

ECONOMIC **D**ISCUSSION **P**APERS

EDP 2/2012

**Efecto de la estructura de mercado de los centros
comerciales españoles sobre los precios de los
bienes al por menor**

José Eduardo Castro, Luis Orea



Departamento de Economía



Universidad de Oviedo

Efecto de la estructura de mercado de los centros comerciales españoles sobre los precios de los bienes al por menor

José Eduardo Castro *
Universidad de Oviedo

Luis Orea
Universidad de Oviedo

Resumen

El objetivo del artículo es determinar el efecto que tiene la estructura de mercado de los centros comerciales españoles sobre el precio de los bienes ofrecidos al consumidor final. Para lograr este objetivo se revisan los diversos modelos económicos teóricos que arrojan luces acerca de los determinantes del precio y se estiman varias especificaciones alternativas de un modelo precio-concentración. La estimación utiliza datos e información de los mercados locales españoles disponibles en los informes anuales de La Caixa y de la OCU. Los resultados de las estimaciones ponen de manifiesto que el aumento en la concentración del comercio minorista español afecta positivamente al precio, efecto que se sitúa en un 2,2% en el caso de la cesta de bienes con marcas blancas (cesta económica) y un 0,6% si se trata de la cesta tipo. Estos resultados permiten complementar el estudio empírico llevado a cabo por Orea (2011), en donde se encontró que el incremento en la regulación a los centros comerciales españoles ha limitado efectivamente la entrada de los mismos en un 11,7%. Haciendo uso de los parámetros estimados en el presente trabajo, la menor competencia en el sector de comercio minorista se ha traducido en un aumento del 0,259% y de un 0,065% para la cesta económica y cesta tipo, respectivamente. Dichos incrementos representan un gasto adicional de aproximadamente 10,221 millones de euros para los consumidores de la cesta económica y de 2,565 millones de euros para los de la cesta tipo.

* Este documento de trabajo tiene su origen en el proyecto fin de máster que José Eduardo Castro presentó durante su estancia en la Universidad de Oviedo como estudiante del *Máster Interuniversitario de Economía: Instrumentos del Análisis Económico*. Dicho proyecto estuvo tutorizado por Luis Orea.

1. Introducción

Existe evidencia que la regulación autonómica del comercio minorista en España ha ido aumentando desde hace más de una década, en particular, desde que la Ley de Ordenación del Comercio Minorista de 1996 transfiriese el título competencial sobre comercio interior a las comunidades autónomas españolas, siendo éstas, desde ese momento, las encargadas de regular el comercio minorista¹. El considerable incremento regulatorio de España ha despertado tanto la preocupación de los principales organismos internacionales como la OCDE, el FMI y la Comisión Europea, como del Tribunal de Defensa de la Competencia de España, quienes consideran que la regulación existente reduce la competencia, constituye una auténtica barrera de entrada legal, permite la ineficiencia de las empresas existentes y desemboca en un detrimento al bienestar del consumidor final, pues los precios finales de los productos son mayores en comparación a un entorno con ausencia de barreras regulatorias. La preocupación para el conjunto de la economía es incluso superior en la medida en que se entiende que la reducción de la competencia causada por la regulación del comercio minorista implica que existan menos centros comerciales en el mercado y por lo tanto menos puestos de trabajo, es decir, menos empleo para los ciudadanos españoles.

El sector de comercio minorista español se caracteriza por poseer una regulación, además de prolija, dispar a lo largo de su territorio, lo que ha llevado a diversos autores, organismos internacionales e instituciones españolas a elaborar, como paso previo a su estudio de interés, indicadores del nivel de regulación del sector para las distintas CCAA que permitan efectuar comparaciones a lo largo del tiempo y entre CCAA. Estos indicadores varían generalmente por las legislaciones de regulación comercial minorista tomadas en cuenta en el estudio, por el periodo temporal del análisis y por el método de ponderación de las distintas restricciones al calcular el indicador global, siendo los elaborados por Matea y Mora (2009), Hoffmaister (2006) y BBVA (2008) los más recientes y completos² de la literatura española.

Dentro de la literatura empírica española existen diversos estudios empíricos recientes que evidencian el impacto que tiene la particular legislación autonómica española sobre distintas variables económicas en España, entre las cuales se puede observar que existen dos grandes grupos con claras diferencias metodológicas en cuanto al enfoque de la data utilizada: En un primer grupo encontramos estudios que utilizan un enfoque regional (llamado también autonómico o provincial) — se caracterizan por trabajar con datos provinciales agregados (IPC's provinciales, tamaño de población provincial, etc.) y porque los mercados geográficos lo constituyen la extensión de la provincia— y en un segundo grupo encontramos aquellos estudios que utilizan un enfoque local — se caracterizan por trabajar con datos individuales (precios

¹ Si bien, la Administración General de Estado tiene la potestad de establecer normas básicas cuya finalidad sea la de ordenar la actividad general. (Artículo 149.1.13 de la Constitución Española de 1978)

² Por ejemplo, Matea y Mora (2009) elaboran unos indicadores de las principales restricciones al comercio minorista presentes entre 1997 y 2007 (ambos inclusive) en las distintas CCAA en relación con los siguientes aspectos: horarios comerciales, temporada de rebajas, definición de grandes superficies, exigencia de licencia autonómica a las tiendas de descuento duro, moratorias comerciales e impuestos específicos a las grandes superficies. Asimismo, elabora un indicador agregado a partir de esas restricciones a partir de técnicas de análisis factorial.

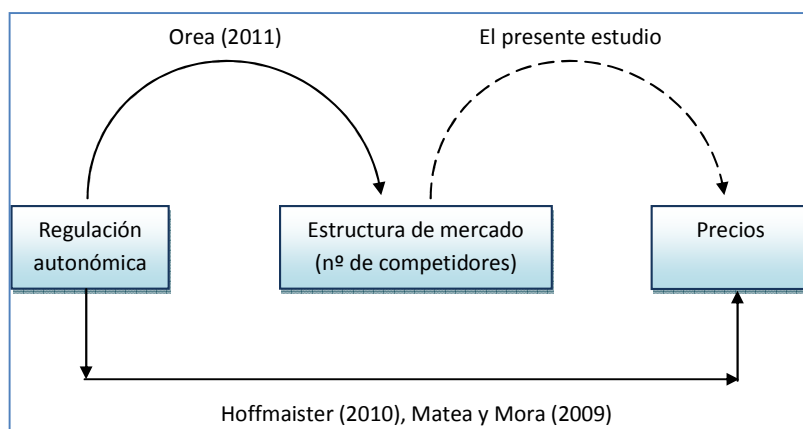
individuales de hipermercados, índices de precio de cestas tipo, tamaño de población distrital, etc.) y porque los mercados geográficos lo constituyen las llamadas áreas comerciales—.

