatif des ajustements négatifs « A- » et des déductions « D », c'est bien logique puisqu'il présente une source de manque à gagner pour le soumissionnaire et ils varient inversement avec le profil encaissé de sa part.

2.3. Le style d'une offre équilibrée

Nous allons adopter le « *Bayesian Nash Equilibrium of the static first-price sealed-bid auction* » en tant que concept de solution. Selon Che (1993), le jeu de l'enchère avec des valeurs privées indépendantes, et un cas particulier du modèle de type multidimensionnel d'Asker et Cantillon (2008) où le projet est fixé, avec l'objectif de l'acheteur étant trivialement fixe, compte tenu de la règle de notation fixe. Semblable au « potentiel productif » du Che (1993), et à « la pseudo-type » de Asker et Cantillon (2008), le comportement d'équilibre sera déterminé comme si nos soumissionnaires ont un type unidimensionnel. Le raisonnement, c'est que, compte tenu de la règle de notation, le choix de $s^i = p^i \cdot q^e$, est indépendant du choix optimal de vecteur actuel p^i (en fait, vu le score (prix) s , chaque soumissionnaire a le choix optimal des conditions de victoire de son offre $p_t^i(s)$, et compte tenu de cette politique optimale de prix, il y aura un score optimal de $s(\theta^i)$ qui est unidimensionnelle). En conséquence, le jeu *Bayésien* aura, une stratégie unique et pure, l'équilibre monotone³.

³ Ibid.

Il est utile de décomposer le problème de soumissionnaire en deux étapes. La première étape étant donné un score s , afin d'avoir les conditions optimales pour remporter un marché. Cela va rendre la fonction de l'appel d'offres comme suit : $p^i(s)$ (or $p_t^i(s)$, $t = 1, \dots, T$). Une fois qu'on a eu la $p^i(s)$, cela permettra au soumissionnaire de soumettre une offre optimale.

Le premier défi pour trouver la fonction optimale de l'offre par le score s est comme suit :

$$\max_{p^i(s)} \sum_{t=1}^T p_t^i q_t^a - \theta^i + A + X + D - K - P(p^i) \quad (2)$$

$$\text{s.t. } \sum_{t=1}^T p_t^i q_t^e = s.$$

La résolution de (2) donne $T+1$ condition de premier ordre (FOC), le premier T serait comme suite avec la contrainte :

$$q_t^a - \frac{\partial P(p^i)}{\partial p_t^i} - \lambda q_t^e = 0 \text{ for all } t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Une résolution implicite de $p^i(s^i)$, on peut compléter le problème de choix optimal de score s^i du soumissionnaire. Soit $H_j(\cdot)$, la fonction de distribution cumulative du score s_j d'un soumissionnaire j . La probabilité du soumissionnaire i soit retenu que le soumissionnaire j est définit par $H_j(s^i)$. En effet, la fonction du profit attendu par le soumissionnaire est comme suit :

$$\pi_i(s^i, \theta^i) = [R(p^i(s^i)) - \theta^i] \times [\prod_{j \neq i} (1 - H_j(s^i))].$$

En remplaçant le revenu par (1) et en rappelant que $\theta_i = \sum_{t=1}^T c_t^i q_t^a$, la condition du premier ordre (FCO) du soumissionnaire serait :

$$\sum_{t=1}^T [p_t^i(s^i) - c_t^i] q_t^a = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{dp_t^i(s^i)}{ds^i} \left[q_t^a - \frac{\partial P(p^i)}{\partial p_t^i} \right]}{\sum_{j \neq i} \frac{h_j(s^i)}{1 - H_j(s^i)}} - A - X - D + K + P(p^i). \quad (4)$$

À partir des hypothèses sur les types de densités, et sur la fonction de pénalité $P(\cdot)$, $H_j(\cdot)$ est différentiable avec une densité $h_j(\cdot)$, la FCO des deux étapes d'optimisation sont nécessaires et suffisantes pour décrire le comportement de soumissionnaire optimal.

Un équilibre de Nash-Bayésien est une collection de fonctions d'appel d'offres, $p^i(\cdot)$ et le score s^i , qui satisfait simultanément les équations (3) et (4) pour tous les soumissionnaires $i \in \{1, \dots, m\}$. Comme mentionné précédemment, il y a un équilibre monotone unique en stratégies pures, on va admettre l'équation (4) comme la base de notre analyse empirique.

