

ANÁLISIS DE FUSIONES, VARIACIONES CONJETURALES Y LA FALACIA DEL ESTIMADOR EN DIFERENCIAS¹

Juan Luis Jiménez²

Departamento de Análisis Económico Aplicado
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

Jordi Perdigüero³

Dept. de Política Económica, PRE & IREA
Universitat de Barcelona

Resumen

La metodología más utilizada para analizar una fusión es estudiar las variaciones en precios o calidades tras la misma, utilizando el análisis contrafactual. Partiendo de la fusión entre dos empresas en el mercado minorista de gasolinas en Canarias, el presente trabajo demuestra que este tipo de técnicas incluyen un sesgo similar a la denominada “falacia del celofán”: los efectos de una fusión no son válidos sin tener en cuenta el nivel de competencia existente antes del proceso de concentración. Para justificar este hecho, comparamos los resultados mediante el análisis simultáneo del estimador en diferencias y una aproximación estructural al mercado mediante un modelo de variaciones conjeturales.

Palabras clave: Fusión, competencia, estimador en diferencias, parámetro de conducta

Clasificación J.E.L.: D4, L13, I4.

¹ Los autores agradecen los comentarios recibidos de Andrés Gómez-Lobo y Joan-Ramón Borrell. No obstante, cualquier error es de nuestra entera responsabilidad.

² Departamento de Análisis Económico Aplicado. Grupo de Economía de las Infraestructuras y el Transporte. Universidad de Las Palmas de Gran Canaria. Facultad de CC.EE. y EE. Despacho D.2-12. Campus de Tafira. 35017. Las Palmas. E-mail: jljimenez@daea.ulpgc.es; tlf: 928 458 191.

³ Departamento de Política Económica. Grup de Recerca en Polítiques Públiques i Regulació Econòmica (PRE). Institut de Recerca en Economia Aplicada (IREA). Av. Diagonal 690. 08034. Barcelona. El autor agradece a la Fundación Rafael del Pino la financiación recibida a través del premio “Investiga 2004”.

1. Introducción

Evaluar una fusión entre empresas no tiene una respuesta singular, ni puede aplicarse utilizando estrictamente la legislación *antitrust*. Mientras que esta última se centra en sancionar comportamientos pasados, el control de fusiones requiere la valoración de la conducta futura de las participantes, lo que dificulta el resultado del análisis y concede una importancia relativa a la estructura y resultado de la industria en el momento del proceso de concentración.

En general, la decisión de las empresas a fusionarse se debe a múltiples factores, no excluyentes: ganancias de eficiencia, aumentos en el poder de mercado de la nueva empresa, obtención de beneficios fiscales y financieros, mejoras en la valoración de las empresas en los mercados de valores, etc.

De esta decisión empresarial se derivan efectos sobre el bienestar, existiendo dos consecuencias principales a considerar a la hora de estudiarlas: efectos unilaterales y efectos pro-clusivos. Los primeros hacen referencia a los efectos contrapuestos que sobre el bienestar tienen las fusiones; en tanto que los segundos explican la existencia de unas condiciones más favorables para la colusión en la industria, tanto por el menor número de empresas existentes en la misma tras la fusión, como por la mayor asimetría en el tamaño de las empresas (lo que permitiría alcanzar más fácilmente un equilibrio colusorio en el mercado).

Respecto a la política de control de concentraciones, aunque el principal objetivo de la misma es bloquear las fusiones y adquisiciones que podrían derivar en efectos anticompetitivos, la aplicación de esta política presenta múltiples diferencias entre jurisdicciones, y también en el enfoque que la literatura económica realiza sobre el análisis de éstas⁴. Aunque el principio general de dichas políticas es, precisamente, sopesar las ganancias de eficiencia que puedan ser generadas por la fusión (debido a las economías de escala y densidad, *know-how*, sinergias, etc.) y que serían trasladadas a los consumidores en contra del incremento en el poder de mercado en la industria, sin embargo existe un menor acuerdo en cómo resolver este *trade-off* (Rey, 2002).

Por países, mientras que el control de fusiones en Estados Unidos y el Reino Unido ha estado tradicionalmente más centrado en cuestiones de eficiencia, en Europa dicha política se ha basado en el concepto de posición de dominio. No obstante y a partir del Reglamento n°

⁴ Para una descripción de las diferencias internacionales en materia de fusiones y de los efectos de las características institucionales de la política de competencia en general, véase Borrell y Jiménez (2008).

139/2004 de la Comisión Europea, se ha producido un acercamiento en la forma de entender esta política. Este Reglamento ha cambiado el control de fusiones hacia un *test* en el que se declaran incompatibles con el mercado común, "*las concentraciones que sean susceptibles de obstaculizar de forma significativa la competencia efectiva en el mercado común o en una parte sustancial del mismo, en particular como consecuencia de la creación o refuerzo de una posición dominante*" (Artículo 2.3 de dicho Reglamento).

Si este acercamiento legislativo es empíricamente efectivo, el aumento en el riesgo de colusión que las fusiones pueden conllevar será un argumento más para decidir si vetar o no los acuerdos empresariales bajo análisis. Así, académicos (y juristas) como Richard Posner han declarado que el fin último del control de fusiones en EE.UU. es el determinar cuándo una transacción "*es probable que perjudique a los consumidores, haciendo más fácil para las empresas en un mercado coludir, tanto expresa como tácitamente*".⁵

Y es en esta línea en la que el presente artículo se centra. Utilizando los datos derivados de la fusión entre dos empresas minoristas del mercado de gasolinas en las Islas Canarias (DISA y SHELL), autorizada por el Tribunal de Defensa de la Competencia de España, el trabajo presenta tres objetivos interrelacionados. El primer objetivo del trabajo es analizar, desde la perspectiva de los precios, si la fusión ha supuesto un aumento de los mismos, utilizando para ello el estimador *difference-in-difference*. El segundo objetivo es determinar, a través de la modelización de la estructura del mercado, cómo ha variado el comportamiento de las empresas tras la fusión, utilizando para ello un parámetro medio de variación conjetural. Y como último y más importante objetivo, el trabajo compara ambos resultados utilizando estas diferentes metodologías, lo que nos proporcionará como conclusión la matización en el uso de estas herramientas estadísticas para el análisis *antitrust*.

El análisis de la presente fusión muestra dos ventajas respecto a trabajos similares. La primera es la existencia de siete mercados relevantes insulares, que operan contemporáneamente bajo el mismo contexto normativo. La segunda es que estos mercados operan simultáneamente en condiciones de monopolio (2 islas) y de oligopolio (5 islas). Este hecho nos permite relativizar los resultados obtenidos en los mercados en oligopolio, respecto de los resultados del monopolio.

