

# ACUERDO DE PRECIOS EN EL MERCADO ESPAÑOL DE OBRA PÚBLICA

Lourdes Moreno-Mondéjar  
Universidad de Castilla-La Mancha

Departamento de Economía Española e Internacional, Econometría e Hª e Instituciones Económicas  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
02071 – Albacete (ESPAÑA)  
Telf.: +34 967 59 92 00 (Ext.: 2370) E-mail: [Lourdes.Moreno@uclm.es](mailto:Lourdes.Moreno@uclm.es)

Marzo, 2011

## Resumen

En este artículo se analiza la concertación de precios en el sector de construcción de carreteras a partir de una base de datos sobre concursos adjudicados por la Dirección General de Carreteras (del Ministerio de Fomento). Tanto las características del mercado como el método de adjudicación vigente sugieren la existencia de comportamiento colusivo. Se contrastan empíricamente dos condiciones –Independencia e *Intercambiabilidad*- cuyo incumplimiento sugeriría que la distribución de ofertas no procede de un modelo competitivo. Los resultados indican que la colusión puede ser factible en el mercado.

**Palabras clave:** Concursos, Empresas constructoras, “*Bid rigging*”, Colusión  
**Clasificación JEL:** D44, H57, L0

## I. INTRODUCCIÓN

Esta investigación aborda el análisis de la colusión en concursos de obra pública en España bajo la hipótesis de “*bid rigging*”. Esto es que las empresas que forman parte del acuerdo participan en la mayoría de los concursos, presentando una/s oferta/s seria/s y otras complementarias en un rango que excede a aquélla/s con objeto de manipular la oferta media (referencia para obtener la mejor puntuación en la parte económica). Tal conducta propicia la predeterminación del precio, con la probabilidad de un aumento artificial del coste de la obra.

Dicho análisis requiere determinar, previamente, los factores relevantes en las ofertas presentadas por las empresas y en su probabilidad de ganar un concurso.

En este punto hay una diferencia fundamental con gran parte de las aportaciones de la literatura económica. Éstas se centran en modelos de subasta estándar, donde el ganador es

el postor de menor precio, en vez del que está más cerca de la oferta media como ocurre en lo que aquí se analiza.

Ante la práctica inexistencia de investigaciones de carácter empírico que analicen la competencia en la contratación de obra pública en España, esta investigación se concibe como un esfuerzo encaminado a superar ese vacío investigador.

Si bien se han encontrado referencias para el caso español que tratan el problema de los sobrecostes, las bajas temerarias o el nivel de concentración del mercado de obras públicas, no se ha hallado ninguna que trate la colusión en este ámbito específico. Este tema ha sido, sin embargo, estudiado en la literatura económica.

La mayoría de los trabajos utilizan los tests propuestos por Bajari y Ye (2003) y Porter y Zona (1993, 1999). Éstos identifican un conjunto de condiciones necesarias y suficientes para que una distribución de ofertas sea generada por un modelo de licitación competitiva. Bajari y Ye se refieren a ellas como *Independencia Condicional e Intercambiabilidad*. Si estas condiciones no se mantienen, el proceso de licitación indicaría la posibilidad de colusión.

Destacan diversos trabajos empíricos en materia de coordinación de precios en licitaciones, principalmente relacionadas con construcción de carreteras por ser éste el sector en el que se centra esta investigación.

Feinstein, Block y Nold (1985) proponen y prueban un modelo de un cártel que manipula las ofertas, en un intento de influir en las estimaciones de coste de la Administración (presupuesto de licitación) para futuros contratos de construcción de carreteras en Carolina del Norte, estableciendo ofertas complementarias relativamente próximas a la oferta ganadora.

Porter y Zona (1993) analizan la existencia de “*bid rigging*” en subastas de construcción de carreteras en Long Island (New York) en los años 80, conociendo *a priori* que existía colusión y las empresas que estaban involucradas. Los autores estiman, de forma separada, el nivel de ofertas para el cártel y el de las empresas no pertenecientes al mismo, apreciando que las diferentes características de las empresas afectan de forma distinta al nivel de ofertas de los dos grupos de empresas.

Asimismo, estos autores estiman un modelo *Logit multinomial* del *ranking* de ofertas y miden los costes de las empresas para ambas muestras, observando que el *ranking* de ofertas para las empresas que siguen un comportamiento competitivo se relaciona positivamente con el *ranking* de costes (empresas con mayores costes presentan ofertas más altas). Sin embargo, esto no ocurre con las empresas que coluden, lo que les lleva a rechazar la hipótesis nula de que las ofertas bajas y altas del *ranking* son generadas por un proceso

similar. Esto último se explica, según los autores, por el hecho de que un sólo miembro del cártel (el de menores costes) presenta una oferta sensata, mientras los restantes miembros presentan ofertas absurdas.

De acuerdo con lo anterior, los autores concluyen que el cártel distorsionó las subastas, alejándolas de un mercado competitivo.

Este mismo resultado es obtenido por Porter y Zona (1999) al examinar subastas de provisión de leche en las escuelas de Ohio en los años 80, donde también se conocía *a priori* la existencia de colusión, al igual que en Pesendorfer (2000). Ambos trabajos coinciden en que el cártel tiende a ofertar menos agresivamente que el resto de empresas, que las ofertas del cártel tienden a estar más correlacionadas entre sus miembros que con las de las empresas competitivas, y que la colusión tiende a incrementar los precios.

Jakobsson y Eklöf (2004) usan datos de subastas de pavimentación y asfalto llevadas a cabo en Suecia en los años 90, conociendo *a priori* que existe colusión pero en su modelo no imponen ninguna restricción a la participación colusiva. A través de los tests de la IC, que es rechazada para determinadas empresas, argumentan que tal conducta es consistente con “*bid rigging*”.

Por otro lado, se han realizado investigaciones sobre colusión en mercados donde *a priori* no existe evidencia probada de la misma (caso de este estudio). En este sentido, Eklöf (2000) analiza las ofertas presentadas en subastas de construcción de carreteras en Suecia aplicando los tests de la IC para determinar la identidad de las empresas del presunto cártel, encontrando que, si bien el comportamiento de algunas empresas puede ser consistente con la conducta colusiva, no es posible afirmar que exista colusión en dicho mercado. Dice el autor que necesitaría mejores datos y más tests.

Bajari y Ye (2003) usan los tests de IC e *Intercambiabilidad* para examinar las subastas de construcción de carreteras en Minnesota, Dakota del Norte y Dakota del Sur durante el período 1994-1998, estimando el nivel de las ofertas como función de las características específicas de las principales empresas y de las subastas. Así, analizan cómo las asimetrías (diferencias observables entre empresas tales como localización y capacidad) pueden ser usadas para identificar la conducta colusiva. Además, realizan tests estructurales comparando un modelo de equilibrio competitivo y otro colusivo. Los autores observan la violación de los dos tests, concluyendo que el modelo colusivo encaja mejor con los datos que el competitivo en este mercado.

Aunque en un ambiente distinto y sin certeza de que exista colusión, Price (2008) utiliza modelos de localización geográfica para detectar “*bid rigging*” en subastas de

madera en Canadá entre 1996-2000. Los resultados sugieren que los patrones de comportamiento observados son incoherentes con un modelo de licitación competitiva.

El elemento común de los diferentes trabajos citados es la necesidad de comenzar el análisis con un modelo de licitación competitiva que especifique las reglas de la subasta e identifique las estrategias de las empresas. El siguiente paso consiste en detectar qué empresas muestran comportamientos colusivos. En este sentido, si se encuentran diferencias significativas en la licitación donde se sospecha el engaño, entonces habrá evidencia convincente de que el concierto de precios ha ocurrido.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección II se centra en el marco teórico; la Sección III muestra las características del mercado español de construcción de carreteras y explica por qué la colusión puede existir en este mercado; la Sección IV describe el conjunto de datos y la especificación econométrica; la Sección V muestra los resultados del análisis empírico, y en la sección VI se resumen las principales conclusiones del estudio.

## **II. MARCO TEÓRICO**

El objetivo de este artículo es estudiar la contratación de grandes obras públicas bajo el sistema de concurso. La Administración adjudica un bien, que es único e indivisible, aplicando una regla de puntuación a sus diferentes atributos (precio y capacidad técnica) especificada de antemano. La Administración elegirá la propuesta ganadora, teniendo en cuenta la mayor puntuación agregada.

Se supone que las empresas son neutrales al riesgo y se trabaja con un modelo de valores privados independientes. Para una discusión de este modelo, véase Milgrom y Weber (1982) o McAfee y McMillan (1987). Según ellos, antes de que comience la licitación, los licitadores tienen información privada sobre sus costes de realizar la obra.

La Administración anuncia un precio reserva (precio máximo de licitación), con lo que define implícitamente un coste límite que es útil para calcular la oferta de cada empresa. Los licitadores potenciales cuyo coste supere al precio reserva no ofertarán (si lo hiciesen, su oferta sería rechazada). Asimismo, si los licitadores establecen ofertas desproporcionadamente bajas son descartados igualmente puesto que la Administración es capaz de detectar ofertas temerarias.

Con el objetivo de maximizar beneficios, cada empresa elige un precio en función de sus limitaciones y potencialidades, así como de la información disponible acerca de sus

rivales. Licitarse por debajo de costes deriva en una pérdida de beneficios si la empresa gana, por lo que ninguna empresa que siga tal estrategia puede permanecer en la industria en el largo plazo. Otra posibilidad es ofertar un precio que iguale a los costes, lo cual supone un beneficio nulo. Las empresas, por tanto, tratan de maximizar beneficios incluyendo un *markup* sobre los costes, de manera que la empresa se enfrenta a un *trade off* entre los beneficios y los costes de incrementar su oferta.