La FCO (4) fournit un aperçu de la stratégie d'enchères optimale d'une entreprise et se rapporte à la littérature des appels d'offre sans coût d'adaptation et sans changements. Quand on a $q^a = q^e$ et pas de changements ex post, on aura une FCO réduite à :

$$s^i - c^i \cdot q^e = \left(\sum_{j \neq i} \frac{h_j(s^i)}{1 - H_j(s^i)} \right)^{-1} \quad (5)$$

Le FCO est un standard du premier prix pour les modèles des enchères pour une valeur privée asymétrique. Par conséquent, notre modèle adopté est une variante des modèles standards pour des appels d'offre pour des contrats publics (voir Bajari et al., 2014). Le profit marginal du contractant indique que les avantages des coûts et les informations privées sont grâce à l'effet de capture qui se trouve à la partie droite de (5). L'innovation requise dans (4) est l'introduction de termes empiriquement mesurables qui ont été ignoré dans les études antérieures, notamment les coûts de transaction (d'adaptation) prises en compte dans K (voir Bajari et al., 2014).

De toute évidence, ce modèle fait abstraction de ce qui est connus pour être des problèmes fondamentalement durs comme remplaçant l'hypothèse d'une prévision parfaite sur les changements et les quantités réelles avec une spécification de valeurs communes dans lesquelles chaque soumissionnaire a signaux de ces variables. Malgré ces limites, cependant, ces conditions de premier ordre, imposées précédemment à un modèle généralisé minimum, à la fois dans la littérature théorique et empirique, qui imposait implicitement l'hypothèse qui dit que $\tau_l = 0$ pour tout $l \in \{A_+, A_-, X, D\}$. En plus la démonstration brève faite par Bajari (2014), cette hypothèse nulle est fortement rejetée par les données.

2.4. Estimation des coûts de production

Dans notre modèle, les coûts réels de production sont variables dans le temps du fait que ces coûts ne sont pas les mêmes pendant toute la période d'exécution de projet. En effet, nous avons 29 observations « α » (α tel que $\Psi = 1 \dots 29$) de l'avancement du projet à des dates différentes. Les tâches sont exécutées sur toute la période des travaux à des taux d'avancement différents, les coûts de production sont différents pour le même poste dans le temps. Nous aurons un coût de production pour chaque poste qui représente la somme des différents coûts des inputs observés $c_t^i = \sum_{\alpha=1}^{\Psi} c_{a,\alpha}^i$, de même pour les quantités réelles de production $q_t^i = \sum_{\alpha=1}^{\Psi} q_{a,\alpha}^i$. La forme du coût total de la production réelle sera :

$$CP = \sum_{t=1}^T \sum_{\alpha=1}^{\Psi} \theta_{a,\alpha}^i = \sum_{t=1}^T (\sum_{\alpha=1}^{\Psi} (c_{a,\alpha}^i \cdot q_{a,\alpha}^i)) \equiv p_t^* \sum_{t=1}^T [(\sum_{\alpha=1}^{\Psi} q_{a,\alpha}^i) \cdot (1 + (\sum_{\alpha=1}^{\Psi} c_{a,\alpha}^i))] \quad (6)$$

CP : le coût total de la production réelle ; $\theta_{a,\alpha}^i$: le coût de production réelle par tâche et par observation ; $c_{a,\alpha}^i$: coût des inputs de production (indépendant et identiquement distribué) par tâche et par observation ; $q_{a,\alpha}^i$: quantité réelle par tâche et par observation ; p_t^{*i} : prix réel par tâche et par observation.

2.5. Coûts de transaction

Jusque-là, le coût de transaction est confondu avec celui de production. En effet, si nous considérons les deux coûts comme synonymes, cela peut dévier le but de notre étude. Par conséquent, nous allons adopter la démarche de Bajari et al. (2014) dans son modèle et nous allons considérer que le coût d'ingénieur est un levier exogène des paiements à posteriori qui n'est pas corrélé avec les caractéristiques du projet (Bajari et al. 2014). Nous allons introduire le coût de transaction et diviser le tout par le coût d'ingénieur, pour obtenir une estimation du coût de transaction. Nous aurons :