⁵ Hospital Corp of America v. FTC, 807 F. 2d 1381, 1386 (7th Cir. 1986)

El trabajo tiene la siguiente estructura. La sección 2 expone las principales líneas de investigación que en materia de fusiones y de utilización del estimador *difference-in-difference* existen en la literatura económica. Posteriormente mostramos los datos utilizados (sección 3), para en la sección 4 describir el modelo teórico y los resultados con el estimador en diferencias. La sección 5 desarrolla el modelo teórico y los resultados utilizando el modelo de variaciones conjeturales. Finalmente, el último apartado agrupa las principales conclusiones a las que ha llegado el presente trabajo.

2. Referencias y marco teórico

2.1. El estimador en diferencias

En Economía, la experimentación con las teorías desarrolladas es posible realizarla por dos medios: la simulación o los experimentos naturales. Los primeros, utilizando por ejemplo métodos como el Monte-Carlo, permiten aproximarse a cómo explica la realidad un modelo siguiendo unos supuestos de partida y condiciones determinados. No obstante el segundo consigue un resultado cierto, a partir de un cambio cierto. Pero por desgracia, este último tipo de análisis no es frecuente, dada la baja probabilidad de suceso, aunque determinados cambios legislativos y fusiones entre empresas pueden ser considerados como tales.

En realidad, el término experimento natural hace referencia al análisis que engloba tres condiciones (Lafontaine y Slade, 2005): un cambio exógeno de política; un grupo de observaciones que es afectado por dicho cambio (que denominaremos, grupo de tratamiento); y por último, un grupo que no se ve afectado (que denominaremos, grupo de control). Así, la respuesta diferencial entre estos dos grupos relativo al cambio es utilizada para identificar los efectos del mismo, lo que ha popularizado esta estimación de relación causal como estimador en diferencias (*difference-in-difference*). Su gran ventaja, además de su simplicidad, es el potencial que tiene para evitar muchos de los problemas de endogeneidad que habitualmente se presentan al realizar comparaciones entre individuos heterogéneos (Bertrand *et al.*, 2004).

No obstante, este tipo de análisis también presenta sus limitaciones, siendo la inconsistencia de los errores estándar uno de los principales problemas de esta metodología (aunque en este trabajo en particular no sea así, por los resultados que posteriormente se expondrán). A pesar de ello, la utilización de este tipo de metodología se ha extendido en la literatura económica. Por ejemplo, Bertrand *et al.* (2004) realizan un trabajo en el que analizan la confianza que este tipo de estimadores genera, a partir de un *survey* sobre el uso de los mismos. Los estudios utilizados en

dicho *survey* son principalmente a nivel macroeconómico, pues explican variables en diferencias sobre empleo (18 artículos), salarios (13), gasto sanitario (8), desempleo (6), etc.

A nivel microeconómico, Barron y Umbeck (1984) evalúan los efectos que sobre los precios de la gasolina y el número de horas trabajadas por las estaciones, ha tenido un cambio en la normativa referente a contratos verticales entre mayorista y minorista en el Estado de Maryland (EE.UU.). Dado que este cambio sólo afectó ha dicho Estado, relativizan los precios finales y el número de horas que las estaciones de servicio operaban, estableciendo además de variables que expliquen ambas endógenas, dummies temporales que recojan el cambio normativo. Sus resultados apuntan que los precios finales aumentan y el número de horas trabajadas por la estación disminuye cuando se pasó de un sistema de control de operaciones por la refinería a otro de franquicias.

Barton y Sherman (1984) analizan los efectos que, tanto sobre los precios finales como sobre los beneficios, tuvo la adquisición de dos empresas competidoras por parte de la empresa *Xidex corporation* en los años 70. Utilizando datos de precios relativos (empresas fusionadas *vs* no fusionadas), los resultados demuestran que tanto los precios como los márgenes aumentaron tras las adquisiciones y debido a ellas. Los autores son conscientes que el *benchmark* con el que comparan la subida puede ser precios por encima de los competitivos, matiz importante que habitualmente no es considerado en este tipo de literatura.

Han y Singal (1993) por su parte estudian diversas fusiones que tuvieron lugar entre 1985-1988 en el sector aéreo norteamericano. En este trabajo ya se utiliza, además de la relativización de los datos (grupo de tratamiento y grupo de control), la interacción entre dummies como estimadores en diferencias propiamente dichos. Como los autores señalan, la diferenciación de cada ruta permite analizar independientemente los efectos de las fusiones. Para ello el objetivo principal es analizar cambios en precios entre rutas con fusiones, relativizado con rutas que no han registrado ninguna fusión. Además analizan los efectos que sobre los precios tienen los cambios en la concentración. En su estudio aportan que, dado que en las fusiones se producen tanto ganancias de eficiencia como aumentos de poder de mercado, procuran separar ambos de la siguiente forma: mientras que los primeros se registran sólo en el periodo de fusión efectiva, los segundos tienen lugar desde el propio anuncio del proceso de concentración, por lo que pueden aislar este efecto. La aplicación de esta metodología permitió a Ippolito y Overstreet (1996) comprobar un caso de *Resale Price Maintenance* analizado por la *Federal Trade Commission*, siguiendo tres tipos de teorías, aplicadas *ex ante* y *ex post*.

Por su parte, McCabe (2002) se plantea si las fusiones entre editores de revistas científicas afectan a los precios. Para ello utiliza un análisis *difference-in-difference*, si bien no realizan un

análisis estructural, sino identifican incrementos significativos en precios a través de efectos fijos y dummies para el periodo *pre* y *post* fusiones, comparándolo con el resto de publicaciones que no se ven afectadas por los procesos de concentración. Los datos utilizados son del periodo 1988-1998 para alrededor de 3.000 publicaciones, utilizando los precios de suscripción de las mismas.

Para el sector de la distribución de hidrocarburos, existen dos grandes grupos de estudios sobre los efectos que las fusiones tienen sobre los precios (Simpson y Taylor, 2005): el primero, examina los efectos de varias fusiones en un amplio corte transversal de mercados a lo largo del tiempo, concluyendo que algunas de dichas fusiones aumentaron los precios. Ejemplo de ello es el trabajo realizado por la G.A.O. (2004) o por Chouinard y Perloff (2004). Pero dada la diferente normativa medioambiental en Estados Unidos entre Estados, no parece ser una aproximación correcta.

El segundo bloque considera igualmente los efectos sobre los precios pero de fusiones específicas en un número reducido de mercados, lo que permite aproximar mejor la oferta y *shocks* de demanda locales. En este grupo se encuentra trabajos como el de Hastings (2004) o el de Simpson y Taylor (2005). Este último se centra en los efectos que sobre los precios en el mercado minorista de gasolinas en Michigan (EEUU) tuvo un proceso de fusión, además de diversos hechos técnicos sucedidos (como la ruptura de un oleoducto). La metodología aplicada es la de explicar las diferencias en precios entre las ciudades afectadas y otras no afectadas por la fusión, determinadas como grupos de control, a través de una serie de dummies que recogiesen el efecto de la fusión y los otros hechos mencionados. Los resultados apuntan a que la fusión no ha tenido efectos de subida en los precios minoristas, siendo robusto tanto desde la perspectiva del periodo temporal analizado, como desde cambios en la fecha de comienzo del periodo post-fusión.