- VALORACIÓN DE LA CALIDAD ( $Q$ )

Los atributos no monetarios (incluidos en el término “calidad”) son los aspectos técnicos, especificados en los pliegos, que pueden ser medidos y, por tanto, son contratables. Ello implica aplicar una fórmula para asignar una puntuación a cada atributo, luego se suman tales puntuaciones obteniendo un único valor que se pondera por el peso otorgado a la capacidad técnica (“calidad”). Así, la regla de puntuación es creciente con la calidad.

- VALORACIÓN DEL PRECIO ( $p$ ):

La nueva legislación europea sobre contratación pública ha llevado a las autoridades españolas a adaptar la regulación nacional como es que, desde finales de 2000 en los concursos de obras del Ministerio de Fomento se aplica una regla de puntuación en la que el precio entra estrictamente de forma lineal (valorando más la oferta económica más baja y no la media, como se venía haciendo previamente).

En este artículo se analiza la etapa anterior a la reforma, cuando el método de adjudicación vigente se basaba en la oferta media. De hecho, “existía la posibilidad, pronto asumida por los servicios técnicos de diferentes administraciones, de fijar un modelo de valoración del precio que atribuía la puntuación máxima, no a la oferta más baja, sino a la oferta más próxima a la media aritmética de las ofertas económicas presentadas, variando la puntuación en proporción inversa al grado de alejamiento respecto de la media en ambos sentidos” (Fueyo, 2003). Este método podría posibilitar mecanismos que alteren la libre competencia mediante la concertación entre licitadores, a través de la manipulación de la baja media<sup>1</sup> o precio de mercado, que es la referencia para obtener la mejor puntuación en la parte económica de la regla de puntuación.

En este artículo, se supone que los licitadores tratan de maximizar su puntuación en el criterio de precio.

---

<sup>1</sup> La media de los descuentos ofrecidos por los licitadores respecto al precio base de licitación.

### III. EL MERCADO

El trabajo se centra, en particular, en la conducta de licitación en concursos de construcción de carreteras estatales en España en el período 1989-2000. Este sector no sólo es el que absorbe mayor volumen de presupuesto dentro de las obras públicas, sino que también es el más importante cuantitativamente desde el punto de vista de su concentración. Como afirma Novo (2002), esta industria está dominada por un número cada vez menor de empresas, lo cual presenta implicaciones que pueden afectar tanto al sector público como a la competitividad internacional.

Hay otras circunstancias que propician la concertación entre licitadores como:

- La existencia de barreras a la entrada: Para participar en las licitaciones, los oferentes deben cumplir importantes requisitos técnicos (exigencia de una experiencia mínima en proyectos similares) y económicos (niveles mínimos de facturación, capital y patrimonio neto) establecidos por las Administraciones Públicas.

- La posibilidad de afectar precios: Las adjudicaciones por subasta<sup>2</sup> proporcionan precios más bajos que las de concurso<sup>3</sup>, puesto que existe mayor competencia (vía precios); sin embargo, en este tipo de contratos –grandes proyectos de obra- se constata la tendencia al predominio del procedimiento de concurso.

Es obvio que en el caso de los concursos, al valorarse no sólo el precio sino también la capacidad técnica, los productos ofertados por las constructoras son sustitutivos entre sí pero presentan cierto grado de diferenciación. Éste podría ser controlado por la Administración en la descripción de las características técnicas de la obra a realizar, dejando escaso margen de actuación a las empresas para generar productos diferentes a precios más elevados.

En relación con el sector de construcción de carreteras en España, Novo (2002, p. 42) ha afirmado que es importante considerar la posible aparición de diferencias aparentes que las empresas intentarán generar, ya que son conscientes de que cuanto mayor sea el grado de diferenciación de producto de los bienes que ofrecen, mayor será la posesión de un “producto propio”, lo que es equivalente a su “marca”, y ello generará un cierto poder de monopolio que les capacitará para cobrar precios más altos.

---

<sup>2</sup> La subasta se adjudica al licitador que, sin exceder del presupuesto base de licitación, oferte el precio más bajo. Es decir, el contrato se adjudica a la mejor oferta económica, no temeraria.

<sup>3</sup> El concurso se adjudica al licitador que, en su conjunto, haga la proposición más ventajosa, teniendo en cuenta los criterios establecidos en los pliegos, sin atender exclusivamente al precio de la misma. Es decir, los proyectos se adjudican atendiendo a la capacidad técnica y a la oferta económica.

Además, – hasta la reforma de los pliegos de cláusulas administrativas particulares de finales del año 2000 aprobada por el Ministerio de Fomento - han estado vigentes sistemas de valoración de ofertas económicas que podían ser fácilmente manipuladas a través de la denominada baja media o de referencia.

De ello se deriva que la competencia es mayor en las subastas, donde las empresas compiten agresivamente en precios, mientras que en los concursos los descuentos son más reducidos o casi nulas debido a que el mercado está muy concentrado y/o existen problemas de colusión (Ganuza, 1997).

#### **IV. BASE DE DATOS Y ESPECIFICACIÓN ECONOMETRICA**

Los datos examinados en este estudio compendian información de contratos de construcción de carreteras estatales en España adjudicados por la Dirección General de Carreteras (DGC), dependiente del Ministerio de Fomento, en el período 1989-2000. Dichos datos son publicados en el Boletín Semanal de *El Monitor*, editado por la Agrupación Nacional de Constructores de Obras Públicas (ANCOP), que contiene información detallada de estos concursos.

Se toman los concursos de obras de presupuesto igual o superior a 18 millones de euros, en los que participan un grupo reducido de grandes empresas y otro más numeroso de medianas y pequeñas que subcontratan con aquéllas o concurren a las licitaciones asociadas entre sí. Para licitar, las empresas deben estar precalificadas<sup>4</sup>.

La base de datos incluye la relación de empresas participantes, sus ofertas económicas y la oferta ganadora en cada proyecto. El Boletín también proporciona la localización de cada proyecto, una descripción del tipo de actividad que envuelve y otros detalles relevantes (como el plazo de ejecución de las obras), así como el presupuesto base de licitación, que servirá para calcular la baja media.

Además, para obtener la máxima información disponible sobre los determinantes de las ofertas, se consultaron dos fuentes principales: primero, la base *SABI* - Sistema de Análisis de Balances Ibéricos -. Ésta es distribuida por *Bureau van Dijk Electronic Publishing*, S.A. e *Informa*, S.A., que recoge información general y datos financieros del 95% de las empresas españolas. Contiene datos de ventas, valor añadido, endeudamiento,

---

<sup>4</sup> La precalificación consiste en la presentación de estados financieros al Registro Oficial de Empresas Clasificadas. El proceso de precalificación determina el tamaño de los proyectos a los que una empresa puede optar y está relacionado con el nivel de capital a disposición de la empresa y el éxito previo en construcción de obras.

número de empleados, costes, localización y vinculaciones empresariales. Segundo, el anuario "Las 2.000 mayores empresas españolas" de la editorial *Fomento de la Producción*, que contiene información relevante (ventas, beneficios, recursos propios, inversión, valor añadido, solvencia, plantilla) sobre las principales compañías de España. Se utilizó también la *Guía Campsa* para identificar las distancias (en kilómetros) entre el lugar de la obra y la ubicación de la empresa para cada puja en cada concurso.

La Tabla 1 proporciona el resumen estadístico para estos concursos. En el período considerado ha habido 229 concursos de valor mayor o igual a 18 millones de euros, a los que concurren 139 licitadores con 3.298 ofertas admitidas. En total, 52 ofertas son rechazadas (por ejemplo, por presentarse fuera de plazo). El número de licitadores por concurso varía de 2 a 33 con una media de 14. Ahora bien, puesto que varias empresas pertenecientes al mismo grupo pujan en cada concurso, realmente compite una media de seis licitadores por concurso.

Se crea la variable *coste estimado del proyecto*, teniendo en cuenta el criterio seguido en ocasiones por la Administración (considerando el presupuesto base de licitación y la baja del 25%) para detectar ofertas temerarias. Dicho coste constituye una aproximación razonable del valor de mercado del contrato, por cuanto toda oferta por debajo de ese coste se considera desproporcionada. En media, la ratio entre la oferta ganadora y tal estimación está muy cercana a la unidad (1,03).

**Tabla 1. Resumen estadístico de concursos de carreteras de la DGC (1989-2000).**

VARIABLE	N	MÍNIMO	MÁXIMO	MEDIA	DESV. TÍPICA
Número de licitadores por concurso	3.298	2	33	14,4017	6,2390
Ofertas (mill. €)	3.298	8,2636	179,7883	39,2953	26,2015
Oferta ganadora (mill. €)	229	9,1445	173,7248	43,0392	27,9248
Markup = (Oferta ganadora – Coste estimado)/Coste estimado	229	-0,4046	1,0163	0,0308	0,2218
Oferta ganadora/Coste estimado	229	0,5954	2,0163	1,0308	0,2218

La determinación de las ofertas a través de métodos econométricos se ha realizado, mayoritariamente, a través de funciones de oferta en forma reducida, que consisten en estimar los precios ofertados a partir de expresiones semilogarítmicas:

$$\log(b_{i,t}) = a_t + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

donde  $b_{i,t}$  es el precio ofertado por el licitador  $i$  en la subasta  $t$ ;  $a_t$  es una variable específica de la subasta;  $X_{i,t}$  es un vector de variables que afectan a los costes de la empresa  $i$ ; y  $\varepsilon_{i,t}$  es una variable aleatoria independiente (residuo), distribuida normalmente con media cero y

desviación normal  $\sigma$ , que recoge información no observable por el investigador acerca de algunos componentes del coste de la empresa  $i$  en cada subasta  $t$ .