$$CT = \sum_{t=1}^T \sum_{\alpha=1}^{\Psi} \left[\theta_{a,\alpha}^i \frac{1}{p_t^{*i} q_{a,\alpha}^i} \right] = x + \sum_{t=1}^T \sum_{\alpha=1}^{\Psi} \left[c_{a,\alpha}^i \frac{1}{p_t^{*i} q_{a,\alpha}^i} \right] \sum_{t=1}^T \sum_{\alpha=1}^{\Psi} \left[(c_{a,\alpha}^i q_{a,\alpha}^i) \frac{1}{p_t^{*i} q_{a,\alpha}^i} \right] + \sum_{t=1}^T \sum_{\alpha=1}^{\Psi} \left[\left(\frac{1}{p_t^{*i} q_{a,\alpha}^i} \right) \cdot (\tau_{a+} A_+ - \tau_{a-} A_- + \tau_x X - \tau_d D) \right] + \sum_{t=1}^T \sum_{\alpha=1}^{\Psi} \varepsilon_{a,\alpha}^t \quad (7)$$

CT : le coût de transaction totale du projet ; $\varepsilon_{a,\alpha}^t$: exprime une variable aléatoire qui illustre l'absence de certains autres facteurs explicatifs de l'évolution du coût de transaction et qu'on n'a pas pu les intégrer dans le modèle pour des raisons d'indisponibilité des données. Ce terme d'erreur permet aussi de rendre le modèle économétriquement estimable. Il est supposé être indépendant et identiquement distribué, de moyenne nulle et de variance égale à : $\sigma_\varepsilon^2, i \in [1, N]$.

3. Résultats

Les résultats des estimations des différentes composantes du coût de transaction du soumissionnaire confirment les hypothèses de base du modèle. Par ailleurs, les résultats sont cohérents avec la pensée actuelle de la construction et la gestion des grands projets publics (Wang et Liu (2014), Hanazono et al. (2013), et Dastidar (2008) et Bajari et al. 2014).

Tableau N° 2 : les régressions du coût de production et de coût de transaction

variables	(1)	(2)	(3)	(4)	variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Ajustements Positive	-0,00791	-0,93117	-0,13653	0,70498 3	Attach15	0,812085	5,249751	2,73E-10	1,48E-07
	(-0,34)	(-0,14)	(-0,02)	-0,09		-1,89	-1,27	0	-2,16
Ajustements Négative	-0,0173	1,099074	1,057425	1,12338 7	Attach16	-0,76077	-2,52027	2,51E-08	-5,40E-08
	(-0,82)	-8,82	-9,71	-7,68		(-1,93)	(-0,46)	-0,1	(-1,73)
Travail supplémen- taire	0,019067	0,081837	-0,99852	-1,8161	Attach17	0,015219	18,06335	-4,80E-08	
	-0,98	-0,01	(-0,18)	(-0,24)		-0,33	-1,24	(-0,11)	
Déductions	1,091865	21,95323	22,31633	21,8128	Attach18	0,901344	-15,9339	5,17E-09	-1,80E-09
	-40,95	-26,65	-30,83	-22,74		-2	(-1,23)	-0,07	(-0,10)
Attach2	-0,00065	0,165459	6,22E-10	-2,80E-11	Attach19	-3,9975	6,72006	2,72E-08	2,38E-07
	(-0,03)	-0,15	-0,11	(-0,00)		(-2,67)	-1,94	-0,17	-2,13
Attach3	-0,00295	0,155513	-6,22E-10	6,59E-10	Attach20	2,885687	-10,7277	-1,10E-08	-2,20E-07
	(-0,07)	-0,09	(-0,45)	-0,02		-1,97	(-2,18)	(-0,12)	(-2,18)
Attach4	0,001039	0,675475		3,15E-08	Attach21	0,225999	5,030555		1,96E-08
	-0,03	-0,07		-0,05		-0,89	-1,24		-1,03
Attach5	-0,00289	-0,29058	8,67E-11	-3,40E-08	Attach22	-0,34283	14,014	3,54E-09	1,57E-09
	(-0,10)	(-0,03)	0	(-0,08)		(-0,29)	-1,46	-0,24	-0,09
Attach6	-0,00989	-0,87452	-4,00E-10	3,97E-10	Attach23	0,366353	-83,0506		
	(-0,32)	(-0,53)	(-0,02)	0		-0,31	(-2,29)		
Attach7	0,00274	0,936357	2,28E-09	1,08E-09	Attach24	0,323845	54,36323	1,82E-09	-4,80E-08
	(-0,1)	-0,68	-1,13	-0,06		-0,39	-2,57	-0,05	(-1,79)
Attach8	0,005406	-0,599	-2,10E-09	-1,20E-09	Attach25	-0,37081	15,9093		
	-0,18	(-0,58)	(-0,58)	(-0,02)		(-0,45)	-0,84		
Attach9	-0,00162	-0,67499	-2,00E-10	1,31E-09	Attach26	0,007689	-2,52899	-15,8	3,16E-08
	(-0,05)	(-0,74)	(-0,05)	-0,04		-0,19	(-0,49)	(-0,02)	-1,84
Attach10	0,05957	0,802721	-2,30E-09	-1,40E-09	Attach27	-0,78516	-0,95037	-2,40E-09	-12,89
	-2	-0,93	(-0,58)	(-0,12)		(-0,71)	(-0,15)	(-0,13)	(-0,22)
Attach11	-0,07491	-0,97429	1,52E-08	-3,90E-09	Attach28	1,838621	-3,98649	2,49E-07	-9,09
	(-2,99)	(-0,76)	-1,73	(-0,11)		-0,97	(-0,48)	-3,43	(-0,38)
Attach12	-0,02115	-0,29527	-6,10E-07	2,42E-08	Attach29	-1,04532	5,113139	-2,50E-07	1,51E-08
	(-0,71)	(-0,29)	(-6,55)	-0,72		(-0,68)	-1,32	(-2,79)	-0,9
Attach13	-0,01862	-1,02445	7,66E-07	5,14E-15	Attach30	-0,98138	-0,20057	5,58E-09	2,37E-11
	(-0,56)	(-0,25)	-6,9	-0,01		(-2,70)	(-0,42)	-0,16	-0,05
Attach14	0,000716	-2,76329	-1,80E-07	-1,30E-07	Observations	103	103	103	103
	-0,01	(-0,94)	(-3,31)	(-2,14)	R ²	0,9851	0,9924	0,9932	0,9886