2.2. Fusiones

Valorar los efectos de un proceso de concentración horizontal ha sido desarrollado en la literatura económica desde diversas perspectivas. Quizás la más analizada sea la que pretende estudiar el *trade-off* entre las ganancias de eficiencia y el incremento en el poder de mercado resultante, con la consecuente incidencia sobre el bienestar. En esta línea, los trabajos de Farrell y Shapiro (1990), Salant, Switzer y Reynolds (1983), Perry y Porter (1985) o Deneckere y Davidson (1985) constituyen referencias clásicas en las que se analizan las fusiones utilizando modelos clásicos de oligopolio, con diferentes estructuras de costes y características de los

bienes. Parte de estos trabajos se centran también en cuáles son los efectos que las fusiones tienen sobre las variaciones en los niveles de precios.

Sobre este último hecho, en tanto que las fusiones reducen el número de empresas que compiten en la industria, la visión más usual es que éstas tienden a aumentar los precios finales. No obstante, para obtener un mejor conocimiento de los efectos de las fusiones sobre los mismos, es necesario examinarlo bajo distintos modos de competencia y tipos alternativos de eficiencia (Röller *et al.*, 2001). Por ejemplo, empresas con costes unitarios idénticos y sin ganancias de eficiencia tras la concentración (las referencias anteriores describen estos casos) señalan que los precios aumentarán.

Analizando la competencia espacial y las consecuencias derivadas de una fusión, el trabajo teórico de Braid (1999) aporta el estudio de una concentración horizontal entre dos puntos de venta adyacentes en un modelo uni y bi-dimensional, en la línea de los modelos tradicionales de localización (Salop, 1979). Concluye que tanto el precio como los beneficios de las empresas fusionadas aumentan, en tanto que también lo hace la de las empresas cercanas a éstas.

Precisamente sobre los beneficios, muchos de los trabajos anteriores se centran también en su incidencia teórica, aunque existe otra línea basada en la valoración de los beneficios estrictamente contables de las empresas que participan en procesos de fusiones (para un *survey*, véase Röller *et al.*, 2001).

Pero no sólo sobre precios, beneficios, eficiencia o competencia espacial tienen incidencia las concentraciones. La valoración que el mercado de valores realice sobre estos procesos tiene en Eckbo (1983) un trabajo pionero. Éste y otros estudios posteriores analizan los efectos que tienen sobre el bienestar las fusiones horizontales, a partir de los movimientos de los precios de cotización de las acciones de las empresas que participan y también las que no participan en dicha fusión, además de la consideración de las acciones del organismo encargado de la defensa de la competencia.

Otras consecuencias estudiadas se centran sobre las decisiones de inversión y de costes de las empresas (por ejemplo, Pesendorfer, 2003) o también sobre la eficiencia técnica y la productividad (Cuesta y Orea, 2002).

Centrándonos en los resultados de los procesos de fusiones, trabajos seminales como el de Cowling y Waterson (1976) o el de Dansby y Willig (1979), utilizan modelos estáticos de Cournot para mostrar la relación existente entre el margen de beneficios o los beneficios conjuntos de la industria con el índice de *Herfindahl*. Este papel fundamental aportado al índice ha sido trasladado a los principios rectores en el análisis de concentración definidos en las *US merger guidelines*, utilizando el índice como filtro para el análisis (Rey, 2002).

Pero el modelo definido en el presente trabajo no se ciñe en ninguno de estos aspectos descritos, sino sigue la línea definida por trabajos como el Willig *et al.* (1991) o Parker y Röller (1997), fundamentalmente por este último. La idea es la siguiente: en un modelo de competencia a la Cournot, con un bien homogéneo (supuesto sujeto a ciertas matizaciones) y las decisiones de localización de las empresas ya ejecutadas, ¿cómo afecta al nivel de colusión tácita en el mercado la fusión entre dos empresas que conforman la estructura de dicho mercado?

Algunas teorías defienden que existe una relación positiva entre la concentración en el mercado y la probabilidad de colusión entre las empresas (por ejemplo, Davidson y Deneckere, 1984). Si además consideramos los efectos que tienen las restricciones de capacidad, trabajos como el de Compte, Jenny y Rey (2002) o Kühn y Motta (2000) vienen a resumir que las asimetrías entre las empresas generan un efecto pro-competitivo en los mercados, y disminuyen la probabilidad de colusión tácita en los mismos (y viceversa).

A pesar de la crítica expresada por Corts (1999) sobre la utilización de la metodología del parámetro de conducta para la medición del poder de mercado, trabajos como el de Slade (1986), Parker y Röller (1997) o más recientemente Coloma (2002), apuestan por el uso de esta metodología para describir variaciones en el comportamiento de las empresas en un mercado, ante variaciones en alguno de los parámetros básicos del mismo. De hecho, este último trabajo analiza el efecto de la fusión Repsol-YPF sobre el mercado de gasolinas en Argentina, estableciendo como resultado fundamental que la estructura del mercado varía antes y después de la fusión: de un modelo de competencia a la Cournot a otro en la que la nueva compañía es líder en precios en el mercado.

Respecto a nuestro trabajo, el parámetro que varía es el número de empresas que existen en el mercado y nuestro objetivo es determinar si el comportamiento promedio de estas empresas varía entre estos dos periodos (antes y después de la fusión). Para ello, las ventajas de los datos y del modelo ya descritas en la introducción nos permitirán analizar de una forma más eficiente los resultados obtenidos. Previo a este cálculo, realizaremos la aproximación a los efectos de la fusión por medio del estimador *difference-in-difference*, determinando la incidencia sobre los precios finales y, por último, comparar los resultados con la metodología de variaciones conjeturales.

3. Datos

El mercado canario de hidrocarburos presenta ciertas particularidades que le diferencian del resto del mercado nacional. Dichas diferencias podemos resumirlas como sigue: en primer lugar, una mayor experiencia liberalizadora. En segundo lugar, un nivel de precios minoristas inferior

al resto del territorio nacional, derivado de una fiscalidad más laxa. Y en tercer lugar, la mencionada característica de una estructura de mercado que presenta islas en oligopolio y en monopolio simultáneamente (para una mayor descripción del mercado, véase Perdiguero y Jiménez, 2008).

Respecto a los datos utilizados, éstos tienen una periodicidad mensual, desagregados a nivel insular, y transcurren entre septiembre de 2003 y diciembre de 2005, ambos inclusive. La fusión entre DISA y SHELL fue aceptada por el Tribunal en diciembre de 2004.

Los precios utilizados son la media mensual del precio de la gasolina sin plomo (98, 97 y 95 octanos) por isla, en céntimos de euro, mientras que la cantidad es el volumen total vendido por los distribuidores minoristas en cada isla y en cada uno de los meses, expresado en metros cúbicos.