Siguiendo esta metodología, destacan tres estudios empíricos sobre la conducta de licitación en la industria de construcción de carreteras sobre los que este trabajo se apoya: Jofre-Bonet y Pesendorfer (2000), Bajari y Ye (2003) y De Silva *et al.* (2003).

El modelo que se plantea en esta investigación se aproxima más al de Bajari y Ye, aunque adopta la forma logarítmica para paliar la heteroscedasticidad y facilitar la interpretación de resultados (los coeficientes pueden interpretarse como elasticidades). Se adecua a la estructura de panel de la base de datos, lo que posibilita controlar por parte de la heterogeneidad inobservada. Además, incorpora nuevas variables explicativas que resultan relevantes en la conducta de licitación.

El primer paso para especificar la función de oferta es determinar las variables a incluir en  $X_{i,t}$ . Los licitadores asumen costes diferentes para ejecutar una obra concreta, pudiendo destacar ocho factores influyentes en concursos de construcción de carreteras de la DGC, que pueden ser comunes en otros muchos ámbitos. El primero es la localización geográfica, por cuanto empresas localizadas más cerca del lugar de la obra tienen generalmente menores costes de transporte y tienden *ceteris paribus*- a ofertar precios más bajos que las situadas en zonas más alejadas. Se calcula la ***distancia al proyecto*** (entre el lugar de la obra y la sucursal más cercana de cada empresa) con ayuda de la *Guía Campsa*.

El segundo factor es la experiencia previa: el éxito en ganar concursos requiere que la empresa esté familiarizada con el mercado local. La experiencia previa es medida a través de tres variables: ***experiencia previa***, ***experiencia general*** y ***“doble experiencia”***. La ***experiencia previa*** en concursos de carreteras de la DGC se calcula como una *dummy* que toma valor 1 si la empresa ha realizado obras de presupuesto igual o superior a 18 millones de euros en los cinco años precedentes a la fecha de licitación y 0 en otro caso. Además, la ***experiencia general*** en obras de cualquier volumen de presupuesto realizadas con anterioridad por la empresa viene dada por el nivel de ventas en millones de euros de los tres años precedentes a la licitación. A su vez, la ***“doble experiencia”***, interacción de ambas variables (*experiencia previa* y *experiencia general*) intenta evaluar el efecto de la experiencia total y, además, grandes proyectos para la DGC.

El tercer factor es el nivel de utilización de capacidad: las empresas participan en una secuencia de concursos a lo largo del tiempo y, con frecuencia, se enfrentan a restricciones de capacidad -motivadas por haber ganado contratos anteriores- que limitan su oportunidad

de ganar futuros contratos. La variable *nivel de utilización de capacidad* (capacidad usada) se construye al estilo de De Silva (2005)<sup>5</sup>.

El cuarto, relacionado con el factor anterior, es la subcontratación, ya sea a través de filiales o de organizaciones independientes, puesto que la externalización de ciertas actividades permite convertir costes fijos en variables. Dada que no hay información sobre subcontratación, se considera la variable *integración vertical* como indicador de la estrategia opuesta. Se calcula de una manera común, como el cociente, en porcentaje, entre el valor añadido y las ventas.

El quinto, la licitación individual o conjunta, en tanto que el asociacionismo empresarial contribuye a repartir los riesgos de la actividad constructora. Es de esperar que si la empresa participa asociada con otra/s, oferte de forma más agresiva que si licita sola. Estas asociaciones se llaman *Uniones Temporales de Empresas (UTE)*. Una variable *dummy* indica si un licitador opera en una UTE (*dummy* igual a 1).

El sexto factor es el progreso técnico o aumentos de productividad. Esto reduce los costes laborales por persona y genera una ventaja competitiva en el mercado. Se calcula la *productividad laboral* como la razón de valor añadido por empleado.

El séptimo factor, el coste de los materiales utilizados en la construcción, es susceptible de una doble interpretación, pues está relacionado, por un lado, con la calidad ofrecida por la empresa y, por otro, con la capacidad para imponer condiciones exigentes a los proveedores en sus relaciones contractuales. El mayor coste puede derivarse de la mayor calidad de los materiales pero también del menor poder de negociación frente a proveedores, lo que llevará a ofertar más alto. El *consumo de materiales* es medido por el volumen estimado en millones de euros del gasto potencial de materiales para la construcción de la obra.

Por último, en octavo lugar, los problemas de viabilidad financiera que llevarán a la empresa a presentar rebajas mayores para tratar de ganar y obtener liquidez. Se calcula la *tasa de endeudamiento* (indicador de solvencia) como el cociente, en porcentaje, de los recursos ajenos sobre los recursos propios.

Además, se pretende verificar si la *vinculación entre empresas* pertenecientes al mismo grupo empresarial (*holding*) influye en la determinación de las ofertas. Una vez que

---

<sup>5</sup> Se calcula para cada empresa el valor medio mensual de cada contrato ganado. Cada mes subsiguiente, el valor medio mensual es sustraído de la cantidad restante del contrato hasta que se completa la obra. De esta forma, el valor total restante de los proyectos que una empresa haya emprendido puede ser calculado en cualquier punto dado del tiempo. Finalmente, se computa el ratio del resto de obras en ejecución de la empresa en el momento en que licita sobre el máximo valor medio mensual acumulado por la empresa en un plazo de tres años (plazo medio de ejecución de este tipo de obras).

se han identificado siete *holdings* principales, la variable adopta el valor 1 si la empresa se enfrenta a otra/s empresa/s de su mismo grupo en el concurso.

La Tabla 2 muestra que, en media, los ganadores están más próximos al lugar de la obra que la media para la muestra total. Tienen, en media, menor capacidad usada, mayor experiencia previa y mayor experiencia general. Gastan más en materiales (lo que puede estar relacionado con mayor calidad) y operan con más frecuencia en UTE.

**Tabla 2. Resumen estadístico de variables relevantes.**

VARIABLE	N*	MÍNIMO	MÁXIMO	MEDIA	DESV. TÍP.
Distancia (Km) a la obra	3.298	6,45	2.600,45	498,45	338,68
Distancia del ganador (Km) a la obra	229	6,45	2.239,45	466,50	323,61
Capacidad usada (%)	3.298	0	100	45,11	26,02
Capacidad usada del ganador (%)	229	0	100	43,60	26,28
Experiencia previa (millones €)	3.298	0	1.037,01	160,34	226,11
Experiencia previa del ganador (mill. €)	229	0	1.037,01	224,64	250,75
Experiencia general (millones €)	3.298	0	59.004,82	1.334,51	3.263,07
Experiencia general del ganador (mill. €)	229	0	59.004,82	1.997,15	4.238,62
Integración vertical (%)	3.298	0,24	100	36,82	11,43
Integración vertical del ganador (%)	229	0,77	100	37,34	11,89
Tasa endeudamiento (%)	3.298	3,81	173,88	80,31	15,67
Tasa endeudamiento del ganador (%)	229	3,81	173,88	80,74	16,69
Consumo de materiales (mill. €)	3.298	1,03	127,74	25,01	17,96
Consumo de materiales del ganador (mill. €)	229	1,03	119,25	27,01	18,75
Productividad laboral (€/persona)	3.298	9.045	227.125,82	88.103,95	41.411,70
Productividad laboral del ganador (€/persona)	229	10.000	227.125,82	86.526,29	43.286,74
UTE ( <i>dummy</i> )	3.298	0	1	41 %	49 %
Ganador en UTE ( <i>dummy</i> )	229	0	1	49 %	50 %

**Tabla 3. Cuotas de mercado y frecuencias de participación.**

Nº empresas participantes vinculadas	Código grupo <sup>a</sup>	Nº contratos ganados por las empresas del grupo		Oferta ganadora media (mill. €)	% cuota renta <sup>b</sup>	Nº concursos en que participa	% particip. <sup>c</sup>	% éxito en concursos <sup>d</sup>
		Solas	En U.T.E					
5	3	29	16	40,91	18,68	223	97,38	20,18
4	4	24	14	39,78	15,34	212	92,58	17,92
3	5	26	18	33,05	14,75	226	98,69	19,47
5	2	21	20	34,12	14,19	216	94,32	18,98
6	1	16	24	32,63	13,24	225	98,25	17,78
13	6	21	20	24,23	10,08	223	97,38	18,39
4	7	2	15	26,87	4,64	158	69,00	10,76
2	8	7	-	34,67	2,46	59	25,76	11,86
4	9	5	-	44,4	2,25	166	72,49	3,01
2	10	4	-	30,65	1,24	48	20,96	8,33
1	11	3	-	34,9	1,06	33	14,41	9,09
1	*(58)	3	-	26,78	0,82	25	10,92	12,00
1	*(56)	2	-	25,67	0,52	24	10,48	8,33
1	*(44)	1	-	28,18	0,29	13	5,68	7,69
1	*(2)	1	-	17,82	0,18	6	2,62	16,67
1	*(3)	1	-	16,1	0,16	42	18,34	2,38
2	12	-	1	9,14	0,09	3	1,31	33,33

<sup>a</sup> Grupos de empresas identificados por los códigos asignados en la base de datos.

<sup>b</sup> Cociente, en %, del valor de las ofertas ganadas por el *holding* sobre el valor total de las ofertas ganadoras.

<sup>c</sup> Fracción de los contratos en los que participa el grupo empresarial.

<sup>d</sup> Número de contratos ganados por el grupo empresarial sobre el número de concursos en los que participa (en %).

\* Los casos con “\*” significan que no ha podido asignarse un *holding* para esa empresa. Entre paréntesis figura el código asignado a la empresa.