Source : Auteurs

Note : la colonne (1) représente le résultat d'une régression réduite du coût de production du soumissionnaire gagnant par la sommation des différents valeurs d'observation des avancements des travaux pendant tout la période de l'exécution des travaux et qui est le produit scalaire des quantités réelles et des coûts estimés en plus des ajustement positifs et négatifs, des déductions et des travaux supplémentaires, par le soumissionnaire gagnant lors de la soumission. Pour la colonne (2) c'est la régression réduite du coût de production de soumissionnaire gagnant en tenant compte des fluctuations des coûts de production du soumissionnaire ex post et lors de l'exécution des travaux selon les prix d'achat du marché en temps réel. La colonne (3) représente le résultat d'une régression réduite du coût de transaction du soumissionnaire gagnant par la sommation des différentes valeurs d'observation des avancements des travaux pendant tout la période de l'exécution des travaux et qui est le produit scalaire des quantités réelles et des prix estimés en plus des ajustement positifs et négatifs, des déductions et des travaux supplémentaires, par le soumissionnaire gagnant lors de la soumission. Pour la colonne (4) c'est la régression réduite du coût de transaction de soumissionnaire gagnant en tenant compte des fluctuations des prix des postes du soumissionnaire ex post et lors de l'exécution des travaux selon les prix des postes du marché en temps réel, en d'autres termes la fluctuation est la somme des augmentations des salaires, des prix d'achat du béton, du ciment, de tous les matériaux nécessaires pour l'exécution des travaux.

Par une lecture sommaire du tableau ci-dessus, on peut consolider et mettre au point nos hypothèses de base. Par exemple, la dernière colonne (4) du tableau 2 implique que chaque dinar d'ajustement négatif génère un montant supplémentaire de 1,123 TND, qui est statistiquement significatif au niveau de 5 % et un t de (7,68), tandis qu'un ajustement positif génère un montant supplémentaire de 0,704 TND des coûts de transaction, bien que cette estimation ne soit pas statistiquement significative. Rappelons que le résultat discuté ici est donné par la régression réduite du coût de transaction de soumissionnaire gagnant en tenant compte des fluctuations des prix postes du soumissionnaire ex post et lors de l'exécution des travaux selon les prix des postes du marché en temps réel $p_t^* q_{a,\alpha}^i$. Cela montre bien que le soumissionnaire ne maîtrise pas ses coûts pour adoucir un tel ajustement négatif, ce qui vient de confirmer que le soumissionnaire n'a aucun contrôle sur les coûts de transaction « K », discuté précédemment. En effet, ce résultat n'est pas contradictoire celle du coût de production pour la colonne (2). Par conséquent, nous soutenons que cette estimation reflète bien notre