En el primer grupo de estudios empíricos podemos citar a Matea y Mora (2009) quienes estudiaron las implicaciones macroeconómicas de la regulación del comercio minorista y encontraron evidencia de que una mayor regulación estaría asociada a una mayor tasa de inflación de los productos vendidos en el comercio minorista, a una menor ocupación en el sector y a una mayor densidad comercial. De igual forma, el estudio del FMI (2004) encontró que cuanto más restrictiva es la política comercial menor es el empleo del sector y que las barreras a la libertad comercial se traducen en un aumento de los precios. En la misma línea, Hoffmaister (2010) al estudiar el efecto sobre los precios encontró que las barreras de entrada incrementan los precios regionales y que son las generadoras de la persistente brecha de costes entre las regiones de España. En el segundo grupo de estudios empíricos españoles podemos citar a Orea (2009) quién encontró que la regulación regional ha sido efectiva en limitar la entrada de grandes establecimientos al por menor y al momento de proteger las tiendas tradicionales, las cuales han mejorado su posición de mercado. Asimismo podemos citar a Orea (2011) quién utilizó un modelo de fronteras estocásticas para estudiar el efecto que ha tenido la adaptación de la regulación española a la directivas europeas de servicios, concluyendo que probablemente esa adaptación tendrá un impacto modesto sobre la gran mayoría de mercados locales con excepción de los mercados locales del País Vasco, Cataluña e Islas Baleares. Dentro de este último estudio el autor encontró que las barreras regulatorias legislativas, en promedio, representan aproximadamente el 14% del total de los costes de entrada de los grandes establecimientos y que el conjunto de barreras de entrada han disminuido el número de los grandes establecimientos en un 26%.

El hecho que los estudios citados anteriormente (léase Hoffmaister, 2010; y Matea y Mora, 2009) constituyan evidencia *directa* del efecto de la regulación sobre distintas variables económicas como el precio y el número de empresas presentes, nos invita a pensar que debe existir una relación *indirecta* entre dichas variables económicas, tal y como se muestra en la Figura 1. ¿No es posible pensar que si la regulación excesiva reduce el número de empresas, esta reducción afecte al precio?. El presente estudio pretende complementar los resultados encontrados por Orea (2009,2011) estimando el impacto que tiene la reducción encontrada por dicho autor en el número de centros comerciales españoles sobre los precios de los productos vendidos en las grandes superficies o hipermercados. De esta manera se pretende recorrer la segunda parte de un camino indirecto que permite determinar el efecto de la regulación sobre el precio, en donde la primera parte del camino, ya realizada por Orea, cuantifica el efecto de la regulación sobre el número de competidores de la industria, y la segunda etapa, que aquí se trata de llevar a cabo, cuantifica el efecto de esa variación del número de competidores sobre el precio de los productos vendidos en el comercio minorista.³

³ Obviamente, este enfoque no descarta la posibilidad de otros mecanismos por los cuales la regulación podría afectar a los precios de los bienes vendidos en el sector de comercio minorista. El signo de dicho efecto, sin embargo, no es evidente a priori.

Figura 1. Efecto directo vs. indirecto



Existe una amplia literatura que sugiere que esta segunda etapa es sumamente relevante a la hora de explicar el nivel de precios en el comercio minorista. Así, por ejemplo, esta relación ha jugado un papel muy relevante en varios expedientes de concentración en Estados Unidos: en 2005, *Blockbuster Video* and *Hollywood Video* abandonaron una propuesta de fusión por constituir una amenaza a la competencia según la *Federal Trade Commission*, FTC; asimismo, en 1996, la conocida propuesta de fusión entre *Staples* y *Office Depot* generó la oposición de la FTC por encontrar una fuerte relación negativa entre las variables precio y estructura de mercado. En el ámbito académico, cabe destacar a: Manuszak y Moul (2008), que encontraron una fuerte relación negativa entre las variables precio y estructura de mercado en las grandes tiendas proveedoras de material de oficina de Estados Unidos; Gómez Lobo y González (2007) estudiaron la relación entre los precios de los alimentos y la concentración de los supermercados en Chile y encontraron que un incremento del 1% en la concentración del mercado minorista local de comida produce un incremento en los precios de un 0,05%; Barros et al. (2006) realizaron un estudio empírico del efecto de las fusiones en el sector de comida al por menor en Portugal y encontraron que el precio establecido por cada empresa depende positivamente del grado de concentración del mercado local; resultados similares encontraron Asplund y Friberg (2002) en el mercado de comida en Suecia, aunque concluyeron que la relación entre las variables estructura de mercado y precios de los alimentos era relativamente débil; finalmente, Marion y Mazo (1998) estudiaron el comportamiento del comercio de abarrotes al por menor y encontraron evidencia de una relación positiva entre cambios en la concentración y cambios en el índice de precios de la comida “*para llevar*”.

El estudio que aquí se propone sigue el mismo enfoque que los trabajos citados anteriormente, que se basa en la estimación econométrica de un modelo precio-concentración que relacione los precios establecidos por los hipermercados españoles con la estructura de los mercados locales en los que operan. Respecto a la información utilizada, y a diferencia de Hoffmaister (2010) y Matea y Mora (2009), en el presente trabajo se utiliza un enfoque local que ha exigido elaborar una base de datos novedosa con variables de estructura de la demanda y de

oferta de cada una de las áreas geográficas que abastece cada centro comercial de España, así como de los precios fijados por un subconjunto elevado de hipermercados observados a lo largo de 5 años.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el Apartado 2 se repasa la teoría básica subyacente de un análisis precio-concentración. En el Apartado 3 se presenta el modelo empírico a utilizar en la estimación. En el Apartado 4 se presenta la base de datos a utilizar y las variables construidas para la estimación. En el Apartado 5 se presentan los resultados de la estimación y las ampliaciones del modelo básico. En el Apartado 6 se realiza el ejercicio de simulación para conocer el efecto indirecto de la regulación sobre los precios. En el Apartado 7 se extraen las conclusiones finales del trabajo.

2. Marco teórico

Los modelos precio-concentración son habituales dentro de la literatura empírica que intenta identificar los efectos de un cambio en la estructura de mercado sobre el nivel de precios. Se trata de un modelo en forma reducida —se estima una única ecuación en donde la variable dependiente es el precio y las variables independientes son variables tanto de oferta como de demanda— que nos informa acerca de cuáles son los determinantes del precio. Este tipo de modelos no poseen una base teórica explícita, es decir, su relación de equilibrio no surge de un modelo concreto, sino que simplemente se fundamenta en general en todos aquellos modelos de competencia imperfecta que predicen que, *ceteris paribus*, un menor número de empresas estará asociado a precios más altos en el mercado.

El objetivo del presente apartado es repasar la teoría básica subyacente de un modelo precio-concentración con el objeto de orientar la especificación empírica del modelo a estimar posteriormente e identificar las variables relevantes a incluir en el mismo.

Información acerca de los determinantes del precio que se deben tener en cuenta en un análisis precio-concentración se puede obtener ya del sencillo modelo de monopolio. Como es bien sabido, en este modelo existe una única empresa en el mercado que oferta un único producto y su demanda se supone conocida. La empresa monopolista se enfrenta al problema de determinar la oferta que maximice sus beneficios. Suponiendo una función (inversa) de demanda lineal, $P=a - bQ$, y un coste marginal constante, c , el precio de equilibrio que maximiza los beneficios del monopolista viene determinado por la siguiente ecuación:

$$P = \frac{c}{\left[1 - \frac{1}{\varepsilon_D}\right]} = f(c, \varepsilon_D) \quad (1)$$

donde ε_D es la elasticidad-precio de la demanda y en el equilibrio toma el valor de $a + c/a - c$, donde a se puede interpretar como el tamaño de la demanda. Esto es, puesto que en la práctica la elasticidad-precio de la demanda no es observable, una variable proxy de ε_D puede ser cualquier

variable que nos mida el tamaño del mercado. En efecto, sustituyendo arriba se obtiene que el precio es igual a:

$$P = \frac{a+c}{2} = f(c, a) \quad (2)$$

Como conclusión, el modelo de monopolio nos enseña que nuestro modelo precio-concentración tiene que incluir como mínimo variables de costes variables o marginales y del tamaño de la demanda.