Un total de 139 empresas<sup>6</sup> participan en al menos uno de estos 229 concursos, de las que 70 no ganaron ningún concurso en el período considerado. La mayoría de las ganadoras están vinculadas a siete *holdings*, -que integran, en total, a 40 empresas participantes en estos concursos-. Tales *holdings* participan, en media, en el 92,51% de los concursos. Entre los siete ganan el 87,77% de los contratos (201 concursos) y capturan el 90,92% del valor total de las obras adjudicadas (Tabla 3).

## V. CONDUCTA DE LICITACIÓN

En esta sección se abordan las diferencias en la conducta de licitación basadas en ventajas competitivas y características inherentes a la empresa. Para ello se utiliza una función de oferta en forma reducida que depende de factores que influyen tanto en los propios costes como en los de los rivales. La estimación de dicha función sirve para medir la relación entre una serie de variables y la conducta de licitación observada de las empresas. Se efectúa un análisis de regresión usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO), controlando la heteroscedasticidad. Se incluyen *dummies* que identifican a cada empresa y a cada concurso, con el fin de mitigar la heterogeneidad inobservada.

La estructura básica del modelo de regresión es:

$$\begin{aligned}
 \log(\text{Of coste}_{i,t}) = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{228} \beta_j (\text{Sub}_j) + \sum_k^{138} \beta_k (\text{Emp}_k) + \beta_{367} \log(\text{numlicit}_{i,t}) + \beta_{368} \log(\text{consumq}_{i,t}) + \\
 & + \beta_{369} \text{ute}_{i,t} + \beta_{370} \text{hayotrasEG}_{i,t} + \beta_{371} \log(\text{dist}_{i,t}) + \beta_{372} \log(\text{mexper}_{i,t}) + \\
 & + \beta_{373} (\log \text{venBan}_{i,t}) + \beta_{374} \text{explvent}_{i,t} + \beta_{375} \log(\text{maxexper}_{i,t}) + \beta_{376} \log(\text{prodd}_{i,t}) + \\
 & + \beta_{377} \log(\text{invert}_{i,t}) + \beta_{378} \log(\text{endeu}_{i,t}) + \beta_{379} \log(\text{capac}_{i,t}) + \beta_{380} \log(\text{maxcapli}_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

donde:

$i$  = Licitador;  $t$  = Proyecto (concurso)

$\beta$  = Mide el efecto de cada factor en las ofertas.  $\beta_0$  = constante, y puede reflejar atributos del proyecto que afectan por igual a todas las empresas (como longitud del tramo de carretera).

$\varepsilon$  = El residuo captura la variación en las ofertas no explicada por los factores incluidos en la regresión, lo que puede ser debido a información privada de costes.

La variable dependiente (*logofcoste*) es el logaritmo del ratio oferta/coste estimado. Se realiza dicha estandarización para eliminar el efecto del tamaño del proyecto. Las variables independientes quedan resumidas en la Tabla 4.

---

<sup>6</sup> Algunas empresas de la base de datos se fusionaron durante el periodo de análisis. Otras cambiaron de nombre, pero en tales casos se mantuvo el mismo código asignado para su identificación. Por otro lado, determinadas empresas grandes operan con empresas marginales, por lo que estas coaliciones mantienen el código asignado a la empresa grande, indicando en todo caso que se trata de una UTE.

**Tabla 4. Variables explicativas en la ecuación en forma reducida.**

VARIABLES	DEFINICIÓN Y MEDIDA	EFEECTO ESPERADO
lognumlicit	Número de licitadores que participa en cada proyecto (en logaritmo natural).	-
logconsumo	Consumo de materiales (en logaritmo natural).	+
ute	=1, si el licitador es parte de una UTE; = 0, en otro caso.	-
hayotrasEG	El licitador compite con empresas de su mismo grupo en el concurso.	+
logdist	Distancia al proyecto (en logaritmo natural).	+
mexper	Dummy que recoge la experiencia previa de la empresa.	-
logvent3an	Experiencia general de la empresa (en logaritmo natural).	-
explvent	Efecto conjunto de tener experiencia previa y experiencia general.	-
logmaxexper	Éxito del rival más fuerte en cada proyecto <i>t</i> . Se calcula como el volumen de obra de valor ≥ 18 millones de euros realizado en el pasado para la DGC por el rival más tenaz (en logaritmo natural).	-
logprodd	Productividad laboral de la empresa (en logaritmo natural).	-
logintvert	Integración vertical de la empresa (en logaritmo natural).	+
logendeu	Endeudamiento de la empresa (en logaritmo natural).	-
logcapac	Nivel de capacidad usada (en logaritmo natural).	+
logmaxcapli	Máxima capacidad libre de los rivales en cada proyecto <i>t</i> (logaritmo natural).	+
Sub <sub><i>t</i></sub>	Conjunto de variables dummies para cada concurso (menos una).	Control
Emp <sub><i>i</i></sub>	Variables dummies para cada una de las empresas participantes (menos una).	Control

La Tabla 5. presenta los resultados del modelo MCO con dobles efectos fijos. Se han probado tres especificaciones diferentes: Las **especificaciones 2 y 3** sirven para contrastar la robustez de los resultados obtenidos en la **especificación 1**.

**Tabla 5. Resultados de la regresión para el logaritmo del ratio oferta/coste (Modelo I).**

Variables	Modelo I: Muestra total								
	Especificación 1			Especificación 2			Especificación 3		
	N = 3.298 R <sup>2</sup> = 0,8878			N = 3.298 R <sup>2</sup> = 0,8878			N = 3.298 R <sup>2</sup> = 0,8874		
logofcoste	Coef.	Err. Std. Robust.	P> t	Coef.	Err. Std. Robust.	P> t	Coef.	Err. Std. Robust.	P> t
lognumlicit	-0,136	0,014	0,000	-0,137	0,013	0,000	-0,081	0,029	0,005
logconsumo	0,184	0,020	0,000	0,184	0,020	0,000	0,183	0,020	0,000
ute	-0,026	0,004	0,000	-0,026	0,004	0,000	-0,028	0,004	0,000
hayotrasEG	-0,005	0,006	0,399						
logdist	0,004	0,003	0,149	0,004	0,003	0,142			
mexper	-0,088	0,029	0,002	-0,089	0,029	0,002	-0,084	0,029	0,003
logvent3an	-0,016	0,005	0,002	-0,016	0,005	0,001	-0,016	0,005	0,001
explvent	0,012	0,005	0,011	0,012	0,005	0,010	0,012	0,005	0,013
logmaxexper	-0,026	0,010	0,010	-0,026	0,010	0,011			
logprodd	-0,017	0,005	0,001	-0,017	0,005	0,001	-0,016	0,005	0,002
logintvert	0,065	0,008	0,000	0,065	0,008	0,000	0,065	0,008	0,000
logendeu	-0,064	0,009	0,000	-0,064	0,009	0,000	-0,064	0,009	0,000
logcapac	0,005	0,002	0,002	0,005	0,002	0,001	0,006	0,002	0,001
logmaxcapli	0,004	0,019	0,840						
_constante	-0,142	0,080	0,077	-0,133	0,073	0,067	-0,248	0,107	0,020
<b>TEST WALD:</b>	F(14, 2.918) = 15,48 Prob > F = 0,0000			F(12, 2.920) = 17,97 Prob > F = 0,0000			F(10, 2.922) = 17,83 Prob > F = 0,0000		

\* Se han considerado efectos fijos de proyecto y de empresa. Por otra parte, se han realizado los tests de Breusch-Pagan y Cook-Weisberg para detectar heteroscedastidad, la cual se ha corregido a partir del estimador Sandwich-White para la obtención de los errores estándar robustos.

Las variables introducidas son concebidas para señalar diferencias en la agresividad de las ofertas. Las predicciones teóricas indican que las empresas con ventajas competitivas ofertan más agresivamente (presentan mayores descuentos).

El coste de los materiales tiene el impacto esperado en la oferta (correlación positiva), lo que es consistente con la intuición económica básica.

El número de licitadores es significativo, lo que apunta a que la participación es endógena, determinada, por ejemplo, por el presupuesto base de licitación y/o los altos requisitos para optar a la misma. Esto significa que cada empresa conoce *a priori* a cuántos rivales se enfrenta aproximadamente y posiblemente conozca la identidad de los mismos, lo cual puede favorecer el comportamiento colusivo.

El nivel de utilización de capacidad parece tener un efecto menos significativo que el resto de variables: en un contexto de baja capacidad usada, las empresas compiten realmente y presentan mayores descuentos con objeto de ganar el contrato, mientras que con mayor nivel de capacidad comprometida, presentan ofertas mucho más altas. De ahí que las ofertas estén positivamente correlacionadas con la capacidad utilizada.

El coeficiente negativo para la participación en UTE indica que estas uniones pujan más bajo puesto que, al compartir los recursos materiales y financieros necesarios, las empresas pueden ser más agresivas que cuando ofertan individualmente.

La experiencia, ya sea en obras del mismo tipo o en otras, está negativamente relacionada con el precio ofertado, puesto que cuanto más eficiente es la empresa (mayor experiencia), menor es el precio ofertado por ella. La mayor familiaridad con el mercado local, reduce los costes y, por tanto, el precio de las ofertas. Este resultado está en línea con el obtenido por De Silva (2005) y De Silva *et al.* (2003).