hypothèse de base qui dit que le soumissionnaire est averse au risque. Cela découle du fait que l'administration rembourse le montant de la fluctuation des prix sous forme de « révisions des prix » à la fin de l'exécution des travaux au paiement final.

Un dinar de travail supplémentaire génère jusqu'à 0,081TND en profit du soumissionnaire en temps réel (colonne 2), c'est une valeur faible à encaisser ce qui correspond à presque 1,800 TND estimé à supporter en coût de transaction (colonne 4), bien que le signe négatif est incompatible avec les prédictions de notre modèle théorique. L'absence de signification est très probablement le résultat de la faible variation de ce type de changement ex post. En effet, les travaux supplémentaires sont exécutés en phase ex poste. Cependant, les ajustements positifs et négatifs sont essentiellement dus à la renégociation des prix unitaires. Comme une question empirique, il peut être difficile d'identifier séparément un effet quadratique des dépassements et des ruptures.

Les déductions sont estimées à générer 21,8128 TND en coûts de transaction pour chaque dinar de pénalité imposée pour le retard; le coefficient est statistiquement significatif au niveau standard. Toutefois, ce résultat est non significatif réellement pour le soumissionnaire qui ne subira pas cette perte vue qu'il a achevait le projet à temps sans avoir enregistré un retard.

Les différents coefficients des observations de l'avancement des travaux présentés par les 29 attachements, ont des valeurs faibles en termes monétaires et n'ont pas d'impact notable en général sur les bénéfices ou les coûts globaux. Cela peut-être s'expliquer en grande partie par l'avancement des travaux à faible rythme et d'une façon irrégulière, vu la rupture enregistrée pendant la période des travaux. Ainsi que les périodes de prélèvements des observations sont proches les uns est autres.

Tableau N° 3 : Une comparaison de coût de transaction

Variables	Profit	Coûts de Production (ex post)	Coûts de Transaction (ex post)
Ajustements Positifs	1.949464	-0,9311696	0,7049832
	-24,38	(-0,14)	-0,09
Ajustements Négatifs	-0.22612	1,099074	1,123387
	(-2,70)	-8,82	-7,68
Travail Supplémentaire	0.1113323	0,0818374	-1,816102

	-0,57	-0,01	(-0,24)
Déductions	-1.001202	21,95323	21,8128
	(-14,68)	-26,65	-22,74

Source : Auteurs

Comme le montre ce tableau, les coefficients des différents composants de « K » sont considérablement différents au niveau de profit, de coût de production et de coût de transaction. Ceci, car notre analyse distingue entre les coûts directs de la réalisation du projet sans coûts d'adaptation et les coûts d'adaptation ajoutés. Par exemple, pour un dinar supplémentaire du profit, les ajustements positifs ont doublé de valeur dans l'estimation du profil et s'élèvent presque à 2 TND qui est une valeur significative statistiquement ; par contre, lors de l'ajout des coûts d'adaptations⁴ réels ils ont enregistré 0.930 TND qui présente presque la moitié de celui enregistré au profit, au niveau du coût de production. Et encore en moins pour les coûts de transaction qui est 0.7 TND, bien que cette estimation ne soit pas statistiquement significative. A l'inverse, de même pour le travail supplémentaire, les ajustements négatifs ont connu une hausse de valeur spectaculaire en comparant la valeur enregistrée au profit qui est 0.226 TND à chaque dinar supplémentaire encaissé, par celle enregistrée au niveau des coûts de production 1.1 TND et au niveau des coûts de transaction 1.123 TND. Ces valeurs sont statistiquement significatives, ce qui prouve notre hypothèse de base qui dit que le soumissionnaire n'a aucun pouvoir de contrôle sur les ajustements négatifs ou positifs.