La cotización de la gasolina refinada en el mercado de Rotterdam ha sido obtenida de los anuarios estadísticos de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEP), y se trata del precio medio spot de la gasolina refinada de 95 octanos fijado en dicho mercado, medido en céntimos de euro por litro. La población y el número de pasajeros entrados en avión han sido facilitados por el Instituto Canario de Estadística y por Aeropuertos Españoles y Navegación Aérea, respectivamente; en tanto que los costes de almacenamiento, expresados en céntimos de euro por litro, han sido calculados a partir de datos publicados en la web de la CNE. El cuadro siguiente muestra algunos estadísticos descriptivos de estas variables.

Cuadro 1: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Variables	Observaciones	Media	Desviación	Mínimo	Máximo
Precio	196	66,86	6,94	57,2	82,4
Cantidad	196	9316,16	11546,2	221	32953,9
Población	196	276455,7	339473,3	10071	838877
Turistas	196	187882,6	181902,3	843	579963
Matriculaciones	196	1165,5	1432,8	14	4592
Cotización Rotterdam	196	32,51	7,89	21,09	51,77
Coste de transporte	196	1,89	0,39	1,27	2,25

Fuente: Elaboración propia.

4. Estimador en diferencias

4.1. Metodología

Como comentamos anteriormente, el estimador en diferencias (*difference-in-difference*) analiza el impacto que un experimento natural tiene sobre un grupo de tratamiento, respecto de otro de control que no se ha visto afectado por dicha modificación. En nuestro caso el grupo de tratamiento son las cinco islas en oligopolio sobre las que la fusión ha tenido efectos en las cuotas y concentraciones en el mercado, en tanto que las islas en monopolio de DISA (La Gomera y El Hierro) constituyen el grupo de control.

Para implementar el estimador en diferencias especificamos una ecuación de precios lineal como la siguiente:

$$p_{ts} = \beta_0 + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 D_cambioestructura + \beta_5 Dif - in - dif + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h \quad (1)$$

Donde $D_cambioestructura$ es una variable dummy que toma el valor 1 si es una observación tomada tras la fusión y 0 para el periodo anterior; mientras que la variable $Dif - in - dif$ es el producto de la dummy de cambio de estructura, con otra dummy de estructura (que toma el valor 1 si es isla en oligopolio y 0 en monopolio). Por tanto esta variable estimada toma valor 1 para aquellas observaciones que corresponden a isla en oligopolio tras la fusión.

De esta forma, el estimador se define como la diferencia en el resultado medio en el grupo de tratamiento antes y después del cambio menos la diferencia en el resultado medio en el grupo de control antes y después de dicho cambio (la fusión).

Para mejorar los resultados, además del estimador anterior en términos generales para todas las islas oligopólicas, hemos estudiado la posibilidad que la fusión aumentase los precios de forma diferente por islas. Para controlar este efecto, estimamos la ecuación de precios incluyendo la variable producto entre la dummy de isla y cambio de estructura, como se verá a continuación.

$$p_{ts} = \beta_0 + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 D_cambioestructura + \beta_5 D_cambioestructura * ISLA + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h \quad (2)$$

Los resultados de las anteriores especificaciones se encuentran en el siguiente apartado.

4.2. Resultados econométricos

El Cuadro 2 nos recoge la estimación para el modelo *difference-in-difference* descrito en la ecuación (1), utilizando una estimación de mínimos cuadrados en 2 etapas e instrumentalizando la variable cantidad, a través del nivel de población, la matriculación de vehículos y las entradas de turistas.

Como se puede comprobar, la estimación conjunta del modelo es correcta, presentando una bondad del ajuste de 0,96 y siendo todas las variables presentadas (se han excluido de la tabla los efectos fijos temporales) significativas al 1 por ciento, excepto la correspondiente al estimador *difference-in-difference*.

Este hecho, y teniendo en cuenta que el estimador de cambio de estructura es igualmente significativo, nos señala que, por una parte, el proceso de concentración entre las empresas DISA-SHELL no ha tenido efectos sobre los precios, considerando las islas en oligopolio respecto a las de monopolio, derivado de la no significatividad de dicho estimador.

Pero por otra parte, la dummy que recoge el efecto que el cambio de estructura ha tenido sobre los precios medios de la gasolina en Canarias, señala que los precios han aumentado en todas las islas tras la fusión, y ello se debe no al propio proceso de concentración, sino a otra serie de factores exógenos no recogidos por las variables incluidas en el modelo.

Cuadro 2: ESTIMACIÓN MÍNIMOS CUADRADOS EN 2 ETAPAS. VARIABLES INSTRUMENTALES. ESTIMADOR DIF-IN-DIF	
Nº de observaciones = 196	
Variable endógena: P_{ts}	
Variable instrumentada: Cantidad = f (población, matriculación y turistas)	Parámetro ¹
Constante	40.801*** (39.69)
Cantidad	-.00003*** (-2.64)
Coste de transporte	0.239*** (3.13)
Gasolina Spot	0.7199*** (29.18)
Dummy cambio estructura	2.466*** (5.17)
Estimador Difference-in-difference	-0.265 (-0.60)
R^2	0.9632
$F(16,179)$	292.40*** (0.0000)

¹ Estadístico *t* entre paréntesis. Niveles de confianza (* 90%, ** 95%, *** 99%)
No se presentan los efectos fijos de mes

Como describimos anteriormente, repetimos el análisis considerando cambios en los precios medios derivados de la fusión, para cada isla. Esto se recoge en la ecuación (2), a través del parámetro estimado β_5 .

Las estimaciones correspondientes se incluyen en el Cuadro 3, realizado con la misma metodología anterior. Al igual que antes, la significatividad conjunta del modelo es correcta, la bondad del ajuste es elevada (0,96) y todas las variables estimadas son significativas al 1 ó 5 por ciento, excepto las relativas al estimador en diferencias por islas.

La conclusión es la misma. La fusión no aumenta los precios en las islas en oligopolio, siquiera en un estudio pormenorizado a nivel insular de la misma, pero los precios aumentan para el conjunto del periodo *post-fusión* en todas las islas.

Cuadro 3: ESTIMACIÓN MÍNIMOS CUADRADOS EN 2 ETAPAS. VARIABLES INSTRUMENTALES. ESTIMADOR DIF-IN-DIF (por isla)	
Nº de observaciones = 196	
Variable endógena: P_{ts}	
Variable instrumentada: Cantidad = f (población, matriculación y turistas)	Parámetro ¹
Constante	40.836 *** (39.34)
Cantidad	-0.000036** (-2.21)
Coste Transporte	0.2375*** (2.91)
Gasolina Spot	0.719967*** (29.05)
Dummy cambio estructura	2.440*** (5.08)
D-in-D Gran Canaria	0.0431 (0.07)
D-in-D Tenerife	-0.3358 (-0.55)
D-in-D Fuerteventura	-0.2816 (-0.47)
D-in-D La Palma	-0.6562 (-1.17)
D-in-D Lanzarote	0.0905 (0.15)
R^2	0.9636
$F(20,175)$	231.89 (0.0000)

¹ Estadístico *t* entre paréntesis. Niveles de confianza (* 90%, ** 95%, *** 99%)
No se presentan los efectos fijos de mes

Por tanto, el estimador *difference-in-difference* nos señala que la fusión no ha tenido efectos sobre los precios medios finales de la gasolina en Canarias, aunque los precios hayan aumentado en todas las islas, por causas aparentemente exógenas al modelo. En consecuencia, y siguiendo este estimador, la decisión del Tribunal de Defensa de la Competencia de aprobar la concentración fue correcta.