Otro modelo útil para conocer las variables determinantes del precio es el modelo de Cournot. En este modelo existen N empresas en el mercado que ofertan simultáneamente un único producto y la demanda se supone conocida. Cada empresa se enfrenta al problema de determinar su oferta que maximice sus beneficios teniendo en cuenta la oferta de las otras empresas competidoras. Tomando las mismas suposiciones respecto a la demanda y coste marginal del modelo de monopolio y asumiendo simetría entre empresas, la teoría de juegos permite encontrar la decisión más adecuada para cada empresa, de tal forma que en el equilibrio el precio viene determinado por la siguiente ecuación:

$$P = \frac{a+Nc}{N+1} = f(c, a, N) \quad (3)$$

Esta ecuación de equilibrio nos enseña que nuestro modelo debe de incluir además variables de competencia, en este caso, el número de empresas rivales presentes en el mercado. De acuerdo con la ecuación (3), a mayor número de rivales, menor será el precio fijado por cada establecimiento. En casos más generales donde las empresas no son simétricas, dicha variable puede sustituirse por un índice de concentración, siendo el más utilizado el índice de Herfindahl, que tiene en cuenta no sólo el número de empresas sino también las diferencias de tamaño entre las mismas.⁴ Si denotamos por H al índice de concentración del mercado,⁵ el modelo a estimar tomaría la siguiente forma:

$$P = f(c, a, N) = g(c, a, H) \quad (4)$$

donde ahora la relación con la variable de competencia es de signo positivo, esto es, a mayor concentración del mercado mayor precio.

A partir de la ecuación (5), es evidente deducir la razón por la cual a nuestro modelo se le conoce como modelo precio-concentración. Las empresas que se reflejan en este tipo de análisis, son aquellas capaces de imponer precios por encima de los costes marginales gracias a su poder de mercado, poder que se trata de recoger con los índices de concentración del mercado. La ecuación (5) indica que la concentración o el poder de mercado determina el precio del producto.

⁴ Es de señalar que existen diversos índices de concentración y que éstos no son más que representaciones matemáticas de una curva de concentración de Lorenz. El índice de Herfindahl (también conocido como índice Herfindahl-Hirschman) se define como la suma de las cuotas de mercado de cada empresa al cuadrado, esto es: $H = \sum_{i=1}^N s_i^2$, donde $s_i = q_i/Q$. Se ha demostrado que el índice de Herfindahl posee varias propiedades matemáticas deseables y que está estrechamente relacionado con el índice de Lerner de poder de mercado en el caso de un modelo de Cournot.

⁵ El índice de concentración más sencillo es el inverso del número de empresas ($1/N$). En el caso de simetría entre empresas, dicho índice coincide con el índice de Herfindahl, esto es, $H=1/N$.

El modelo de empresa dominante añade más matices a lo dicho anteriormente. En este modelo existe una empresa, llamada empresa dominante,⁶ que fija el precio del producto homogéneo en el mercado, al tiempo que hay un grupo de pequeñas empresas precio-aceptantes que ofertan competitivamente el mismo producto constituyendo la llamada oferta de la franja competitiva, $F(p)$. La empresa dominante establece el precio del mercado que maximice sus beneficios comportándose como un monopolio ante la demanda residual $D(p) - F(p)$, donde $D(p)$ es la demanda total del mercado. Siguiendo a Cabral (1997), en el equilibrio el precio viene determinado por la siguiente ecuación:

$$P = c \cdot \frac{(\varepsilon_D + \varepsilon_F S_F)}{(\varepsilon_D + \varepsilon_F S_F) - (1 - S_F)} = f(\varepsilon_D, \varepsilon_F, S_F, c) \quad (5)$$

Donde S_F es la cuota de mercado de las empresas precio-aceptantes y ε_F es la elasticidad-precio de la franja competitiva. Esta ecuación nos indica que, además de la elasticidad de la demanda y los costes marginales, el precio depende tanto del peso de los rivales así como de su reacción ante variaciones del precio, esto es de su conducta.⁷ Si se interpreta la oferta de la franja competitiva en sentido amplio, esta reacción no sólo recoge las reacciones de las empresas presentes ante variaciones del precio, sino también de empresas potenciales, ya que, por ejemplo, si el precio aumenta los rivales responderán ofertando más productos al mercado y esa nueva oferta puede ser cubierta por los ya existentes o por rivales que quieran entrar a ofertar en este mercado. Entonces, si el término “empresas rivales” se interpreta en sentido amplio, el precio dependerá también de las barreras de entrada y ε_F dependerá también de estas barreras de entrada. Como conclusión, el modelo de empresa dominante nos enseña que, sumado a lo anterior, determinantes relevantes del precio establecido por una empresa es la presión competitiva a la que se enfrenta (peso de rivales), el grado de respuesta (agresividad) con la que reaccionan ante cambios en el entorno y el grado de contestabilidad del mercado (que dependerá de la existencia de barreras de entrada).

Información última acerca de los determinantes del precio que nuestro modelo debe tener en cuenta la obtenemos al explorar el modelo de la ciudad circular de Salop. Dicho modelo es una referencia muy relevante en nuestro trabajo ya que los aspectos geográficos son cruciales para entender el grado de competencia que existe en el sector de comercio minorista, dados los elevados costes de transporte (por unidad de producto y desplazamiento) y frecuencia con la que se adquieren los productos. En este modelo existen N empresas que ofertan bienes diferenciados horizontalmente, en donde, dicha diferenciación se recoge en las distintas ubicaciones de las empresas a lo largo del perímetro del círculo unitario. Se asume que las empresas sólo se diferencian en ubicación (no en precio) y que los consumidores escogen aquella empresa que minimice el *precio percibido* que incluye tanto el precio del producto como el coste de

⁶ De acuerdo con la normativa europea sobre competencia para que una empresa tenga posición dominante, su cuota de mercado debe ser normalmente superior al 40%, aunque dependiendo de otras condiciones del mercado (por ejemplo, el grado de contestabilidad) dicho porcentaje puede ser mayor o inferior.