Cette comparaison faite au niveau du tableau 3, prouve l'importance de la prise en considération de notre hypothèse de base qui dit que les travaux n'avancent pas avec un rythme constant. Admettre que les coûts de production et les coûts de transaction sont une sommation des différents coûts enregistrés pendant l'avancement des travaux et non pas un coût global à la différence du modèle présenté par Bajari et al. (2014). Cela nous permettra une explication robuste des différences enregistrées au niveau du tableau 3, pour les éléments qui constituent les coûts de transaction du soumissionnaire qui présente l'intérêt de nos travaux présentés dans ce papier.

Discussion et recommandations

Les résultats des estimations des différentes composantes de coûts de transaction du soumissionnaire confirment les hypothèses de base du modèle : (i) l'asymétrie d'information entre l'Administration, le soumissionnaire et leur environnement sont à l'origine en grande

⁴ Nous voulons dire par « coût d'adaptation », les coûts de transaction après négociation des prix suite à la fluctuation.

partie des coûts supplémentaires de tous les acteurs du marché. (ii) L'instauration d'une culture de transparence entre les acteurs en publiant les rapports d'activité et la permission de l'accès à l'information, pourra diminuer les effets pervers de l'asymétrie de l'information. Par ailleurs, les résultats sont cohérents avec la pensée actuelle de la construction et la gestion des grands projets publics (Hinze 1993; Bajari et Tadelis 2001).

Le nombre restreint de ces projets au niveau national vu la taille du réseau routier, la faible capacité d'autofinancement et/ou de financement par les prêts internationaux. La concomitance de ces deux facteurs est la cause majeure d'un manque d'expérience, chez tous les opérateurs du domaine. En effet, le développement de l'expérience et de professionnalisme chez les fonctionnaires de l'Administration (les décideurs ainsi que les exécuteurs) par le biais de la formation contenue ainsi que par les stages de formation à l'étranger permette de profiter d'un effet d'expérience, pour mieux gérer ces projets à tous les niveaux.

Pour que l'Administration n'externalise pas l'étude de ces projets, nous avançons deux raisons fondamentales : d'abord, les fonctionnaires connaissent mieux l'état des lieux de la route (objet des travaux) vue la fréquentation quotidienne et l'expérience sur le terrain. Ensuite, le bureau d'études qui fera l'étude peut être retenu tout simplement en raison de ses prix les plus bas. Or, il existe plusieurs facteurs pouvant fausser l'étude : le manque d'expérience, la réputation et la connaissance partielle de la géographie générale de la route. Ces facteurs constitueront les données de base de l'Administration pour qu'elle lance l'appel d'offres, et, une base sur laquelle les soumissionnaires fixeront les prix de leurs offres. D'un autre côté, le coût pour l'Administration sera relativement élevé si elle réalise l'étude à travers un appel d'offres au lieu de la faire par ses propres moyens (ses fonctionnaires).

Enfin, dans le but de baisser les coûts de ces projets, de gagner du temps et de rendre plus simple l'appel d'offres, il est intéressant d'associer d'autres administrations publiques (STEG, ONAS, Télécom...) dès la phase d'étude. Leur présence lors de la prise de décision évitera plus tard les « articles nouveaux ».

Tous ce qui précède, se résume par une amélioration du système de contrôle de performance et les pratiques du système d'approvisionnement que Tang et al. (2019) tentaient de le montrer dans leur étude sur l'influence des systèmes d'approvisionnement sur le succès des bâtiments durables. Ils ont montré que l'influence des cinq systèmes d'approvisionnement ne dépassant pas les 70% pour le niveau de réussite d'un bâtiment durable. En effet, les niveaux de réussite d'un bâtiment durable peuvent être améliorés en améliorant les performances du système de contrôle de performance et les pratiques du système d'approvisionnement.

Conclusion

La théorie des coûts de transactions est un cadre théorique rigoureux pour analyser l'existence de structures différentes de coordination des transactions, ceci est possible grâce à deux principaux critères : la spécificité des actifs et la fréquence des transactions. Cette théorie a la possibilité d'expliquer empiriquement le comportement des acteurs du marché public.

Empiriquement, les résultats de ce travail montrent deux majeures différences par rapport aux travaux antérieurs : (1) L'asymétrie d'information est relative et non extrême. (2) L'avancement et le rythme de l'exécution d'un projet ne sont pas constants sur toute la durée de vie du projet réalisé suite à un appel d'offres public à contrat incomplet et à prix constant ou à prix révisable. Ces deux différences rendent notre modélisation plus concrète et nos résultats plus réalistes.