Ahora bien, tener la “*doble experiencia*” aparece relacionado positivamente con los precios, lo que podría indicar que licitadores con ambos tipos de experiencia tienden a obtener trabajos más complejos y, por ello, son capaces de cargar una prima en sus ofertas. Este resultado parece contradecir los comentarios anteriores y difiere de la mayor parte de la literatura. Sin embargo, este hallazgo está en consonancia con Ohashi (2006), quien atribuye el que los precios disminuyan con la experiencia a las diferencias en eficiencia entre empresas (reducción de costes), mientras que si los precios aumentan con la experiencia ello es indicativo de la habilidad de las empresas. Es decir, esas empresas disponen de una “habilidad” que les permite saber cuándo introducir un precio más alto. Así, el coeficiente positivo de la variable “*doble experiencia*” indica que el efecto de las diferencias de habilidad supera al de las diferencias en eficiencia.

El coeficiente negativo de la productividad indica que conforme aumenta la productividad laboral se reducen los costes laborales por persona. Ello hace que la empresa pueda pujar más bajo.

La integración vertical tiene un coeficiente positivo, indicando que las empresas que siguen tal estrategia tienen mayores costes y, por tanto, ofertan un precio mayor. El recurso a la subcontratación parece, pues, la mejor opción para las constructoras.

El resultado negativo de la variable *endeudamiento* es también coherente con la hipótesis inicial. Las empresas en una mala situación financiera presentan rebajas mayores para tratar de ganar y obtener liquidez.

La *distancia* -factor que afecta a los costes de transporte- no resulta significativa, debido a que la mayoría de las empresas tienen sucursales establecidas en las mismas localizaciones o a que el nivel de oferta no aumenta sistemáticamente con la distancia.

Se esperaba que empresas del mismo grupo tiendan a coordinar un aumento en sus pujas, pero el coeficiente para la *vinculación entre empresas* tampoco es significativo.

En cuanto a las variables que capturan la interacción entre rivales (*logmaxexper*: éxito del rival más fuerte en cada proyecto y *logmaxcapli*: máxima capacidad libre de los rivales en cada proyecto), *logmaxcapli* resulta no significativa, lo que apunta a que los efectos de interacción estratégica no son demasiado fuertes. Se esperaba que los rivales con menor capacidad restringida incrementen la competencia y reduzcan la oferta. La no significatividad de la capacidad de los rivales en la propia oferta implica indiferencia hacia quien gana el contrato. Por otra parte, sí parece ratificarse que la experiencia del rival (*logmaxexper*) influye en la conducta de licitación. Los licitadores reducirán sus ofertas en respuesta a la mayor experiencia del rival, lo que se observa en el parámetro negativo obtenido. De igual modo que las empresas más eficientes ofertan más agresivamente en media, es de esperar que cuanto más competitivo sea el conjunto de rivales a que una empresa se enfrenta, más agresivamente oferte la empresa. Esto confirma los postulados teóricos de Maskin y Riley (2000). Es decir, licitadores que se enfrentan a rivales tenaces (rivales con probado éxito previo en subastas) participan con una oferta más baja.

### V.1. TESTS DE COLUSIÓN

Siguiendo a Bajari y Ye (2003), se trata de probar las hipótesis de *Independencia Condicional* y de *Intercambiabilidad* como implicaciones del modelo competitivo, aunque en un contexto diferente, fundamentalmente en cuanto al método de adjudicación, pero también en lo referente a las variables utilizadas en el análisis.

La *Independencia Condicional* (IC) implica que las ofertas de las empresas no deberían estar correlacionadas (deben ser independientes). Antes de que comience la licitación, cada empresa estima sus costes y los de sus competidores. Si no existe colusión, cada empresa calcula independientemente los costes, mientras que si hay colusión, las empresas coordinan sus ofertas con lo que la hipótesis de IC falla.

La *Intercambiabilidad* implica que todas las empresas se comportan de la misma forma cuando se enfrentan a la misma estructura de costes. Si los parámetros de costes de un conjunto cualquiera de empresas son intercambiados entre ellas, entonces la distribución de ofertas debe cambiar de la misma forma cuando no existe colusión.

El paso previo es establecer unos criterios que permitan identificar un conjunto de empresas como posibles miembros de un presunto cártel.

## *V.2. IDENTIFICACIÓN DE EMPRESAS “SOSPECHOSAS” DE FORMAR UN CÁRTEL*

Muchos estudios de caso sobre colusión se han centrado en analizar bases de datos de licitaciones bajo la certeza de su existencia, dictaminada por un tribunal, y las empresas involucradas en el cártel (por ejemplo, Porter y Zona, 1993 y 1999). En el presente trabajo no existe evidencia probada de colusión en el mercado, por lo que deben establecerse unos supuestos para identificar al presunto cártel. Afortunadamente, la literatura teórica sobre conducta en licitaciones está bien desarrollada, haciendo transparentes las condiciones requeridas para la identificación (Price, 2008, p. 404).

Una vez examinados los datos de frecuencia con que participan las empresas, se siguen –con particularidades- las reglas de decisión generales adoptadas por la literatura relativa a los factores que pueden facilitar la colusión: ganancia (Price, 2008), nivel de concentración en el mercado (Chamberlain, 1929; Bain, 1951; Dolbear *et al.*, 1968) y frecuencia con la que las empresas interactúan (Benoit y Krishna, 1985; Fudenberg y Maskin, 1986; Bajari y Ye, 2003; Price, 2008). Se adoptan, pues, los siguientes criterios para identificar parejas de empresas cuyo comportamiento requiere mayor análisis:

**c1.** Ganancia: Cada empresa debe haber ganado al menos un concurso durante el período objeto de estudio.

**c2.** Alta participación: Cada empresa debe haber participado, al menos, en 45 concursos, que es la media de participación de empresas que ganan al menos una vez<sup>7</sup>.

---

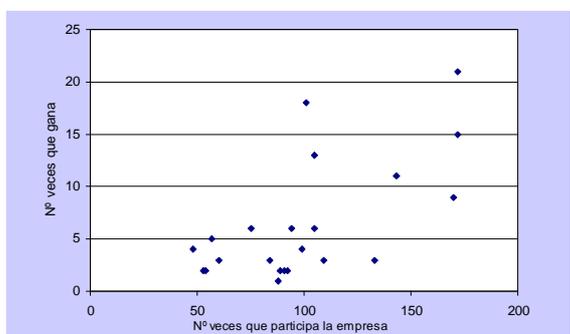
<sup>7</sup> Si existe colusión entre empresas lo normal es que éstas se conozcan, por lo que se estudia a aquellas que más participan en el mercado. Otra razón que justifica la decisión de adoptar dicho criterio se basa en la relación positiva existente entre participación y ganancia, siendo el coeficiente de correlación de 0,71, que resulta ser significativo al 99%.

**c3. Alta coincidencia:** Los miembros de cada pareja deben coincidir al menos en 18 concursos, lo que basta para deducir que si dos empresas se comportan siguiendo un patrón determinado en dicho número de concursos, éstas actúan de forma no competitiva.

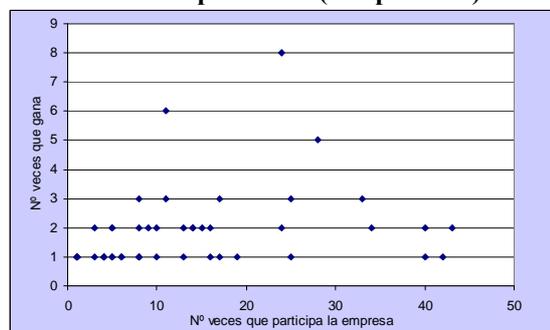
De acuerdo con la base de datos, se programa una sintaxis sobre emparejamiento de empresas para su ejecución en STATA 8, obteniendo 225 parejas que cumplen tales criterios. Los 225 pares resultan de combinar 22 empresas de las 139 de la muestra (15,83%), a las que se denota como “sospechosas” de formar un cártel. Dichas empresas representan el 31,9% de las ganadoras (22 de 69), presentan el 66,53% de las ofertas (2.194 ofertas de 3.298) y ganan el 61,57% de los contratos (141 concursos de 229), lo que supone una diferencia positiva de 874,59 millones de euros frente a las 47 restantes empresas (5.365,28 millones de euros frente a 4.490,69 millones).

Al comparar la relación existente entre participación y ganancia considerando esas 22 empresas, se observa que cuanto más participa la empresa, más veces gana (Gráfico 1). Esta relación no se da en el caso de las empresas no “sospechosas” (Gráfico 2).

**Gráfico 1. Relación entre participación y ganancia. Empresas “sospechosas” de formar un cártel.**



**Gráfico 2. Relación entre participación y ganancia. Empresas no “sospechosas” (competitivas).**



Se presentan, en media, catorce empresas por concurso, de las que diez se consideran “sospechosas”. Es decir, en términos medios, en cada concurso el 65,81% de los participantes son “sospechosos”.

Ante estos indicios, se plantea probar la hipótesis nula de estabilidad estructural (estabilidad de los parámetros de la regresión) a partir de la tradicional prueba de Chow (1960) para determinar si el grupo de empresas “sospechosas” (**g2**) presenta un comportamiento diferente al de la muestra total. Para ello, partiendo de la ecuación (2), se incorpora a la misma la interacción de **g2** con cada una de las variables explicativas.

Una vez resuelto el modelo por MCO con efectos fijos de concurso y empresa, corrigiendo la heteroscedasticidad, se efectúa el test de Chow cuya hipótesis nula es rechazada al 99%, indicando que hay cambio de comportamiento (Tabla 6).

**Tabla 6. Resultados del test de Chow: Empresas “sospechosas” frente a todas.**

<b>TEST CHOW: g2 frente a todas</b>
F(14, 2904) = 7,73
Prob > F = 0,0000

Dicho test permite además probar si los coeficientes son los mismos para las “sospechosas” y el total de la muestra, observando que aquéllas reaccionan de manera diferente ante nueve de las catorce variables utilizadas en la citada ecuación (Tabla 7).