5. Variaciones conjeturales

5.1. Metodología

El desarrollo teórico del modelo de variación conjetural sigue las referencias de Parker y Röller (1997) ó Fageda (2006), aunque más recientemente el trabajo de Perdiguero y Jiménez (2008), en el que se encuentra una descripción pormenorizada de la metodología. Al igual que en dicho estudio, en el presente trabajo consideramos el bien homogéneo (gasolina), basándonos en el supuesto de que los consumidores eligen entre las diferentes marcas existentes en el mercado, y no entre las diferentes estaciones de servicio. Además, el mercado canario presenta ciertas peculiaridades que hacen menos restrictivo el sesgo obtenido por este supuesto, a saber: i) las diferentes compañías ofrecen una tipología similar de servicios; ii) la localización de las compañías en las vías rápidas (escasas en Canarias) o las zonas urbanas e interurbanas es muy similar; iii) sólo en 1 de los 88 municipios de las islas hay una única compañía (excepto en las islas en monopolio); y por último, iv) la representación de las marcas se ha mantenido estable en la última década. Debido a lo anterior, el análisis de la competencia antes y después de la fusión se realizará en términos promedio para los mercados insulares.

De forma genérica el modelo de variaciones conjeturales empleado tiene las siguientes características. Suponemos que las empresas se enfrentan a la siguiente función de demanda:⁶

$$p_{ts} = f \left(\sum_{i=1}^{N_s} q_{its}, Z_{ts} \right) \quad (3)$$

Es decir, el precio medio que fijarán las empresas en el momento t en el mercado s (cada isla, en nuestro caso) (p_{ts}) depende del sumatorio de la cantidad vendida por cada empresa en

⁶ El desarrollo del modelo estructural se ha resumido íntegramente del trabajo de Perdiguero y Jiménez (2008).

el momento t y en la isla s $\left(\sum_{i=1}^{N_s} q_{its} \right)$, así como de una serie de factores exógenos conocidos y recogidos en Z_{ts} .

La función de costes de cada una de las empresas tiene la siguiente expresión:

$$C_{its} = F_{its} + C^{vc}(q_{its}, \varpi_{its}) \quad (4)$$

siendo los costes totales de la empresa i en el momento t y en el mercado s , la suma de un coste fijo (F_{its}), y un coste variable (C^{vc}). Dichos costes variables dependerán de la cantidad vendida por la empresa (q_{its}) y de una serie de factores exógenos y conocidos por ésta (ϖ_{its}).

De esta forma, la función que maximizaría cada empresa es igual a:

$$\text{Max}_{q_{its}} \Pi_{its} = p_{ts} \left(\sum_{i=1}^{N_s} q_{its}, Z_{ts} \right) q_{its} - F_{its} - C^{vc}(q_{its}, \varpi_{its}), \quad (5)$$

donde la condición de equilibrio de primer orden viene dada por la siguiente expresión:

$$\lambda \frac{\partial p_{ts}(\cdot)}{\partial Q_{ts}} q_{its} + p_{ts}(\cdot) - CM_{its}(\cdot) = 0 \quad (6)$$

siendo Q_{ts} la cantidad total vendida en el momento t y en la isla s , y $CM_{its}(\cdot)$ el coste marginal de cada empresa, en un momento temporal e isla determinados, es decir:

$$CM_{its} = \frac{\partial C^{vc}}{\partial q_{its}}$$

El parámetro λ viene determinado por cuál es la variación en la cantidad ofrecida de las otras empresas ($j \neq i$), cuando la empresa i varía su oferta particular, lo que se denomina habitualmente en la literatura como variación conjetural. Dependiendo de cómo sea esta variación, estaremos en el modelo de competencia perfecta ($\lambda = 0$), de Cournot ($\lambda = 1$) o en monopolio ($\lambda = N_s$), siendo N_s el número de empresas existentes en la isla s .

El supuesto relativo a que las empresas son totalmente simétricas e iguales en su comportamiento estratégico en cada mercado (isla), implica la igualdad en el parámetro de variación conjetural para todas ellas. A partir de aquí, agregando para el conjunto de empresas por islas y suponiendo igualdad en los costes marginales, llegamos a la siguiente expresión:

$$\theta \frac{\partial p_{ts}(\cdot)}{\partial Q_{ts}} Q_{ts} + p_{ts}(\cdot) - CM_{ts}(\cdot) = 0, \quad \forall i \quad (7)$$

donde $\theta = \frac{\lambda}{N_s}$ nos mide el parámetro de conducta promedio. Este parámetro está comprendido entre 0 y 1, y su significado es el siguiente: $\theta = 0$, comportamiento de competencia perfecta; $\theta = \frac{\lambda}{N_s}$, comportamiento de competencia à la Cournot; $\theta = 1$, comportamiento de colusión perfecta.

Para implementar de forma empírica el modelo teórico descrito con anterioridad, y recordando la simetría entre las empresas por islas, utilizamos la siguiente función de demanda no lineal:

$$\log Q_{ts} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{ts} + \alpha_2 Pob_{ts} + \alpha_3 Turistas_{ts} + \alpha_4 Matriculaciones_{ts} + \sum_{h=1}^{11} \alpha_h MES_h + \sum_{s=1}^6 \alpha_s ISLA_s + \varepsilon_{ts} \quad (8)$$

donde $\log Q_{ts}$ es el logaritmo de la cantidad total vendida por las empresas en la isla s en el momento t , y que depende del precio medio fijado (p_{ts}); de la variable Pob_{ts} , que nos mide el número de habitantes en cada isla en el año; del número de pasajeros entrados en avión, $Turistas_{ts}$; y de los coches matriculados, $Matriculaciones_{ts}$. Igualmente introduciremos variables dummy por isla y por mes, que nos permitan explicar las particularidades de consumo de cada isla así como las pautas estacionales en dicho consumo.

Si trasladamos la anterior función de demanda, a la ecuación de equilibrio del modelo (7), podemos simplificar esta última, que pasaría a ser:

$$\frac{\theta}{\alpha_1} + p_{ts}(\cdot) - CM_{ts} + v_{ts} = 0 \quad (9)$$

donde CM_{ts} vendría explicado por la siguiente ecuación:

$$CM_{ts} = \beta_0 + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 Tiempo_t + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h + \omega_{ts} \quad (10)$$

Donde el coste marginal de las empresas situadas en la isla s en el momento t (CM_{ts}), depende de la cantidad vendida en la isla s en el momento t ; de la cotización de la gasolina

refinada de 95 octanos en el mercado spot de Rotterdam durante ese mes ($GasolinaSpot_t$); y del coste de transporte en cada una de las islas ($CosteTransporte_{ts}$); y una tendencia temporal que nos recogerá el posible incremento o descenso de otros elementos del coste marginal, diferentes a los anteriores. Por último, incluimos una variable dummy por mes, que recoge diferencias estacionales en el coste marginal.