L'infrastructure routière est l'un des piliers de l'État, elle génère des externalités positives pour la société. Les biens et services publics sont fournis par un monopole naturel réglementé par l'État. Cette réglementation peut prendre plusieurs formes et apparaît à travers plusieurs mécanismes, notamment via un contrat. Cependant, la relation contractuelle souffre de plusieurs difficultés. Des difficultés de concession des contrats émanant soit du choix des critères d'attribution des risques liés aux candidats et aux offres peu crédibles, soit du risque d'entente entre candidats et/ou le risque de capture et de favoritisme. Des difficultés lors de l'exécution et d'adaptation des contrats (environnement incertain, incontrôlable) qui reposent sur des prévisions futures. Des difficultés lors de la fixation de la durée du contrat, durée de sa résiliation en cas de non-conformité des travaux exécutés.

En tenant compte de toutes ces difficultés, notre modélisation parvient aux résultats qui montrent que : (1) Le travail supplémentaire ne contribue pas à la maîtrise des coûts de transaction et à la baisse de leurs influences sur les bénéfices du soumissionnaire. (2) Les caractéristiques propres au marché public tunisien de l'aménagement des infrastructures routières montrent que les soumissionnaires souffrent toujours d'un manque d'expérience pour maîtriser les changements futurs du projet. (3) Le nombre restreint de projets publics a privé l'Administration de l'expérience pour mieux diagnostiquer l'état des lieux des projets avant de déterminer les tâches nécessaires faisant l'objet d'un contrat.

Dans le cadre de notre étude, on constate que le politique adopté par le secteur public en Tunisie, encourage l'utilisation de contrats négociés qui est jugée problématique. Permettant une plus grande discrétion dans le choix de soumissionnaire gagnant, augmente la possibilité pour le favoritisme, la corruption financière comme cause et politique comme conséquence. La question importante ici est de savoir si la volonté politique peut construire un mécanisme qui

équilibre les coûts de transaction ex poste avec le potentiel de corruption. En effet, cette question n'a pas été mise sous exploration par littérature théorique existant. Les recherches mise en place par Bajari comme pionnier qui cherche une réponse à la question précédemment posé, depuis deux décennies suggère que l'élaboration d'un tel mécanisme pourrait considérablement améliorer l'efficacité dans les marchés du secteur public.

BIBLIOGRAPHIE

ASKER J. et CANTILLON E. [2008], « Properties of scoring auctions », *Rand Journal of Economics*, 39 (1), p. 69–85.

ASKER J. et CANTILLON E. [2010], « Procurement when price and quality matter», *Rand Journal of Economics*, 41(1), p. 1-34.

ATHEY S. et HAILE P. A. [2002], « Identification of standard auction models», *Econometrica*, 70 (6), p. 2107–2140.

ATHEY S. et HAILE P. A. [2007], *Nonparametric approaches to auctions*, Handbook of econometrics.

BAJARI P. TADELIS S. [2001], « Incentives versus transaction costs: a theory of procurement contracts», *Rand Journal of Economics*, 32 (3), p. 387–407.

BAJARI P. HOUGHTON S. et TADELIS S. [2014], « Bidding for incomplete contracts: An empirical analysis of adaptation costs», *American Economic Review*, 104 (4), p. 1288-1319.

BAJARI P. MCMILLAN R. et TADELIS S. [2006], « Auctions versus Negotiations in Procurement: An Empirical Analysis», *Journal of Law, Economics and Organization*, 25 (2), p. 372-399.

BALLESTEROS-PÉREZ P. DEL CAMPO-HITSCHFELD M. L. MORA-MELIÀ D.

CAMPO S. GUERRE E. PERRIGNE I. et VUONG Q. [2011], « Semiparametric estimation of first price auctions with risk-averse bidders », *Review of Economic Studies*, 78 (1), p. 112-147.

CANITEZ F. et ÇELEBI D. [2018], « Transaction cost economics of procurement models in public transport: An institutional perspective », *Research in Transportation Economics*, vol. 69 (C), p. 116-125.

CHAKRAVARTY S. et MACLEOD W. B. [2018], « Contracting in the shadow of the law », *Rand Journal of Economics*, *Rand corporation*, 40 (3), p. 533-557.