⁷ Normalmente la conducta es inobservable y únicamente puede estimarse a partir de modelos estructurales de competencia imperfecta que permiten identificar los parámetros de las ecuaciones de demanda y de oferta, parámetros que están implícitos en un modelo en forma reducida como es el modelo precio-concentración.

desplazamiento.⁸ Luego, siguiendo nuevamente a Cabral (1997), el precio de equilibrio viene determinado por la siguiente ecuación:

$$P = c + \frac{t}{N} = f\left(c, t, \frac{1}{N}\right) \quad (6)$$

donde t es el coste de transporte por unidad de distancia y $1/N$ es la distancia promedio de separación entre establecimientos. Esta ecuación indica que el precio de equilibrio depende de los costes de transporte como de la proximidad geográfica de sus competidores, medida está por el inverso del número de competidores. Cuanto más lejos estén los competidores, mayor será el poder de mercado de un establecimiento y, por tanto, mayor será su precio. Esto es, el poder de mercado de un establecimiento depende de la ubicación de sus rivales, de tal forma que la presión que ejercen dichos rivales decrece con la distancia de separación entre ambos. Si el mercado relevante para un establecimiento está formado por hipotéticos círculos, es fácil intuir que existirán distintos grados de presión competitiva en función del radio del área circular. A partir de un cierto valor (30km, 40km, etc.) la existencia de nuevos rivales tiene un efecto insignificante sobre los precios, por lo que tales establecimientos no deben considerarse como competidores “reales” y deben, por tanto, excluirse de N . Esto es muy importante porque constituye la razón por la cual en numerosos trabajos empíricos se procede a definir el mercado geográfico relevante como paso previo a la construcción de las variables de competencia que se utilizara en la estimación del modelo.

3. Modelo empírico

Los modelos teóricos vistos en el apartado anterior sugieren que un modelo econométrico cuya variable dependiente es el precio debería incluir, de alguna forma, variables tales como: costes marginales, tamaño de la demanda, índices de concentración, cuotas de mercado, así como variables de competencia definidas para el mercado geográfico relevante.

Siguiendo a otros autores, se propone una especificación de la relación entre el precio y sus determinantes. Luego, teniendo en cuenta que disponemos de un panel de datos, la especificación de nuestro modelo precio-concentración es la siguiente:

$$\ln P_{it} = \alpha_i + f(\text{competencia}) + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

donde P_{it} es el precio de la empresa i para el periodo t , α_i representa las características propias de cada empresa i que permanecen invariantes en el tiempo y que definen un determinado nivel de precio, $f(\cdot)$ recoge todas las variables de competencia, X_{it} representa los determinantes del precio distintos a los de competencia y ε_{it} es el término aleatorio que recoge los factores inobservables que afectan al precio establecido por la empresa i en el periodo t . Llegados a este punto, se debe señalar que los datos de precios disponibles para realizar las estimaciones son

⁸ Dicho coste se puede interpretar en sentido amplio como la desutilidad asociada al desplazamiento.

realmente índices de precios (nos son precios absolutos) puesto que el precio disponible viene definido por

$$y_{it} = \frac{P_{it}}{P_t^{min}} \times 100 \quad (8)$$

donde P_t^{min} es el precio de la cesta más barata para el año t . Aplicando logaritmos, despejando $\ln P_{it}$ y reemplazándolo en la ecuación (7), obtenemos la siguiente expresión

$$\ln y_{it} = \alpha_i' + \beta X_{it} - \ln P_t^{min} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

donde α_i' es una nueva variable igual a $\alpha + \ln 100$, y P_t^{min} es una variable no observable pero común a todos los establecimientos (hipermercados) a lo largo del periodo t . Por lo tanto, podemos utilizar un conjunto de *dummies* temporales como forma de controlar por cambios en el precio mínimo a lo largo del tiempo. De este modo, si sustituimos obtenemos la expresión final de nuestro modelo propuesto:

$$\ln y_{it} = \alpha_i' + f(\text{competencia}) + \beta X_{it} + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

4. Muestra y variables

Esta sección resume la base de datos y la construcción de las variables utilizadas. La base de datos es resultado de la intersección de dos importantes y completos informes actualmente disponibles en España: el Anuario Económico de España, elaborado por La Caixa, y el conjunto de revistas "OCU-Compra Maestra" en sus ediciones 2003 a 2007, elaborado por la Organización de Consumidores y Usuarios, una asociación privada sin fines de lucro destinada a defender los intereses de los consumidores.

Del Anuario Económico de España, específicamente del informe de 2008, se han obtenido la mayoría de las variables explicativas, debido a que esta base de datos incluye, para el periodo 1997-2007, tanto variables demográficas, económicas y comerciales como también importantes indicadores socioeconómicos de todas las municipalidades españolas con más de 1000 habitantes existentes en España a 1 de enero de 2007⁹. Lo más importante de esta base de datos radica en su aporte de variables de demanda en áreas geográficas supramunicipales denominadas *áreas comerciales*. Estas áreas comerciales fueron definidas, a su vez, usando modelos gravitacionales basados en los flujos comerciales entre municipios y en estudios realizados por autoridades locales.

De las revistas OCU-Compra Maestra para el periodo 2003-2007, se ha obtenido la variable dependiente precio, debido a que esta base de datos recoge anualmente más de 80.000 precios de productos de alimentación y droguería pertenecientes a más de 700 establecimientos en más de 50 ciudades españolas. Los establecimientos visitados son principalmente supermercados de

⁹ Ver www.anuarieco.lacaixa.comunicacions.com/java/X?cgi=caixa.le_menuGeneral.pattern para más detalles sobre la base de datos.

tamaño mediano y grande, pero también hay hipermercados, pequeños supermercados, tiendas de descuento y supermercados *on line*. El objetivo de estas revistas es ofrecer al consumidor una visión comparativa completa acerca de los precios establecidos por los establecimientos españoles. La base comparativa de su estudio es el índice de precios de una determinada cesta de bienes.¹⁰ Los índices, a su vez, se calculan a partir de los precios recogidos de más de 120 productos representativos de una cesta determinada, a los que se les ha atribuido una ponderación según el peso del producto en el presupuesto familiar (datos del Instituto Nacional de Estadística).

En nuestra aplicación empírica analizamos los determinantes de los precios fijados en el periodo 2003-2007 por 603 hipermercados (centros comerciales) localizados en 52 mercados locales, que se corresponden con las principales áreas comerciales definidas los Anuarios Económicos de La Caixa.

En adelante se detalla la construcción de las variables. La variable de competencia se ha construido eligiendo como mercado geográfico relevante un área circular de radio 30km y como centro el municipio de cabecera del área comercial. Lo anterior es compatible con el criterio considerado en el estudio de Orea (2011). De esta manera, para capturar las diferencias de competencia entre las áreas comerciales se ha incluido como variable el logaritmo del índice de Herfindahl, *lnH*, en donde el número de competidores se ha obtenido utilizando el criterio de 30km mencionado anteriormente. Como se ha dicho en el Apartado 2, se espera que *lnH* tenga un efecto positivo sobre el precio.¹¹

Como variable de demanda principal se puede utilizar la población total que vive en el área comercial. Sin embargo, debido a que esta variable no toma en cuenta las diferencias en el poder adquisitivo per cápita entre las áreas comerciales se ha decidido utilizar una segunda variable, *lnCUOTAAC*, la cual tiene en cuenta no sólo el número, sino el también el poder adquisitivo de los habitantes que vive dentro del área comercial. En la medida que el tamaño del mercado y la elasticidad de la demanda estén inversamente relacionadas, se espera nuevamente un efecto positivo sobre el precio.

Para capturar las diferencias de costes, tanto operativos como fijos, entre las áreas comerciales, hemos incluido como variable la tasa de ocupación media ponderada del área comercial, *OCURATAC*. Esta variable es elegida como proxy de los salarios y de otros gastos laborales y está ponderada por la población del área comercial. Por lo tanto, esperamos un efecto positivo sobre el precio. Sin embargo, debe tenerse en cuenta que el signo de este coeficiente puede ser no significativo estadísticamente si *OCURATAC* también captura un efecto de demanda.