Si introducimos el coste marginal en la ecuación (9), obtenemos:

$$p_{ts} = \beta_0 + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 Tiempo_t + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h - \frac{\theta}{\alpha_1} + \xi_{ts} \quad (11)$$

Si suponemos que el parámetro de conducta en las dos islas en monopolio es igual a 1 en el periodo anterior a la fusión ($\theta_{antes}^M = 1$), la anterior ecuación la podemos reescribir de la siguiente manera:

$$p_{ts} = \beta_0 + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 Tiempo_t + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h - \frac{D_{antes}^M}{\alpha_1} - \frac{D_{despues}^M \theta_{despues}^M}{\alpha_1} - \frac{D_{antes}^{NM} \theta_{antes}^{NM}}{\alpha_1} - \frac{D_{despues}^{NM} \theta_{despues}^{NM}}{\alpha_1} + \xi_{ts} \quad (12)$$

Donde D_{antes}^M , $D_{despues}^M$, D_{antes}^{NM} y $D_{despues}^{NM}$ son variables dummy que toman valor 1 para las islas en monopolio y en oligopolio antes y después del momento de la fusión respectivamente. Los términos constantes de las islas en monopolio y en oligopolio, vendrían determinados por las siguientes expresiones:

$$\begin{aligned} co_{antes}^M &= \beta_0 - \frac{1}{\alpha_1} & co_{despues}^M &= \beta_0 - \frac{\theta_{despues}^M}{\alpha_1} \\ co_{antes}^{NM} &= \beta_0 - \frac{\theta_{antes}^{NM}}{\alpha_1} & co_{despues}^{NM} &= \beta_0 - \frac{\theta_{despues}^{NM}}{\alpha_1} \end{aligned}$$

Para poder identificar de forma adecuada el término constante, como señala Fageda (2006), debemos sumar y restar los términos $\frac{D_{despues}^M}{\alpha_1}$, $\frac{D_{antes}^{NM}}{\alpha_1}$ y $\frac{D_{despues}^{NM}}{\alpha_1}$ a la ecuación de precios, con lo que quedaría de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 p_{ts} = & \beta_0 + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 Tiempo_t + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h - \\
 & \frac{D_{antes}^M}{\alpha_1} - \frac{D_{despues}^M \theta_{despues}^M}{\alpha_1} - \frac{D_{antes}^{NM} \theta_{antes}^{NM}}{\alpha_1} - \frac{D_{despues}^{NM} \theta_{despues}^{NM}}{\alpha_1} + \\
 & + \frac{D_{despues}^M}{\alpha_1} - \frac{D_{despues}^M}{\alpha_1} + \frac{D_{antes}^{NM}}{\alpha_1} - \frac{D_{antes}^{NM}}{\alpha_1} + \frac{D_{despues}^{NM}}{\alpha_1} - \frac{D_{despues}^{NM}}{\alpha_1} + \xi_{ts}
 \end{aligned} \tag{13}$$

Por lo que la ecuación de precios puede ser reformulada de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 p_{ts} = & co + \beta_1 Q_{ts} + \beta_2 GasolinaSpot_t + \beta_3 CosteTransporte_{ts} + \beta_4 Tiempo_t + \\
 & + \sum_{h=1}^{11} \beta_h MES_h + D_{despues}^M \gamma_1 + D_{antes}^{NM} \gamma_2 + D_{despues}^{NM} \gamma_3 + \xi_{ts}
 \end{aligned} \tag{14}$$

Donde

$$\gamma_1 = \frac{1 - \theta_{despues}^M}{\alpha_1} \qquad \gamma_2 = \frac{1 - \theta_{antes}^{NM}}{\alpha_1} \qquad \gamma_3 = \frac{1 - \theta_{despues}^{NM}}{\alpha_1}$$

y

$$co = \beta_0 - \frac{1}{\alpha_1}$$

Con esta especificación podemos estimar los parámetros de conducta tanto de las islas en monopolio tras el proceso de fusión ($\theta_{despues}^M$), como los parámetros de las islas en oligopolio antes y después del proceso de fusión (θ_{antes}^{NM} y $\theta_{despues}^{NM}$), que vendrían dados por las siguientes expresiones:

$$\theta_{despues}^M = 1 - (\gamma_1 \alpha_1)$$

$$\theta_{antes}^{NM} = 1 - (\gamma_2 \alpha_1)$$

$$\theta_{despues}^{NM} = 1 - (\gamma_3 \alpha_1)$$

El resultado obtenido a partir de estos parámetros nos medirá por un lado si efectivamente las dos islas en monopolio se comportan como tal en el periodo posterior a la fusión. Por otro lado, los parámetros de las islas en oligopolio antes y después del proceso de fusión nos mostrarán las diferencias de comportamiento respecto a las islas en monopolio, y la existencia o no de algún cambio de comportamiento debido al proceso de fusión en las islas en oligopolio.

5.2. Resultados econométricos

El Cuadro 4 presenta la estimación de las ecuaciones (8) y (14) de forma simultánea a través de mínimos cuadrados en tres etapas no lineales. Como puede observarse, casi todas las variables incluidas son significativas al 1 por ciento, incluidas las dummies necesarias para la obtención del parámetro antes y después del proceso de fusión para las islas en oligopolio. Respecto a la variable dummy que nos identificará el parámetro posterior a la fusión en las islas en monopolio resulta no significativa, lo que nos indica que no existe una diferencia significativa en el comportamiento de las islas en monopolio antes y después de la fusión.

En cuanto a la ecuación de demanda, podemos observar como la variable precio es negativa y significativa al 1 por ciento, mostrando una elasticidad de la demanda media igual a -0.46, muy similar a lo mostrado por la evidencia empírica publicada en la literatura (véase Dahl y Sterner, 1991). Igualmente podemos observar como la población y los turistas ejercen un efecto positivo sobre las cantidades vendidas en el mercado, mientras que el número de matriculados no parece tener ningún efecto significativo. Este hecho se debe muy probablemente al hecho de que esta variable no recoge las bajas de vehículos por lo que tiene un componente cíclico muy potente, efecto que ya recogen los efectos fijos de tiempo en la estimación.

En la ecuación de precios por su parte podemos ver como tanto el precio mayorista internacional como los costes de transporte incrementan en coste marginal y consecuentemente el precio del mercado. Se debe señalar que parecen existir ligeras economías de escala en el coste marginal ya que la variable de la cantidad resulta negativa y significativa al 1 por ciento.