**Tabla 7. Resultados del test de Chow: Cambios en los coeficientes de las “sospechosas” frente a la muestra total.**

<b>TEST CHOW: g2 frente a todas</b>		
test_b[lognumlicit]=_b[g2lognumlicit] (1) lognumlicit - g2lognumlicit = 0 F(1, 2904) = 45,53 Prob > F = 0,0000	test_b[mexper]=_b[g2mexper] (1) mexper - g2mexper = 0 F(1, 2904) = 4,25 Prob > F = 0,0393	test_b[logintvert]=_b[g2logintvert] (1) logintvert - g2logintvert = 0 F(1, 2904) = 10,73 Prob > F = 0,0011
test_b[logconsumo]=_b[g2logconsumo] (1) logconsumo - g2logconsumo = 0 F(1, 2904) = 52,26 Prob > F = 0,0000	test_b[logvent3an]=_b[g2logvent3an] (1) logvent3an - g2logvent3an = 0 F(1, 2904) = 2,38 Prob > F = 0,1227	test_b[logendeu]=_b[g2logendeu] (1) logendeu - g2logendeu = 0 F(1, 2904) = 0,52 Prob > F = 0,4688
test_b[ute]=_b[g2 ute] (1) ute - g2 ute = 0 F(1, 2904) = 3,87 Prob > F = 0,0491	test_b[exp1vent]=_b[g2exp1vent] (1) exp1vent - g2exp1vent = 0 F(1, 2904) = 3,84 Prob > F = 0,0501	test_b[logcapac]=_b[g2logcapac] (1) logcapac - g2logcapac = 0 F(1, 2904) = 3,13 Prob > F = 0,0769
test_b[hayotrasEG]=_b[g2hayotrasEG] (1) hayotrasEG - g2hayotrasEG = 0 F(1, 2904) = 2,19 Prob > F = 0,1394	test_b[logmaxexper]=_b[g2logmaxexper] (1) logmaxexper - g2logmaxexper = 0 F(1, 2904) = 6,81 Prob > F = 0,0091	test_b[logmaxcapli]=_b[g2logmaxcapli] (1) logmaxcapli - g2logmaxcapli = 0 F(1, 2904) = 5,21 Prob > F = 0,0225
test_b[logdist]=_b[g2logdist] (1) logdist - g2logdist = 0 F(1, 2904) = 0,00 Prob > F = 0,9482	test_b[logprodd]=_b[g2logprodd] (1) logprodd - g2logprodd = 0 F(1, 2904) = 1,84 Prob > F = 0,1745	

### V.3. TEST DE INDEPENDENCIA ESTADÍSTICA

Una vez confirmada la existencia de comportamiento diferente de esas 22 empresas, se procede a aplicar el test de Independencia Condicional (IC). Para eso se requiere calcular los residuos de la ecuación (2), por cuanto éstos miden la divergencia entre los valores observados de la variable dependiente y los pronosticados.

Si los residuos se distribuyen aleatoriamente, existe independencia condicional, mientras que si hay correlación entre ellos, puede rechazarse la independencia.

Para detectar la posible correlación entre residuos, a partir de la regresión por MCO con efectos fijos para el total de la muestra, se aplica el test de correlación por rangos de Spearman considerando las 225 parejas resultantes de combinar las 22 empresas “sospechosas”. Se decide aplicar esta técnica no paramétrica, libre de distribución probabilística y, sobre todo, robusta a la presencia de *outliers*. Sobre esta técnica pueden consultarse los trabajos de Zimymerman y Williams (1997) y Conover (1998).

Sabiendo que  $-1 \leq r_s \leq 1$ , Cohen (1988) considera que la correlación es moderada para valores de  $\rho$  de Spearman ( $r_s$ ), en términos absolutos, situados entre 0,3 y 0,5, y fuerte si  $r_s$  es mayor que 0,5. Véase también Acock (2008, p. 169). No obstante, la interpretación de dicho coeficiente depende del contexto en el que se estudie la correlación. Así, autores como Nagappan *et al.* (2006) consideran fuerte un coeficiente de correlación por encima de 0,4 en su estudio sobre predicción de fallos de software.

La Tabla 8 presenta los resultados de dicho test sólo para los pares de empresas cuya  $\rho$  de Spearman es significativa a un nivel de confianza, como mínimo, del 95%. Así, de los 225 pares de empresas que cumplen los tres criterios de selección, el análisis se reduce a 46 parejas (el 20,44% del total).

**Tabla 8. Resultados del test de Spearman sobre muestra total.**

PAREJA <sup>a</sup>		Nº OFERTAS SIMULTÁNEAS	Spearman's <i>rho</i>	Prob >  t	PAREJA <sup>a</sup>		Nº OFERTAS SIMULTÁNEAS	Spearman's <i>rho</i>	Prob >  t
1	6	87	-0,2449	0,0223	28	70	40	-0,3381	0,0329
1	17	42	-0,3138	0,0430	32	34	78	-0,2866	0,0110
1	60	48	-0,2923	0,0438	32	60	42	-0,3466	0,0245
1	69	48	-0,3711	0,0094	32	70	43	-0,4443	0,0028
4	6	31	-0,4101	0,0220	34	39	68	-0,3325	0,0056
4	25	28	-0,4001	0,0349	35	39	19	-0,6211	0,0045
6	34	64	-0,4016	0,0010	6	21	74	0,2506	0,0313
8	70	39	-0,3955	0,0127	6	60	36	0,4499	0,0059
14	60	22	-0,5810	0,0046	8	28	75	0,2694	0,0194
17	28	32	-0,5271	0,0019	8	35	21	0,4987	0,0214
17	34	28	-0,4384	0,0196	8	45	58	0,2943	0,0249
19	28	47	-0,3037	0,0380	19	21	74	0,3400	0,0030
19	30	69	-0,2775	0,0210	28	34	75	0,3414	0,0027
19	34	50	-0,3467	0,0137	28	37	98	0,2950	0,0032
19	37	70	-0,3177	0,0074	30	38	111	0,2689	0,0043
19	38	72	-0,3187	0,0064	30	60	42	0,3586	0,0197
19	70	51	-0,3013	0,0317	30	69	54	0,4147	0,0018
21	34	76	-0,4491	0,0000	30	70	66	0,2530	0,0404
21	35	39	-0,3779	0,0177	34	37	92	0,2674	0,0100
21	37	101	-0,3236	0,0010	35	70	37	0,3601	0,0286
21	69	38	-0,3980	0,0133	37	38	112	0,3701	0,0001
21	70	51	-0,2925	0,0373	38	70	78	0,2572	0,0230
28	49	55	-0,3169	0,0184	45	49	62	0,3581	0,0043

<sup>a</sup> Pareja identificada por los códigos asignados a las empresas.

El signo de la correlación entre residuos es negativo para 29 parejas, con una media de 60 ofertas simultáneas<sup>8</sup> (mínimo = 19 y máximo = 101). Esto sugiere que, entre cada par, la oferta de una empresa es sistemáticamente más baja que la de la otra (y viceversa), lo cual puede ser indicativo de coordinación entre las empresas a la hora de presentar sus ofertas. Precisamente, la existencia de una relativa distancia entre las ofertas presentadas por dos empresas justificaría el establecimiento de ofertas “falsas”.

Se observa también que existen 17 parejas con correlación positiva, con una media de ofertas simultáneas de 68,5 (mínimo = 21 y máximo = 112). A este respecto, distintos estudios como el de Price (2008) señalan las limitaciones de los tests de independencia entre residuos pues pueden ser refutados erróneamente debido a variables omitidas en el modelo, que pueden influir en los costes. Sin embargo, se afirma que este problema difícilmente puede dar lugar a correlación negativa. Bajari y Ye (2003, p. 21) no han sido capaces de encontrar un escenario que generase ese tipo de *shock* de costes.

Para minimizar dicho problema, en esta investigación se consideran dobles efectos fijos, como se explicó en líneas precedentes. No obstante, ante la posible existencia de características inobservadas que cambian en las empresas de unos concursos a otros, hay que tomar con prudencia los resultados de correlación positiva.

Por otra parte, en el modelo competitivo las ofertas pueden también presentar correlación positiva si, por ejemplo, dos empresas se ubican en la misma localización, de manera que tendrán similares costes de transporte y, por tanto, ambas ofertarán alto (o bajo) en los mismos proyectos al aumentar (disminuir) dichos costes.

Ahora bien, otra posible explicación a la asociación positiva, extendida en la literatura, es la coordinación entre más de dos empresas, pudiendo darse dos situaciones. Las ofertas de las empresas pueden estar alineadas para tirar la media hacia su nivel de precios, y poder resultar ganador cualquiera de los miembros del cártel. Alternativamente, tres (o más) empresas pueden coordinarse de manera que las ofertas de dos de ellas se alinean al alza y la oferta de la tercera muestra correlación a la baja respecto a aquéllas.

Los resultados confirman el argumento de la última hipótesis (Tabla 9). Se percibe que 41 de esas 46 relaciones se pueden justificar con tríos (incluso cuartetos y un quinteto).

---

<sup>8</sup> Número de concursos en los que participan ambas empresas del par.

**Tabla 9. Resultados del test de Spearman: Posibles tríos de empresas.**

PAREJA <sup>a</sup>		SIGNO RELACIÓN	Código de empresa con la que las ofertas de cada miembro del par mantienen relación negativa		
			(I)	(II)	(III)
6	60	+	1		
8	28	+	70		
19	21	+	34	37	70
28	34	+	17	19	
28	37	+	19		
30	38	+	19		
30	70	+	19		
34	37	+	19	21	
35	70	+	21		
37	38	+	19		
38	70	+	19		

<sup>a</sup> Pareja identificada por los códigos asignados a las empresas.