Para capturar el efecto particular de los establecimientos que permanece invariante en el tiempo, se han construido cinco variables *dummies* que recogen la presencia de las cadenas de

¹⁰ Ver <http://www.ocu.org/ocu-compra-maestra-s41.htm> para más detalle sobre la base de datos.

¹¹ Puesto que no se dispone de datos a nivel individual de las ventas de cada establecimiento, dicho índice se ha calculado utilizando la superficie bruta alquilable del centro comercial correspondiente. Estrategia similar se utiliza, por ejemplo, en Barros et al. (2006) con datos de hipermercados portugueses.

distribución más representativos de España, a saber, CARREFOUR, EROSKI, ALCAMPO, HIPERCOR y DIAYLIDL, siendo ésta última la unión de las dos tiendas de descuento más representativas (DIA y LIDL). Respecto a los signos esperados, se espera que todos sean signos negativos con excepción de la *dummy* HIPERCOR. HIPERCOR ofrece características propias que hacen que los precios de sus productos, comparados con el resto de hipermercados, sea siempre mayor, como por ejemplo: Ubicación privilegiada en zonas exclusivas y/o céntricas en donde el valor por m2 es alto, mayor surtido de productos, mayor calidad de productos, diversidad de marcas nacionales e internacionales, horarios ininterrumpidos, proximidad y accesibilidad generalmente superior, oferta de servicios complementarios, oferta de tarjetas de pago, etc.

La variable dependiente de nuestro modelo empírico es el logaritmo del índice de precios de las dos cestas más importantes que actualmente presenta la OCU, las denominadas “cesta tipo” y “cesta económica”. La primera está compuesta por los productos de consumo más habituales que compra una familia media española.¹² Al igual que la primera, la cesta económica está compuesta por los productos de consumo más habituales en la cesta de la compra, pero, a diferencia de la cesta tipo, sólo contiene productos envasados, los más baratos sin importar cuál sea su marca.¹³ Un resumen de los principales estadísticos descriptivos de las variables anteriores se muestra en la Tabla 1, para nuestros 603 mercados establecimientos comerciales. La utilización de los precios de la cesta económica reduce, sin embargo, la muestra a 382 observaciones.

Tabla 1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA MUESTRA

Variables	Media	Des. est.	Mínimo	Máximo
InCESTA_TIPO	4,720	0,374	4,635	4,875
InCESTA_ECO	4,791	0,119	4,615	5,209
InH	-1,640	0,906	-3,808	0
InCUOTAAC	7,579	1,009	5,384	9,636
OCURATAC	95,755	1,297	91,745	98,147
CARREFOUR	0,449	0,498	0	1
EROSKI	0,199	0,400	0	1
ALCAMPO	0,177	0,382	0	1
HIPERCOR	0,025	0,156	0	1
DIAYLIDL	0,227	0,149	0	1
D2004	0,207	0,406	0	1
D2005	0,209	0,407	0	1
D2006	0,199	0,400	0	1
D2007	0,186	0,389	0	1

Nota: Los estadísticos han sido elaborados con las 603 observaciones excepto InCESTA_ECO en donde se tienen 382 observaciones.

¹² Se seleccionan aproximadamente 130 productos iguales de todo tipo en todos los establecimientos españoles, definidos por cantidad, calidad (un kilo de naranjas de 1ª categoría) y, cuando son envasados, por marca y formato (un litro de aceite de oliva Koipe de 1º).

¹³ Para poder comparar los precios entre los distintos establecimientos se seleccionan productos del mismo tipo y formato: 78 en total y generalmente con marca del distribuidor.

Un aspecto importante a resaltar de la Tabla 1 es que la media de nuestra variable de competencia, una vez descontado el logaritmo, es aproximadamente 0,2, lo que implica que el número equivalente de establecimientos compitiendo en un mismo mercado geográfico local es en promedio cinco. Es decir, que el nivel de concentración encontrado se obtendría con 5 empresas de igual tamaño. Otro hecho a destacar es el valor promedio de las *dummies* que representan cadenas comerciales. En concreto, de acuerdo con estos valores, el 45% de nuestras observaciones son de la cadena Carrefour, el 20% de Eroski y el 18% de Alcampo, lo cual concuerda con los descriptivos presentados en otros estudios e informes de la Comisión Nacional de la Competencia.¹⁴ Asimismo, aproximadamente el 23% de nuestras observaciones hacen referencia a tiendas de descuento como son Día y Lidl.

5. Resultados

Nuestro modelo básico expresado en la ecuación (10) ha sido estimado por MCO para las dos cestas más importantes de la OCU, a decir, la cesta tipo y la cesta económica, con el fin de analizar diferencias en el impacto de las variables explicativas sobre los precios de los hipermercados. En concreto, se espera que el impacto de la competencia sobre el precio de la cesta económica sea mayor que en la cesta tipo por suponer que en entornos en donde no importa la marca del producto, éstos funcionan en forma parecida a una competencia en precios por productos estandarizados (o *commodities*).

Los resultados de la estimación para ambas cestas de bienes son presentados en la Tabla 2. Como podemos observar, de manera general podemos decir que las estimaciones de las variables protagonistas de los modelos básicos son significativas en su gran mayoría y con los signos esperados. Lo mismo ocurre con las variables *dummies* de las cadenas comerciales y con las variables *dummies* temporales. Asimismo, el ajuste del modelo se puede considerar aceptable. Las *dummies* temporales estimadas son estadísticamente significativas para ambas cestas¹⁵ y todas con signos negativos. Recordando que, en nuestro modelo, las *dummies* temporales recogían la evolución del precio mínimo a lo largo del tiempo, podemos concluir que el precio mínimo establecido por los grandes establecimientos minoristas españoles ha ido disminuyendo desde el año 2003. Además se observa que para la cesta tipo esa disminución, respecto al año 2003, ha sido estable durante el periodo de estudio.

¹⁴ Ver por ejemplo, el Expediente de Concentración Económica C107/07 Eroski/Caprabo, pag 31.

¹⁵ Con excepción del año 2005 la cesta económica. Cabe señalar que la cesta económica no cuenta con valores para los años 2006 y 2007.

Tabla 2
PARÁMETROS ESTIMADOS DE LOS MODELOS BÁSICOS

Variable dependiente	Cesta tipo		Cesta económica	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
Constante	473,003	54,52	507,011	14,32
InH	0,650	2,13	2,538	2,13
InCUOTAAC	0,797	2,94	1,883	1,80
OCURATAC	-0,012	-0,13	-0,234	-0,62
CARREFOUR	-1,802	-5,30	-19,534	-15,03
EROSKI	-1,645	-4,15	-14,644	-9,58
ALCAMPO	-3,643	-9,24	-11,692	-7,61
HIPERCOR	9,287	12,25	17,963	,99
DIAYLIDL	??	??	-23,476	-9,56
D2004	-4,134	-12,19	-5,215	-5,02
D2005	-4,047	-11,68	-1,238	-1,15
D2006	-4,557	-13,09		
D2007	-3,872	-10,99		
R2	0,5082		0,5373	
Nº Observ.	603		382	

Nota: Los resultados estimados se pueden interpretar directamente como porcentajes ya que las variables dependientes han sido multiplicadas por 100.