Cuadro 4: ESTIMACIÓN MÍNIMOS CUADRADOS EN TRES ETAPAS NO LINEALES

Nº de observaciones = 196

	Parámetro ¹	z-Student ²
Función de Demanda. Variable endógena = $\log(Q_{ts})$		
Constante	6.315*** (0.144)	43.95 (0.000)
P_{ts}	-0.007*** (0.002)	-3.56 (0.000)
Población _{ts}	9.15e-06*** (0.000)	8.54 (0.000)
Turistas _{ts}	1.40e-06*** (0.000)	5.43 (0.000)
Matriculaciones _{ts}	0.00002 (0.00004)	0.39 (0.697)
R^2	0.99	
χ^2	22392.63*** (0.0000)	
Ecuación de Precios Variable endógena = P_{ts}		
Constante	44.032*** (0.000)	36.42 (0.000)
DM_{despues}	0.079 (0.418)	0.19 (0.851)
DNM_{antes}	-2.335** (1.022)	-2.29 (0.022)
DNM_{despues}	-2.431** (1.069)	-2.27 (0.023)
Q_{ts}	-0.00007*** (0.00002)	-4.02 (0.000)
Gasolinas _{pot} _t	0.444*** (0.031)	14.14 (0.000)
CosteTransporte _{ts}	0.796*** (0.245)	3.25 (0.001)
Tiempo _t	0.390*** (0.036)	10.84 (0.000)
R^2	0.98	
χ^2	8478.05*** (0.0000)	

¹ Desviación Estándar entre paréntesis. Niveles de confianza (* 90%, ** 95%, *** 99%)

² Valor de la probabilidad entre paréntesis.

No se presentan los efectos fijos de isla y mes.

Aplicando las fórmulas para la obtención de los diferentes parámetros de conducta, los resultados apuntan en primer lugar que el comportamiento de las islas en monopolio no varía a lo largo del periodo y que como cabría esperar es igual a 1, equilibrio de monopolio. Igualmente

cabe señalar que el comportamiento en las islas en oligopolio es muy cercano a la colusión perfecta, no pudiendo rechazar tal comportamiento al 5 por ciento, ni antes ni después de la fusión, con un valor de 0,98 ($\theta_{antes}^{NM} = \theta_{despues}^{NM} = 0,98$). Igualmente no podemos rechazar estadísticamente que ambos parámetros sean iguales.

Cuadro 5: PARÁMETROS DE CONDUCTA ANTES Y DESPUÉS DE LA FUSIÓN		
Parámetros	Valor	z-student ¹
$\theta_{despues}^M$	1.00	
$\theta_{despues}^M = 0$		120758.99*** (0.0000)
$\theta_{despues}^M = 1$		0.04 (0.8509)
θ_{antes}^{NM}	0.98	
$\theta_{antes}^{NM} = 0$		13866..89*** (0.0000)
$\theta_{antes}^{NM} = 1/6 = 0.16$		9723.66*** (0.0000)
$\theta_{antes}^{NM} = 1$		3.70* (0.0543)
$\theta_{despues}^{NM}$	0.98	
$\theta_{despues}^{NM} = 0$		12690.85*** (0.0000)
$\theta_{despues}^{NM} = 1/5 = 0.2$		8896.69*** (0.0000)
$\theta_{despues}^{NM} = 1$		3.68* (0.0552)
$\theta_{antes}^{NM} = \theta_{despues}^{NM}$		0.07 (0.7892)

¹ Desviación Estándar entre paréntesis. Niveles de confianza (* 90%, ** 95%, *** 99%)

¿Qué implicaciones tiene este resultado? Pues, al igual que sucediese en el caso seguido por las autoridades estadounidenses *Du-pont* en 1957 y crease la denominada “falacia del celofán”, la utilización del estimador *difference-in-difference* conjuntamente con el cálculo de la variación conjetural nos ha permitido extraer una conclusión relevante: para determinar el nivel de cambio en la variable relevante (en este caso, los precios), debe tenerse muy presente el nivel de competencia existente en el mercado en ese momento. Calcular o simular los precios posteriores a la fusión no son válidos si dicho análisis no incluye cuál es la situación y modificación en la estructura del mercado descrito.

Así, tal y como adelantamos inicialmente, el tercer objetivo del trabajo era comparar las dos metodologías. Mientras que con la primera (la del estimador) la aprobación de la fusión por parte del Tribunal parecía ser correcta, dados los efectos que sobre los precios ha tenido, la segunda metodología nos señala el hecho contrario, dado que explicita que no ha habido cambio sobre los precios, precisamente derivado del bajo nivel de competencia existente en este mercado.

6. Conclusiones

El análisis económico de las fusiones es uno de los elementos más complejos de la defensa de la competencia, ya que no se analiza qué ha ocurrido en el mercado, sino qué puede ocurrir en el mismo. Además hay que tener en cuenta que las fusiones conllevan efectos opuestos sobre los consumidores: si por un lado pueden generar mejoras de eficiencias que se trasladen en menores precios, por otro lado la eliminación de un competidor puede facilitar los acuerdos colusivos.

Una de las metodologías utilizadas para aproximar el efecto de las fusiones es la implementación de experimentos naturales, especialmente a través del estimador en diferencias. Para su implementación necesitamos un cambio exógeno en el mercado, un grupo que no se vea afectado por este cambio (el grupo de control) y un grupo afectado por el cambio. Con esta metodología podemos observar cómo afecta el cambio producido en el mercado, controlando el hecho de que el grupo de control no se ve afectado por este cambio.

La aplicación de esta metodología al mercado minorista canario de gasolina nos muestra cómo la fusión entre las compañías DISA y SHELL no afecta significativamente a los precios minoristas. Este resultado puede parecer sorprendente teniendo en cuenta que eran las dos principales compañías en el mercado con elevadas cuotas de mercado cada una de ellas. Según estos resultados la decisión del Tribunal de Defensa de la Competencia de permitir la operación sería correcta ya que no genera ningún perjuicio a los consumidores.

Sin embargo, existe una explicación alternativa para el resultado obtenido por el estimador en diferencias. La falta de competencia en el mercado puede provocar que tras la operación de fusión los precios no aumenten, debido a que ya se encontraban en los precios de maximización conjunta de beneficios, es decir en un equilibrio de monopolio perfecto. Para testar esta posibilidad implementamos un modelo de variaciones conjeturales, que debido a las características del mercado canario de la gasolina nos permite observar empíricamente la diferencia de comportamiento entre las islas en monopolio y en oligopolio, así como el posible cambio de comportamiento en estas últimas tras la fusión. Los resultados econométricos

muestran que no podemos rechazar que el comportamiento medio de las empresas que operan en los mercados en oligopolio sea de monopolio perfecto, tanto antes como después de la fusión. Por tanto, los precios minoristas de la gasolina en Canarias no se ven afectados por la fusión DISA-SHELL porque con anterioridad a la fusión ya se aplicaban los precios que maximizaban los beneficios de forma conjunta. Por tanto la nueva empresa no tiene ningún incentivo a incrementar los precios tras la operación.