Price (2008) plantea que los tests de independencia sólo son válidos si se obtienen estimaciones consistentes. Con objeto de probar la robustez del test de IC se repitió el análisis sólo para las 22 empresas seleccionadas finalmente (controlando por concurso y por cada una de ellas), obteniendo resultados similares. Se confirma entonces que estas empresas se comportan igual cuando son separadas del resto de la muestra.

#### V.4. TEST DE CHOW: *INTERCAMBIABILIDAD*

El test de *Intercambiabilidad* no es más que un test de Chow de diferencia estructural (Price, 2008, p. 415) y, por tanto, sirve para probar si las diferencias en conducta entre pares de empresas son estadísticamente significativas.

En primer lugar, para reducir el número de covariables a incluir en la ecuación final sobre la que aplicar el test de Chow, partiendo del Modelo I (regresión por MCO, con control de efectos fijos de contratos y empresas, para la muestra total), se repite para las empresas “sospechosas” y se selecciona la especificación de mayor capacidad explicativa, medida ésta a través de la significatividad de los coeficientes y el estadístico R<sup>2</sup>. Esto permite pasar de catorce covariables a ocho: *lognumlicit*, *logconsumo*, *ute*, *logdist*, *logprodd*, *logintvert*, *logendeu* y *logcapac*.

A partir de aquí, se ejecuta –controlando por heteroscedasticidad- el siguiente modelo de regresión para la muestra total, tantas veces como parejas cumplen los criterios de selección iniciales (es decir, 225):

$$\begin{aligned}
 \log(Of_{i,t}) = & \beta_0 + \sum_{j=1}^{228} \beta_j (Sub_t) + \sum_{k=1}^{138} \beta_k (Emp_t) + \beta_{367} \log numlicit_{i,t} + \beta_{368} \log consumo_{i,t} + \beta_{369} ute_{i,t} + \\
 & + \beta_{370} \log dist_{i,t} + \beta_{371} \log prodd_{i,t} + \beta_{372} \log intvert_{i,t} + \beta_{373} \log endeu_{i,t} + \beta_{374} \log capac_{i,t} + \\
 & + \beta_{375} \log numlicit_{-a_{i,t}} + \beta_{376} \log consumo_{-a_{i,t}} + \beta_{377} \log ute_{-a_{i,t}} + \beta_{378} \log dist_{-a_{i,t}} + \\
 & + \beta_{379} \log prodd_{-a_{i,t}} + \beta_{380} \log intvert_{-a_{i,t}} + \beta_{381} \log endeu_{-a_{i,t}} + \beta_{382} \log capac_{-a_{i,t}} + \\
 & + \beta_{383} \log numlicit_{-b_{i,t}} + \beta_{384} \log consumo_{-b_{i,t}} + \beta_{385} \log ute_{-b_{i,t}} + \beta_{386} \log dist_{-b_{i,t}} + \\
 & + \beta_{387} \log prodd_{-b_{i,t}} + \beta_{388} \log intvert_{-b_{i,t}} + \beta_{389} \log endeu_{-b_{i,t}} + \beta_{390} \log capac_{-b_{i,t}} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

\* El término “ $-a$ ” hace referencia al miembro izquierdo de la pareja de empresas.

\*\* El término “ $-b$ ” hace referencia al miembro derecho de la pareja de empresas.

La *Intercambiabilidad* implica que las variables independientes entran en la función de oferta de forma simétrica (las empresas se comportan de la misma manera cuando se enfrentan a la misma estructura de costes). Así, si dos empresas, A y B, compiten realmente entre sí presentado ofertas  $O_A$  y  $O_B$ , con costes  $C_A$  y  $C_B$ , respectivamente, no fallará el test al intercambiar la estructura de costes entre ellas puesto que la empresa A con costes  $C_B$  ofertará  $O_B$  y la empresa B con costes  $C_A$  ofertará  $O_A$ .

La hipótesis nula es, entonces,  $\beta_{ik} = \beta_{jk} \forall i \neq j, \forall k$  (4)

En particular, se considera que las parejas de empresas que fallan conjuntamente este test y el de IC son susceptibles de presentar comportamiento colusivo.

Esto requiere calcular el test de Chow para cada una de las 46 parejas de empresas que fallaron el test previo. Para ello se plantea nuevamente una programación de sintaxis para su ejecución en STATA 8. Además, se impone, como criterio más estricto en cuanto a nivel de confianza, que el test debe ser rechazado al 99%.

La Tabla 10 muestra los resultados para los 27 pares que fallan dicho test al 99%.

**Tabla 10. Resultados del test de Chow sobre muestra total.**

PAREJA <sup>a</sup>		Nº OFERTAS SIMULTÁNEAS	F(9, 2908)	Prob > F	PAREJA <sup>a</sup>		Nº OFERTAS SIMULTÁNEAS	F(9, 2908)	Prob > F
1	6	87	3,16	0,0008	21	35	39	4,83	0,0000
1	60	48	2,49	0,0078	21	37	101	8,87	0,0000
1	69	48	4,46	0,0000	21	70	51	4,05	0,0000
4	6	31	2,92	0,0019	28	34	75	4,50	0,0000
6	21	74	3,50	0,0003	28	37	98	6,46	0,0000
6	34	64	4,12	0,0000	28	49	55	2,84	0,0025
8	28	75	3,16	0,0008	28	70	40	2,68	0,0042
8	35	21	2,50	0,0076	32	34	78	4,35	0,0000
8	45	58	2,92	0,0019	32	60	42	2,77	0,0031
17	34	28	3,45	0,0003	34	37	92	5,52	0,0000
19	28	47	2,67	0,0044	34	39	68	2,82	0,0026
19	34	50	3,91	0,0001	35	39	19	2,97	0,0016
19	37	70	2,99	0,0015	37	38	112	3,49	0,0003
21	34	76	3,09	0,0011					

<sup>a</sup> Pareja identificada por los códigos asignados a las empresas.

Los resultados obtenidos a partir de la muestra total son similares a los derivados de aplicar el test de Chow sobre cada una de esas parejas cuando se reproducen las regresiones sólo con las empresas “sospechosas”.

### V.5. ESTRECHANDO EL CÍRCULO

Se adopta ahora un criterio más estricto como es considerar sólo aquellas parejas que fallan la IC con coeficiente de correlación igual o mayor que 0,4 (en valor absoluto), valor a partir del cual se considera que la correlación es más acentuada (Nagappan *et al.*, 2006; Shin y Williams, 2008), y que a su vez fallan el test de Chow al 99%. Así, el círculo se estrecha a seis parejas (Tabla 11), a las que, no obstante, se añade la única pareja que falla el test de Chow al 95% por cuanto en ella se halla implicada la empresa que más participa y más veces gana (designada con el código 30).

**Tabla 11. Resumen estadístico de las diez empresas que fallan los tests de IC y Chow.**

Nº PAREJAS CON $r$ , SIGNIF, $\geq 0,4$ = 12								Nº PAREJAS QUE FALLAN TEST CHOW = 7				
PAREJA <sup>a</sup>		VECES QUE PARTICIPA		VECES QUE GANA		GRUPO <sup>b</sup>		Nº OFERTAS SIMULT.	$\rho$	Prob> t	F(9, 2908)	Prob>F
A	B	A	B	A	B	A	B					
4	6	57	109	5	3	8	6	31	-0,4101	0,0220	2,92	0,0019
6	34	109	101	3	18	6	4	64	-0,4016	0,0010	4,12	0,0000
8	35	91	75	2	6	1	4	21	0,4987	0,0214	2,50	0,0076
17	34	48	101	4	18	.	4	28	-0,4384	0,0196	3,45	0,0003
21	34	133	101	3	18	9	4	76	-0,4491	0,0000	3,09	0,0011
30	69	172	60	21	3	3	3	54	0,4147	0,0018	2,01	0,0344
35	39	75	89	6	2	4	1	19	-0,6211	0,0045	2,97	0,0016

<sup>a</sup> Pareja identificada por los códigos asignados a las empresas.

<sup>b</sup> Grupos de empresas identificados por los códigos asignados en la base de datos. Los casos con “.” significan que no ha podido asignarse un grupo para esa empresa.

Por tanto, con objeto de delimitar mejor los resultados, se puede sostener que las diez empresas que conforman esas siete parejas se comportan de manera diferente. Estos resultados parecen confirmarse, nuevamente, con los obtenidos al realizar la regresión por MCO sobre la submuestra que contiene las ofertas de dichas empresas, controlando por heteroscedasticidad y teniendo en cuenta efectos fijos de concurso y de empresa<sup>9</sup>. La Tabla 12 muestra que para las “sospechosas” tener experiencia previa en concursos del mismo tipo al que optan o la experiencia del rival no resultan determinantes en el establecimiento de sus ofertas, pero lo más llamativo es la relación positiva y significativa entre las ofertas y

<sup>9</sup> Se presentan las **especificaciones 2 y 3** para contrastar la robustez de los resultados obtenidos en la **especificación 1**.

el número de licitadores, lo que es claramente contrario a lo obtenido en el Modelo I. Esto indica que cuando una de esas empresas participa con un número mayor de esas otras diez, incrementa su oferta, lo que parece confirmar que las “sospechosas” tienden a coordinar sus ofertas para alterar la media.