Las *dummies* de cadenas comerciales son estadísticamente significativas y con los signos esperados para ambas cestas de bienes. Observando conjuntamente los coeficientes negativos de las tres primeras *dummies* de cadenas, podemos concluir que las grandes cadenas Carrefour, Eroski y Alcampo, tienden a fijar precios más bajos que el resto, para ambas cestas de bienes. Lo anterior se puede explicar debido a que las grandes cadenas tienen acceso a descuentos especiales en compras a sus proveedores producto de su alto poder de negociación ante los mismos, además del ahorro de costes que poseen debido a las economías de escala en la distribución. Mención especial merece el caso de la *dummy* *DIAYLIDL* de la cesta económica¹⁶, que por su magnitud y signo negativo podemos decir que Día y Lidl tienden a fijar precios incluso más bajos que el resto de las tres grandes cadenas consideradas, especialmente de Eroski y Alcampo, con un 8 y un 11% más barato respectivamente. Lo que lleva al Día y al Lidl a fijar precios bajos es que son tiendas de descuento caracterizadas por tener unos precios muy reducidos frente a los demás tipos de distribución, a cambio de presentar un surtido reducido de productos, escasa variedad de marcas en oferta y una cantidad considerable de productos comercializados bajo la marca propia del distribuidor o marcas blancas. En contraposición a lo dicho anteriormente tenemos el coeficiente de la *dummy* HIPERCOR de la cesta tipo, cuya magnitud y signo positivo indica que esta cadena tiende a fijar precios más altos que el resto, e incluso fija precios más altos

¹⁶ No existen datos de esta *dummy* para la cesta tipo porque DIAYLIDL son tiendas de descuento y no ofrecen la gran mayoría de productos que conforman esta cesta.

que las otras grandes cadenas consideradas, existiendo más diferencia de precios con las cadenas DIA y LIDL, de tal manera que, conjuntamente, la diferencia de precios aproximada es del 41% para la cesta económica. Lo que lleva a Hiperpor a fijar precios más altos son las características propias mencionadas anteriormente como, por ejemplo, una ubicación privilegiada o la oferta de mayor surtido de productos y de mayor calidad. Otra observación importante de mencionar que matiza la interpretación de las *dummies* de cadenas comerciales es respecto a la magnitud de sus coeficientes, en donde se aprecia que, tal como se esperaba, las diferencias de precios asociadas a la pertenencia a una de las grandes cadenas de distribución ha sido muy superior para los bienes de la cesta económica.

La variable de costes OCURATAC no es estadísticamente significativa ni posee el signo esperado. Tal como se advirtió anteriormente, ello debido a que esta variable no sólo está recogiendo un efecto de costes, sino que también recoge un efecto de demanda, por lo tanto existe una compensación que termina quitando la significatividad a esta variable.

Respecto a la variable de demanda, InCUOTAAC, ésta tiene el signo positivo esperado y es estadísticamente significativa, lo que nos lleva a decir que la demanda afecta positivamente el precio a través de la elasticidad-precio de dicha demanda, pero, como también observamos, lo afecta en una cantidad muy pequeña, ya que si por ejemplo se duplica la demanda, el precio variaría en menos de un 1%. Sin embargo, el valor hallado es similar al obtenido por Barros *et al.* (2006) en su estudio del sector de distribución comercial minorista en Portugal, en donde encontraron efectos muy reducidos del tamaño de la demanda sobre los precios, en torno al 3%.

El coeficiente estimado de nuestra variable protagonista, InH, es significativa y positiva, lo cual concuerda con las predicciones de los modelos teóricos vistos anteriormente. Respecto a la magnitud del coeficiente, éste es relativamente pequeño, pero diferente para la cesta tipo y la cesta económica. Así, para la cesta económica es cuatro veces mayor que para la cesta tipo, por lo que se puede decir que el efecto de la competencia sobre los precios es mayor para los bienes de la cesta económica, es decir, existe un mayor grado de competencia para los bienes que conforman la cesta económica, dada la estructura del mercado existente en este periodo. Una vez más se corroboran las predicciones teóricas mencionadas anteriormente.

Hasta ahora se han descrito los resultados de las variables de nuestro modelo básico, ahora mencionaremos algunas otras especificaciones relevantes de los modelos básicos que no se presentan en este estudio pero que sí se han estimado empíricamente. Similares resultados se obtuvieron cuando se incluyeron variables que hacían referencia a los municipios localizados en un radio de 30km, en lugar de hacer referencia a toda el área comercial. Considerando un modelo donde el precio está en niveles y no en logaritmos, los resultados obtenidos son idénticos en significatividad a los resultados de nuestro modelo básico, a excepción de algunos coeficientes que no resultaron ser significativos en la cesta tipo o en la cesta económica. Obsérvese que el problema de este modelo es que, nosotros no contamos con datos de precios directos sino con índices de precios, por lo que, si recordamos, nuestra variable dependiente precio debe definirse en logaritmos para poder incluir de forma aditiva las *dummies* temporales que permiten controlar

por cambios en el precio mínimo a lo largo del tiempo. Asimismo, el R^2 en ambas cestas fue muy bajo en comparación con los de nuestro modelo básico, siendo el peor R^2 el de la cesta tipo con un 32,47% de ajuste. Por todo lo anterior se prefirió un modelo en forma logarítmica completo.

A continuación se presentan extensiones relevantes de nuestros modelos básicos considerando variables adicionales de competencia y variables de proximidad del comercio minorista. La primera extensión de nuestro modelo básico la obtenemos al añadir el inverso del número de establecimientos, $\ln\text{INVNUMCC}$, como variable adicional de competencia. La estimación para ambas cestas se muestra en la Tabla 3.

Tabla 3
PARÁMETROS ESTIMADOS AÑADIENDO EL INVERSO DEL NÚMERO DE ESTABLECIMIENTOS

Var. Depend.	Cesta_tipo				Cesta_económica			
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
Constante	470,386	53,43	470,816	53,83	504,709	14,21	504,478	14,24
$\ln H$	-0,286	-0,45	—	—	0,421	0,16	—	—
$\ln\text{INVNUMCC}$	0,903	1,66	0,689	2,67	1,975	0,91	2,287	2,32
$\ln\text{CUOTAAC}$	0,933	3,30	0,953	3,42	2,148	1,97	2,120	1,98
OCURATAC	0,0077	0,08	0,0021	0,02	-0,226	-0,60	-0,222	-0,59
CARREFOUR	-1,802	-5,31	-1,820	-5,40	-19,525	-15,02	-19,498	-15,14
EROSKI	-1,622	-4,09	-1,643	-4,18	-14,545	-9,49	-14,508	-9,59
ALCAMPO	-3,666	-9,30	-3,672	-9,33	-11,728	-7,63	-11,718	-7,64
HIPERCOR	9,329	12,32	9,302	12,33	18,131	6,03	18,183	6,09
DIAYLIDL	—	—	—	—	-23,457	-9,55	-23,435	-9,57
D2004	-4,112	-12,13	-4,113	-12,15	-5,172	-4,98	-5,171	-4,98
D2005	-4,010	-11,57	-4,012	-11,58	-1,175	-1,09	-1,173	-1,09
D2006	-4,505	-12,91	-4,511	-12,95	—	—	—	—
D2007	-3,830	-10,86	-3,835	-10,89	—	—	—	—
R2	0,5105		0,5103		0,5383		0,5383	
Nº Observ.	603		603		382		382	