CHE Y.K. [1993], « Design competition through multidimensional auctions », *Rand Journal*

of Economics, 24 (4), p. 668-680.

DASTIDAR K. G. [2008], « On procurement auctions with fixed budgets », *Research in Economics*, 62 (2), p.72-91.

GILBERT N. G. [1977], « Referencing as Persuasion», *Social Studies of Science*, 7 (1), p. 113-122.

GUERRE E. PERRIGNE I. et VUONG Q. [2009], « Nonparametric Identification of Risk Aversion in First-Price Auctions Under Exclusion Restrictions », *Econometrica*, 77(4), p. 1193-1227.

GUERRE E. PERRIGNE I. et VUONG Q. [2000], « Optimal nonparametric estimation of first-price auctions», *Econometrica*, 68(3), 525-574.

HANAZONO M. NAKABAYASHI J. et TSURUOKA M. [2013], « Procurement Auctions with General Price-Quality Evaluation », *KIER Working Papers 845, Kyoto University, Institute of Economic Research January 2013*.

HANSEN R. [1988], « Auctions with endogenous quantities », *Rand Journal of Economics* 19 (1), p. 44–58.

HILMI, Y., & EZ-ZARZARI, Z. (2020). Contrôle interne de l'information financière et exigences de la loi Sarbanes-Oxley : Évaluation et proposition d'une démarche d'implémentation pour les entreprises marocaines. *Revue Du contrôle, De La Comptabilité Et De l'audit*, 4(2). Retrieved from <https://www.revuecca.com/index.php/home/article/view/545>

HILMI, Y., & Zakaria, E. Z. (2020). Contrôle interne de l'information financière et exigences de la loi Sarbanes-Oxley: Évaluation et proposition d'une démarche d'implémentation pour les entreprises marocaines. *Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit*, 4(2).

HINZE J. [1993], *Construction Contracts*, McGraw-Hill Education.

KONING P. et VAN DE MEERENDONK A. [2014], « The impact of scoring weights on price and quality outcomes: An application to the procurement of Welfare-to-Work contracts», *European Economic Review*, 71 (C), p. 1-14.

KRASNOKUTSKAYA E. [2011], « Identification and Estimation of Auction Models with Unobserved Heterogeneity», *The Review of Economic Studies*, 78 (1), p. 293-327.

LAFFONT, J. J., et TIROLE, J. (1991). The politics of government decision-making: A theory of regulatory capture. *The quarterly journal of economics*, 106(4), 1089-1127.

LAFFONT J.J. OUSTRY A. SIMIONI M. et VUONG Q. [1997], « Econometrics of Optimal Procurement Auctions », *Document du travail*, n° 64 ; IDEI, Toulouse.

LEWIS G. et BAJARI P. [2011], « Procurement Contracting With Time Incentives: Theory and

Evidence », *The Quarterly Journal of Economics*, 126 (3), p.1173-1211.

MARES V. et SWINKELS J. [2011], « Comparing first and second price auctions with asymmetric bidders », *International Journal of Game Theory*, 43 (3), p. 487-514.

NAKABAYASHI J. et HIROSE Y. [2016], « Structural Estimation of the Scoring Auction Model », *Discussion papers16008*, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).

PAARSCH H. J. [1992], « Deciding between the Common and Private Value Paradigms in Empirical Models of Auctions », *Journal of Econometrics*, 51 (1-2), p. 191–216.

TANG Z.W. NG S. T. et SKITMORE M. [2019], « Influence of procurement systems to the success of sustainable buildings », *Journal of Cleaner Production*, 218 (1), p. 1007-1030.

THIEL S. E. [1988], « Multidimensional auctions », *Economics Letters*, 28 (1), p. 37- 40.

VON UNGERN-STERMBERG T. [1994], « Countervailing Power Revisited with Incomplete Markets », *Cahiers de Recherches Economiques du Département d'économie 9401*, Université de Lausanne, Faculté des HEC, Département d'économie.

WANG M. et LIU S. [2014], « Equilibrium bids in practical multi-attribute auctions », *Economics Letters*, 123 (3), p. 352–355.

WILLIAMSON O.E. [1971], « The Vertical Integration of Production: Market Failure Considerations», *American Economic Review*, 61(2), p. 112–123.