**Tabla 12. Resultados de la regresión para el logaritmo del ratio oferta/coste (Modelo II).**

Variables	Modelo II: Diez empresas “sospechosas”								
	Especificación 1			Especificación 2			Especificación 3		
	N = 935      R <sup>2</sup> = 0,9248			N = 935      R <sup>2</sup> = 0,9245			N = 935      R <sup>2</sup> = 0,9244		
logofcoste	Coef.	Err.Std. Robust.	P> t	Coef.	Err. Std. Robust.	P> t	Coef.	Err. Std. Robust.	P> t
lognumlicit	0,207	0,104	0,047	0,251	0,094	0,008	0,242	0,087	0,006
logconsumo	0,458	0,049	0,000	0,461	0,048	0,000	0,460	0,048	0,000
Ute	-0,035	0,008	0,000	-0,036	0,008	0,000	-0,036	0,008	0,000
hayotrasEG	0,003	0,012	0,806						
Logdist	0,007	0,005	0,144						
Mexper	-0,041	0,039	0,294	-0,041	0,035	0,237			
Logvent3an	-0,013	0,007	0,059	-0,013	0,006	0,032	-0,006	0,002	0,008
explvent	0,007	0,006	0,279	0,007	0,006	0,210			
logmaxexper	-0,017	0,012	0,159	-0,016	0,012	0,182	-0,016	0,012	0,173
logprodd	-0,037	0,007	0,000	-0,038	0,006	0,000	-0,039	0,006	0,000
logintvert	0,384	0,031	0,000	0,383	0,031	0,000	0,381	0,031	0,000
logendeu	-0,056	0,024	0,019	-0,061	0,022	0,007	-0,063	0,022	0,005
logcapac	0,012	0,002	0,000	0,011	0,002	0,000	0,012	0,002	0,000
logmaxcapli	-0,019	0,027	0,480						
_constante	-3,192	0,404	0,000	-3,294	0,398	0,000	-3,306	0,381	0,000
<b>TEST</b>	F(14, 694) = 15,12			F(11, 697) = 16,12			F(9, 699) = 20,31		
<b>WALD:</b>	Prob > F = 0,0000			Prob > F = 0,0000			Prob > F = 0,0000		

\* Se han considerado efectos fijos de proyecto y de empresa. Por otra parte, se han realizado los tests de Breusch-Pagan y Cook-Weisberg para detectar heteroscedastidad, la cual se ha corregido a partir del estimador Sandwich-White para la obtención de los errores estándar robustos.

Ahora bien, de acuerdo con Bajari y Summers (2002), ninguna test para detectar la colusión es infalible. Estos tests tienen limitaciones, dado que es difícil controlar todos los factores que determinan el nivel de una oferta. No obstante, el método usado ha permitido identificar con claridad un modelo de comportamiento no competitivo en el período 1989-2000. Esto sugiere que ha habido colusión.

Esto parece apoyar algunas de las motivaciones que propiciaron la reforma de los pliegos de contratación aprobada por el Ministerio de Fomento a finales de 2000. Entre los problemas detectados destacan, en concreto, sistemas de adjudicación que facilitan la alteración de la libre competencia mediante la concertación entre los licitadores.

## VI. CONCLUSIÓN

Las estimaciones para la determinación de los precios son consistentes con las predicciones teóricas. La oferta de cada empresa es una función creciente de su coste de materiales, de su capacidad instalada y de su grado de integración vertical, mientras que es decreciente con la experiencia en obras del mismo tipo o en otras, la participación en U.T.E., la capacidad técnica, el nivel de endeudamiento y el número de participantes.

Sin embargo, se ha encontrado un resultado deferente a la evidencia previa y es que cuando la empresa tiene simultáneamente experiencia en obras del mismo tipo a las que licita y en otras, la relación con el precio es positiva. Esto está relacionado con la “habilidad” de las empresas para cargar una prima en sus ofertas.

La significatividad del número de licitadores indica que la participación es endógena, determinada, por ejemplo, por el presupuesto base de licitación. Ya se ha dicho que la relación negativa entre ambas variables favorece el comportamiento colusivo.

El resultado del análisis de colusión apunta hacia la existencia de un enrarecimiento de la competencia en el período 1989-2000, confirmando la hipótesis defendida en este trabajo: el tradicional sistema de adjudicación de licitaciones en el sector no parece incentivar la competencia en el mismo, sino todo lo contrario. El método de la oferta media lleva a las empresas a coordinar sus ofertas, formando tríos - incluso cuartetos - entre ellas, con objeto de alterar dicha media y resultar favorecidas en la adjudicación.

El estudio permite indagar sobre los motivos del “éxito” del cártel, entre los que se encuentran no sólo los factores señalados habitualmente por la literatura económica, como número de empresas, poder de mercado y barreras a la entrada, sino también las interdependencias estratégicas o vinculaciones existentes entre las empresas.

Los tests propuestos y las pruebas adicionales planteadas pueden ser usados como un primer paso para detectar modelos de licitación “sospechosos” y, a partir de ello, determinar si la investigación y el análisis posterior estarían justificados.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acock, A. L. (2008): *A gentle introduction to Stata*, 2nd ed., Stata Press, College Station, Texas.
- Bain, J. (1951): 'Relation of profit rate to industry concentration: American Manufacturing, 1936–1940', *Quarterly Journal of Economics*, 65, p. 293–324.
- Bajari, P. and Summers, G. (2002): 'Detecting collusion in procurement auctions', *Antitrust Law Journal*, 70, p. 143-170.
- Bajari, P. and Ye, L. (2003): 'Deciding between competition and collusion', *Review of Economics and Statistics*, 83 (4), p. 971-989.
- Benoit, J.-P. and Krishna, V. (1985): 'Finitely repeated games', *Econometrica*, 53, p. 890–904.
- Chamberlain, E. (1929): 'Duopoly: Value where sellers are few', *Quarterly Journal of Economics*, 43, p. 63–100.
- Chow, G. C. (1960): 'Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions', *Econometrica*, 28, 3, p. 591-605.
- Cohen, J. (1988): *Statistical power analysis for the behavioural sciences*, 2nd ed., Hillsdale, New Jersey: Erlbaum.
- Conover, W. J. (1998): *Practical nonparametric statistical*, 3rd ed., New York, John Wiley.
- De Silva, D. G. (2005): 'Synergies in recurring procurement auctions: An empirical investigation', *Economic Inquiry*, vol. 43, nº 1, p. 55-66.
- De Silva, D. G., Dunne, T. and Kosmopoulou, G. (2003): 'An empirical analysis of entrant and incumbent bidding in road construction auctions', *Journal of Industrial Economics*, vol. 51, p. 295-316.
- Dolbear, F. T. *et al.* (1968): 'Collusion in oligopoly: An experiment on the effects of numbers and information', *Quarterly Journal of Economics*, 82, p. 240–259.
- Eklöf, M. (2000): 'Hunting for collusion in procurement auctions', Working Paper, Uppsala University, Sweden.
- Feinstein, J. S., Block, M. K. and Nold, F. C. (1985): 'Asymmetric information and collusive behavior in auction markets', *American Economic Review*, 75, p. 441-460.
- Fueyo, M. (2003): "Función fiscalizadora y criterios objetivos de adjudicación", Instituto Superior de Economía Local (ISEL), *Cuadernos de Gestión Pública Local* (Cuadernos L.), primer semestre, Málaga.
- Fundenberg, D. and Maskin, E. (1986): 'The Folk Theorem in repeated games with discounting and with incomplete information', *Econometrica*, 54, p. 533–554.
- Ganuzo, J. J. (1997): 'Los sobrecostes en las obras públicas. Un análisis económico del caso español', *Economía Industrial*, nº 318, p. 111-122.
- Jakobsson, M. and Eklöf, M. (2004): *Bid-rigging in Swedish procurement auctions*, Mimeo, Dept. of Economics, Uppsala University, Sweden.

- Jofre-Bonet, M. and Pesendorfer, M. (2000) 'Bidding behavior in a repeated procurement auction', *European Economic Review*, vol. 44, issue 4-6, p. 1006-1020.
- Maskin, E. S. and Riley, J. G. (2000): 'Asymmetric auctions', *Review of Economic Studies*, 67(3), p. 413-438.
- McAfee, R. P. and McMillan, J. (1987): 'Auctions and bidding', *Journal of Economic Literature*, 25, June, p. 699-738.
- Milgrom, P. R. and Weber, R. J. (1982): 'A theory of auctions and competitive bidding', *Econometrica*, 50, p. 1089-1122.
- Nagappan, N., Ball, T. and Zeller, A. (2006): 'Mining metrics to predict component failures', in *Proceedings of the 28th International Conference on Software Engineering (ICSE'06)*, Shanghai, China, p. 452-461.
- Novo, I. (2002): *Obras públicas y oligopolio*, Netbiblo, La Coruña.
- Ohashi, H. (2006): 'Effects of transparency in procurement practices on bidding behavior: experience from municipal public works', Working Paper, Department of Economics, University of Tokyo.
- Pesendorfer, M. (2000): 'A study of collusion in first-price auctions', *Review of Economic Studies*, 67(3), p. 381-411.
- Porter, R. H. and Zona, J. D. (1993): 'Detection of bid rigging in procurement auctions', *Journal of Political Economy*, 101 (3), p. 518-538.
- Porter, R. H. and Zona, J. D. (1999): 'Ohio school milk markets: An analysis of bidding', *Rand Journal of Economics*, 30(2), p. 263-288.
- Price, M. K. (2008): 'Using spatial distribution of bidders to detect collusion in the marketplace: Evidence from timber auctions', *Journal of Regional Science*, 48 (2), p. 399-417.
- Shin, Y. and Williams, L. (2008): 'Is complexity really the enemy of software security?', *Workshop on Quality of Protection*, Alexandria, VA, USA, p. 47-50.
- Zimymerman, D. W. and Williams, R. H. (1997): 'Properties of the Spearman correction for attenuation for normal and realistic non-normal distributions', *Applied Psychological Measurement*, 21, p. 253-270.