Tal como observamos, la adición de la nueva variable ha causado la pérdida de significatividad del Herfindal. Recordando que el coeficiente del Herfindal recoge conjuntamente el efecto del número de empresas y el efecto de las diferencias de tamaño entre empresas, la adición de la variable $\ln\text{INVNUMCC}$ hace que ahora el Herfindal sólo recoja, *ceteris paribus*, el efecto de las diferencias de tamaño entre empresas. Luego, la no significatividad del Herfindal en este modelo alternativo nos aporta información respecto a que lo verdaderamente importante en la competencia entre centros comerciales españoles, a saber, el número de establecimientos rivales. Las diferencias en tamaño entre centros comerciales no tienen un efecto significativo sobre el precio, una vez que se controla por el número de rivales. Obsérvese, asimismo, que el modelo proporciona resultados casi idénticos cuando se sustituye el índice de concentración Herfindahl por el inverso del número de establecimientos. Por lo tanto, las reducciones

porcentuales en el número de competidores estimadas en Orea (2009) se pueden aplicar, sin pérdida de información, tanto a los índices de concentración, H, como al número de rivales, N.

La segunda extensión de nuestro modelo básico la obtenemos al añadir una variable, $\ln\text{ACTMINPOB}$, que pretende capturar el efecto sobre el precio de las grandes superficies del (pequeño) comercio tradicional de proximidad localizado en los centros urbanos. Dicha variable es una medida de la densidad del comercio tradicional dado que se define como el número de actividades minoristas expresado en términos relativos a la población. Siguiendo diversos informes de la Comisión Nacional de la Competencia, se podrían distinguir dos submercados dentro del sector de comercio minorista: 1) el formato tradicional, que engloba comercios de atención individual en los que no es posible el suministro del producto sin la intermediación de una persona encargada de servir la petición del cliente; y 2) el mercado de distribución minorista de productos de consumo diario en formato de libre servicio, en el que estarían incluidas las grandes superficies y otros formatos de venta minorista sin asistencia personalizada. De acuerdo con esta división, y en la medida que la demanda de bienes y servicios que un consumidor realiza en un hipermercado no puede ser sustituida, al menos a costes iguales, por el conjunto de tiendas tradicionales, podemos asumir que existe independencia entre ambos submercados. Esta independencia será real en la medida que la estimación de nuestro modelo básico para las grandes tiendas no sea afectado por la inclusión de la variable $\ln\text{ACTMINPOB}$, hecho que se trata de verificar en el Tabla 4. Por lo tanto, el hecho de incluir como variable la densidad del comercio minorista a nuestro modelo nos permite analizar cómo es la competencia entre las grandes superficies españolas y el pequeño comercio de proximidad.

Tabla 4
PARÁMETROS ESTIMADOS AÑADIENDO VARIABLE DE PROXIMIDAD DE COMERCIO MINORISTA

Variable dependiente	Cesta_tipo		Cesta_económica	
	Coficiente	Estadístico t	Coficiente	Estadístico t
Constante	482,734	50,98	536,409	13,56
$\ln H$	0,555	1,82	2,215	1,84
$\ln\text{CUOTAAC}$	0,905	3,31	2,139	2,02
OCURATAC	-0,042	-0,46	-0,360	-0,94
$\ln\text{ACTMINPOB}$	2,0266	2,51	5,168	1,65
CARREFOUR	-1,739	-5,12	-19,291	-14,78
EROSKI	-1,579	-3,99	-14,347	-9,35
ALCAMPO	-3,608	-9,18	-11,574	-7,54
HIPERCOR	9,439	12,46	18,492	6,15
DIAYLIDL	—	—	-23,674	-9,65
D2004	-4,183	-12,37	-5,333	-5,14
D2005	-4,176	-11,98	-1,611	-1,47
D2006	-4,759	-13,37	—	—
D2007	-4,088	-11,32	—	—
R2	0,5134		0,5407	
Nº Observ.	603		382	

Tal como observamos en la Tabla 4, la estimación de esta nueva variable para ambas cestas es positiva y significativa. Estos resultados parecen confirmar que no hay sustituibilidad entre los dos tipos de formato de comercio, es decir, hemos comprobado empíricamente que no existe competencia entre los centros comerciales españoles y el pequeño comercio de proximidad. Más aún, el signo positivo parece indicar que existe una relación de complementariedad entre ambos. Es preciso señalar, no obstante, que la magnitud y el signo de los parámetros del modelo básico no hayan sido alterados en gran medida, especialmente los relacionados a las variables de competencia.

6. Simulación

En este apartado se realiza un sencillo ejercicio de simulación para valorar el efecto que sobre el precio tiene la reducción del número de grandes establecimientos minoristas estimada en Orea (2011) como consecuencia del endurecimiento de la regulación española realizada por la CC.AA. La reducción en el número de grandes superficies se cifra en promedio en un 11,7%, lo cual se puede interpretar como un aumento en la concentración del mercado de la misma magnitud. Si aplicamos un aumento del 11,7% a nuestros modelos, obtenemos el efecto indirecto de la regulación sobre los precios se sitúa en torno al 0,065% y de un 0,259% para la cesta tipo y la cesta económica respectivamente, para el periodo 1997-2007.¹⁷

Es interesante traducir en unidades monetarias el incremento porcentual en los precios hallado en la simulación anterior. Para ello necesitamos el volumen de ventas de los hipermercados españoles, los cuales se han obtenido del último informe anual de la Asociación Nacional de Grandes Empresas Distribuidoras, ANGED, la que a su vez toma datos del INE y datos de AC Nielsen. El informe del año 2010 muestra que para este año las ventas del sector minorista en España ascendieron a 201.364 millones de euros y que para el mismo año la cuota de mercado de los Hipermercados españoles es del 19,6%. Luego, las ventas de los Hipermercados españoles para el año 2010 han sido de 39.467 millones de euros. Entonces, el gasto adicional de los consumidores españoles producto del incremento en el precio calculado anteriormente asciende a 2,565 millones de euros y a 10,221 millones de euros para aquellos consumidores de bienes de la cesta tipo y de la cesta económica respectivamente.

Utilizando los ratios de crecimiento de la regulación del mercado minorista de Matea y Mora (2009), podemos desagregar la simulación anterior que está hecha para toda España y obtener el aumento porcentual del precio para cada CCAA. Asimismo, en el informe de la ANGED mencionado en el párrafo anterior podemos encontrar datos acerca del número de establecimientos comerciales para cada CCAA, lo cual nos permitirá cuantificar qué parte del total de ventas para el año 2010 corresponde a cada comunidad autónoma. Para lo anterior hemos

¹⁷ Es cierto que los periodos de ambos estudio no coinciden totalmente, pues nuestro periodo es 2003-2007 y el del otro autor es 1997-2007. Sin embargo, si asumimos que nuestro modelo se mantiene tanto para años anteriores y posteriores al periodo 2003-2007 podemos llevar a cabo esta simulación.

supuesto que la cuota de los hipermercados en cada comunidad autónoma es la misma que a nivel nacional, un 19,6%. Los resultados se muestran en la Tabla 5.