Como conclusión de política económica debemos señalar que la venta de los activos de SHELL podría haber supuesto una buena oportunidad para incrementar la competencia en este mercado concreto. En la aplicación de la legislación sobre competencia para este caso, los resultados del trabajo apuntan a que, dado que las propias empresas argumentaban que no existían ganancias de eficiencia derivadas de la fusión y a que DISA es la operadora con mayor cuota de mercado en el Archipiélago, la compra de los activos de SHELL podría haberse derivado hacia otra operadora con menor presencia en el mercado o incluso hacia operadores independientes de nueva instalación.

7. Bibliografía

- Barron, J.M. y J.R. Umbeck (1984): "The effects of different contractual arrangements: the case of retail gasoline markets", *Journal of Law & Economics*, vol. XXVII, 313-328.
- Barton, D.M. y R. Sherman (1984): "The price and profit effects of horizontal merger: a case study", *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 33, No. 2, December, pp. 165-177.
- Bertrand, M., E. Duflo y S. Mullainathan (2004): "How much should we trust differences-in-differences estimates?", *The Quarterly Journal of Economics*, 119, 249-275.
- Borrell, J.R. y J.L. Jiménez (2008): "The drivers of antitrust effectiveness", *Hacienda Pública Española*, próxima publicación.
- Braid (1999): "The price and profit effects of horizontal mergers in two-dimensional spatial competition", *Economic Letters*, 62, pp. 113-119.
- Chouinard, H. y J. Perloff (2004): "Incidence of federal and state gasoline taxes", *Economic Letters*, vol. 83, pp. 55-60.
- Coloma, G. (2002): "The effect of the Repsol-YPF merger on the gasoline market", *Review of Industrial Organization*, 21, pp. 399-418.
- Compte, O., F. Jenny y P. Rey (2002): "Capacity constraints, mergers and collusion", *European Economic Review*, Volume 46, Issue 1, pp. 1-29.
- Consejería de Industria, Comercio y Nuevas Tecnologías (2004): *Las estrategias para mejorar la competencia en el sector de los combustibles en Canarias*. Gobierno de Canarias. Septiembre de 2004. Islas Canarias.
- Corts, K.S. (1999): "Conduct parameters and the measurement of market power", *Journal of Econometrics*, 88, pp. 227-250.
- Cowling, K. y Waterson, M. (1976): "Price-cost margins and market structure", *Economica*, 43, pp. 267-274.
- Cuesta, R. A. y L. Orea (2002): "Mergers and technical efficiency in Spanish savings banks: a stochastic distance function approach", *Journal of Banking & Finance*, 26, pp. 2231-2247.
- Dahl, C., y T. Sterner (1991) "Analysing gasoline demand elasticities: a survey" *Energy Economics*, Vol.13, nº 3, pp. 203-210.
- Dansby, E. y R. Willig (1979): "Industry performance gradient indexes", *American Economic Review*, 69, pp. 249-260.
- Davidson, C. y R. Deneckere (1984): "Horizontal mergers and collusive behavior", *International Journal of Industrial Organization*, 2(2), June, pp. 117-132.
- Deneckere, R. y C. Davidson (1985): "Incentives to form coalitions with Bertrand competition", *Rand Journal of Economics*, 16, pp. 473-486.

- Eckbo, B.E. (1983): "Horizontal mergers, collusion and stockholder wealth", *Journal of Financial Economics*, 11, pp. 241-273.
- Fageda, X. (2006), "Measuring conduct and cost parameters in the Spanish air transport market", *Review of Industrial Organization*, Vol 28, n° 4, pp. 379-99.
- Farrell, J. y C. Shapiro (1990): "Horizontal mergers: an equilibrium analysis", *American Economic Review*, 80 (1), March 1990, pp. 107-126.
- Han Kim, E. y V. Singal (1993): "Mergers and market power: evidence from the airline industry", *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, June, pp. 549-569.
- Hastings, J. (2004): "Vertical relationships and competition in retail gasoline markets: empirical evidence from contract changes in Southern California", *The American Economic Review*, 94, pp 317-328.
- Ippolito, P. y T. Overstreet (1996): "Resale Price Maintenance: An Economic Assessment of the Federal Trade Commission's Case against the Corning Glass Works", *Journal of Law and Economics*, Vol. 39, No. 1. (Apr., 1996), pp. 285-328.
- Kühn, K.-U. y M. Motta (2002): "The economics of joint dominance and the coordinated effects of mergers", *mimeo*, University of Michigan.
- Lafontaine, F. y M. Slade (2005): "Exclusive contracts and Vertical restraints: empirical evidence an public policy" forthcoming, *Handbook of Antitrust Economics*, Paolo Buccirossi (ed.) Cambridge: MIT Press.
- McCabe, M.J. (2002): "Journal pricing and mergers: a portfolio approach", *The American Economic Review*, Vol. 92, n 1, march, 259-269.
- Parker, P. y L.-H. Röller (1997): "Collusive conduct in duopolies: multimarket contact and cross-ownership in the mobile telephone industry", *RAND Journal of Economics*, Vol. 28, n° 2, pp. 304-322.
- Perdiguero, J. y J.L. Jiménez (2008): "¿Competencia o colusión en el mercado de gasolina? Una aproximación a través del parámetro de conducta", *Revista de Economía Aplicada*, próxima publicación.
- Pesendorfer, M. (2003): "Horizontal mergers in the paper industry", *RAND Journal of Economics*, Vol. 34, n° 3, Autumn, pp. 495-515.
- Perry, M. y R. Porter (1985): "Oligopoly and the incentive for horizontal merger", *American Economic Review*, 75, pp. 219-227.
- Pinske, J. y M. E. Slade (2004): "Mergers, brand competition, and the price of a pint", *European Economic Review*, 48, pp. 617-643.
- Rey, P. (2002): "Towards a theory of competition policy", *Mimeo*, IDEI, University of Toulouse.
- Röller, L-H, J. Stennek y F. Verboven (2001): "Efficiency gains from mergers", *European Economy*, n°5, Brussels.

- Salant, S.W., S. Switzer y R.J. Reynolds (1983): "Losses from horizontal merger: the effects of an exogenous change in industry structure on Cournot-Nash equilibrium", *Quarterly Journal of Economics*, 98(2), May, pp. 185-199.
- Salop, S. (1979): "Monopolistic competition with outside goods", *The Bell Journal of Economics*, vol. 10, n° 1, pp. 141-156.
- Simpson, J. y C. T. Taylor (2005): "Michigan gasoline pricing and the Marathon-Ashland and Ultramar Diamond Shamrock transaction", *Working Paper n 278*, Federal Trade Commission.
- Slade, M.E. (1986): "Conjectures, firms characteristics, and market structure: an empirical assessment", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 4, pp. 347-370.
- Slade, M.E. (2006): "Merger simulations of unilateral effects: what can we learn from the UK Brewing Industry?", *mimeo*. University of Warwick.
- United States Government Accountability Office (2004): *Effects of mergers and market concentration in the U.S. petroleum industry*. Washington D.C.
- Willig, R.D., S.C. Salop y F.M. Scherer (1991): "Merger analysis, industrial organization theory, and merger guidelines", *Brooking Paper on Economic Activity*. Microeconomics, pp. 281-332.