Tabla 5
EFFECTO INDIRECTO DEL AUMENTO DE LA REGULACIÓN SOBRE EL PRECIO PARA LAS
REGIONES ESPAÑOLAS

CCAA	Ratio de crecimiento de la regulación (%)	Incremento del precio (%)		Nº de establecimientos comerciales	Nº de hipermercados	% hiper.	Ventas año 2010 (millones de €)	Incremento del precio (millones de €)	
		Cesta_tipo	Cesta_económica					Cesta_tipo	Cesta_económica
Andalucía	43,8	0,23	0,93	122.065	23.925	20	7790,8	1818,16	7258,12
Aragón	37,1	0,20	0,79	17.327	3.396	3	1105,9	218,61	872,68
Baleares	20,5	0,11	0,44	15.922	3.121	3	1016,2	111,00	443,11
Canarias	22,4	0,12	0,48	31.351	6.145	5	2001,0	238,82	953,36
Cantabria	36,9	0,20	0,78	7.747	1.518	1	494,5	97,21	388,08
Castilla La Mancha	21,4	0,11	0,46	28.854	5.655	5	1841,6	209,98	838,26
Castilla León	30,0	0,16	0,64	36.331	7.121	6	2318,8	370,65	1479,64
Cataluña	27,3	0,15	0,58	105.257	20.630	17	6718,0	977,19	3900,97
Valencia	-5,9	-0,03	-0,13	71.155	13.946	12	4541,5	-142,77	-569,92
Extremadura	66,5	0,35	1,41	16.614	3.256	3	1060,4	375,72	1499,87
Galicia	-16,7	-0,09	-0,36	42.969	8.422	7	2742,5	-244,03	-974,16
Madrid	26,2	0,14	0,56	76.204	14.936	12	4863,7	678,96	2710,43
Murcia	42,0	0,22	0,89	19.228	3.769	3	1227,2	274,63	1096,33
Navarra	31,3	0,17	0,67	8.279	1.623	1	528,4	88,12	351,79
Asturias	74,2	0,40	1,58	14.472	2.837	2	923,7	365,17	1457,78
Rioja	-5,8	-0,03	-0,12	4.589	899	1	292,9	-9,05	-36,13

Esta tabla muestra que los consumidores que viven en Extremadura y en Asturias han sido los más afectados por el incremento en la regulación, pues ha representado que los ciudadanos de estas comunidades autónomas en el año 2010 paguen un sobrecoste de cerca de 1500 millones de euros por los productos de la cesta económica. Asimismo, esta tabla muestra que, al contrario de lo que sucede en las CCAA mencionadas anteriormente, en Valencia, Galicia y La rioja se han presentado reducciones en los precios de hasta cerca de 1000 millones de euros para Galicia, ello debido a la disminución de la regulación autonómica. Interesante observar como en dos comunidades autónomas vecinas, Asturias y Galicia, el precio se comporta de manera tan distinta, el mayor de los incrementos versus el mayor de las reducciones en el precio. Lo anterior coincide con lo que mencionábamos al inicio de este trabajo acerca de lo prolija y dispersa que es la regulación a los grandes centros comerciales minoristas a lo largo del territorio español.

7. Conclusiones

Existe evidencia que la regulación autonómica del comercio minorista en España ha ido incrementado desde hace más de una década, en particular, desde que la Ley de Ordenación del Comercio Minorista de 1996 transfiriese el título competencial sobre comercio interior a las

comunidades autonómicas españolas. El considerable incremento regulatorio de España ha despertado tanto la preocupación de los principales organismos internacionales como de organismos españoles, quienes consideran que la regulación existente reduce la competencia y desemboca en un detrimento al bienestar del consumidor final, pues los precios finales de los productos son mayores en comparación a un entorno con ausencia de barreras regulatorias.

Nuestros resultados corroboran la preocupación de los organismos internacionales y españoles, ya que realizando la simulación del efecto indirecto del incremento de la regulación sobre los precios obtenemos un aumento del precio igual al 0,065% y de 0,259% para la Cesta Tipo y la Cesta Económica respectivamente, para el periodo 1997-2007. La preocupación es incluso mayor si se traduce este aumento en dinero pues el gasto adicional de los consumidores españoles asciende a 2,565 millones de euros y a 10,221 millones de euros para aquellos consumidores de bienes de la cesta tipo y de la cesta económica respectivamente.

Se comprobó empíricamente que el impacto de las variables explicativas sobre los precios de la cesta económica es mayor que para la cesta tipo, así, para la cesta económica es cuatro veces mayor que para la cesta tipo, por lo que existe un mayor grado de competencia para los bienes que conforman la cesta económica, dada la estructura del mercado existente en este periodo. También se comprobó que no existe evidencia de sustituibilidad entre la venta minorista en un formato tradicional con la del formato de libre servicio. Se comprueba además que el sector de comercio minorista español se caracteriza por poseer una regulación muy dispar a lo largo de su territorio, ya que en dos comunidades autonómicas vecinas, Asturias y Galicia, se presentan dos situaciones completamente opuestas: En la primera los consumidores pagan un exceso de cerca de los 1500 millones de euros y en la segunda, los consumidores ahorran cerca de 1000 millones de euros para la cesta económica. Por último, se encontró que lo verdaderamente importante en la competencia entre centros comerciales españoles es el número de empresas rivales, no la diferencia de tamaño entre éstas.

8. Referencias bibliográficas

- Barros, P., Brito, D., and Lucena, D. (2006), "*Mergers in the food retailing sector: an empirical investigation*", *European Economic Review*, 50, 447-68.
- Cabral, L. (1997), *Economía Industrial*, McGraw Hill.
- Gómez Lobo, A., y A. González (2007). "La relación entre los precios de los alimentos y la concentración de los supermercados en Chile: evidencia de un modelo dinámico de panel y análisis de los impactos de las fusiones propuestas en la industria", artículo de investigación no publicado.
- Hoffmaister, A. W. (2010), "*Barriers to retail competition and prices: evidence from Spain*", *Oxford Economic Papers*, Vol. 62(2), pp. 395-416.
- Manuszak, M.D., y C.C. Moul (2008). "*Prices and endogeneous market structure in office supply superstores*", *Revista de economía industrial*, Vol. 61, pp. 94-112.
- Matea, M. Ll. y J.S. Mora (2009), "La evolución de la regulación del comercio minorista en España y sus implicaciones macroeconómicas", documento de trabajo 0908, Banco de España.
- Orea, Luis (2010). "*The effect of legal barriers to entry in the Spanish retail market: a local market approach*", *Hacienda pública Española*, 193(2), pp. 49-74.
- Orea, Luis (2011). "*Entry deterrence through regional regulation and severe approval policy: an analysis of the large retail establishments in Spain*", *Oxford Economic Papers*, en prensa.
- Anuario Económico de España (2008), La Caixa, <http://www.anuarieco.lacaixa.comunicacions.com/>.
- Asociación Nacional de Grandes Empresas de Distribución, ANGED, (2010), Informe anual.
- Tribunal de Defensa de la Competencia (1995), "La competencia en España: Balances y Nuevas propuestas". Informe.
- Tribunal de Defensa de la Competencia (2003), "Informe sobre las condiciones de competencia en el sector de la distribución comercial". Informe N° 100/02.