

9586

SEUSUENTOS SETENTA Y UNO

671

**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 <sup>†</sup>**

Andrés Gómez-Lobo  
Departamento de Economía  
Universidad de Chile  
([agomezlo@econ.uchile.cl](mailto:agomezlo@econ.uchile.cl))

y

Aldo González  
Departamento de Economía  
Universidad de Chile  
([agonzalez@econ.uchile.cl](mailto:agonzalez@econ.uchile.cl))

  
ALDO GONZALEZ

<sup>†</sup> Este informe fue preparado a solicitud de la Fiscalía Nacional Económica de Chile.  
Agradecemos la colaboración de Daniel Oda en este estudio.



Sesenta y dos

672

## 1. Introducción

En este trabajo se estima un modelo dinámico de panel para explicar las diferencias en los precios de una canasta de alimentos en una muestra de 24 ciudades de Chile y se analiza el impacto que tiene la concentración en la industria de los supermercados sobre dichos precios. Los resultados indican que la concentración de mercado, medida por el índice de Herfindahl y Hirschman (*IHH*), tiene un efecto positivo y significativo sobre los precios de los alimentos. La correlación positiva encontrada entre la concentración del mercado y los precios no se puede atribuir a diferencias en los costos, escala o tamaño de cada mercado local, ya que la metodología econométrica empleada en este estudio controla por tales factores.

Los resultados econométricos predicen que, de materializarse las diversas fusiones anunciadas recientemente en la industria de los supermercados, los precios de los alimentos podrían aumentar significativamente en las ciudades afectadas.<sup>1</sup> En algunos casos —como Talca y Antofagasta— estos impactos podrían ser de hasta un 8% real.

Si bien los supermercados venden otros productos aparte de los alimentos, los datos disponibles no permitieron analizar el impacto de la concentración sobre los precios de todos los productos en venta en estos establecimientos. Sin embargo, los alimentos representan una proporción mayoritaria de las ventas de los supermercados.<sup>2</sup>

Los resultados encontrados, aparte de ser consistentes con la literatura internacional sobre la relación entre concentración y precios, racionalizan algunos resultados encontrados anteriormente para Chile. Por ejemplo, Lira, Rivero y Vergara (2005) con una base de datos similar a la nuestra, encuentran que la entrada de un hipermercado en una ciudad disminuye los precios de los alimentos. Nuestros resultados son perfectamente consistentes con este resultado. La entrada de un hipermercado aumenta el número de competidores en el mercado local, disminuyendo la concentración y los precios.

<sup>1</sup> Estas son Cencosud-Infante y Cencosud-Korlaet o D&S-Korlaet en Antofagasta, Rendic-D&S en Copiapó y La Serena, CencoSud-Economax en Santiago, y D&S-El Pilar en Talca y Linares.

<sup>2</sup> Cerca del 80% de las ventas de los supermercados según Lira, Rivero y Vergara (2005).

*SELSUENTA SELANTA 7 TRES*

673

Este informe está organizado de la siguiente manera. Primero se presenta una discusión sobre la estimación de funciones precio-concentración, el uso reciente de estos modelos en el análisis de fusiones en Estados Unidos y los posibles problemas econométricos que se deben abordar para obtener resultados correctos. Luego se presenta el modelo general que se estima en el presente trabajo, así como la aproximación econométrica utilizada. La tercera sección describe los datos utilizados. La cuarta sección presenta los resultados. En la quinta sección se utilizan los resultados econométricos para simular el impacto sobre los precios de los alimentos de las diversas fusiones de supermercado anunciadas recientemente en el país. El trabajo finaliza con una sección de conclusiones.

**2. Regresiones precio-concentración en el análisis de fusiones**

En este trabajo se estiman relaciones empíricas entre los precios de los alimentos y la concentración del mercado. De forma muy general esta relación se puede expresar con la siguiente ecuación.

$$p_{it} = f(\text{Concentración}_{it}, X_{it})$$

Donde  $p_{it}$  es el precio en el mercado  $i$  en el período  $t$ , que es una función de la concentración en dicho mercado en  $t$  y otras variables contenidas en el vector  $X$ .

Este método empírico permite predecir el efecto que el cambio en la concentración, derivado de una fusión por ejemplo, tendría en el precio final en el mercado bajo estudio. Tal inferencia se efectúa a partir del análisis de una muestra de datos de distintos mercados locales, que presentan diferentes niveles de concentración en el tiempo y entre ellos. El poder estimar los efectos probables de una fusión, sobre todo en el precio, es de gran utilidad ya que permite guiar fundadamente las decisiones de la autoridad antimonopolios.

Las regresiones precio-concentración han sido de amplio uso en la evaluación de fusiones horizontales. El caso reciente más conocido fue el análisis de la fusión entre Staples y Office Depot en Estados Unidos (Ashenfelter, et al, 2004; Baker, 1999). Otro

## *Sesenta y siete y castro*

674

ejemplo, también en los Estados Unidos, fue la adquisición de Pathmark por Royal Ahold (Coterill, 1999). En ambos casos, se estimaron modelos que relacionaban los precios con los niveles de concentración en distintos mercados locales, y los resultados fueron utilizados para inferir los efectos de las fusiones bajo análisis.<sup>3</sup>

La aceptación de esta metodología en el análisis de fusiones se debe a que emplea especificaciones simples y fáciles de comprender, no es muy exigente en información y, si se controla adecuadamente por los otros factores que pueden estar afectando el precio y la concentración, provee una respuesta correcta a la principal interrogante planteada al analizar una fusión.

La relación precio concentración corresponde a una expresión reducida del equilibrio que ocurre en un mercado donde compiten diversas firmas. Tal hipotética relación se fundamenta en la teoría de oligopolios la que predice que —a otras cosas iguales— un menor número de firmas estará asociado a precios más alto en el mercado. Dicha relación sería válida, por ejemplo, si las firmas compiten en forma no-cooperativa pero diferenciada o bien si ofrecen productos homogéneos pero actúan colusivamente al momento de fijar sus precios.

No obstante, a través de la regresión precio-concentración, pueden testearse otras hipótesis o teorías que buscan explicar la relación existente entre la estructura de un mercado y su precio. Por ejemplo, si la industria se comporta bajo el paradigma de la competencia perfecta, entonces los resultados de la regresión indicarán que la relación entre precio y concentración es nula. Por otro lado, si la relación hallada es negativa, entonces teorías como la de estructura eficiente serían válidas en tal mercado, y la existencia de mercados más concentrados se debería a una mayor eficiencia de las firmas de gran tamaño y a menores precios, lo cual a priori, despejaría el temor competitivo de una fusión.<sup>4</sup> En el caso de nuestro estudio, una relación negativa podría eventualmente legitimar la tesis de que el aumento en el poder comprador, que permite

<sup>3</sup> Otra vertiente del análisis empírico de fusiones son los modelos estructurales que simulan la interacción de la oferta con la demanda. Estos modelos han sido utilizados para analizar mercados de productos diferenciados. Un ejemplo es el análisis de la fusión entre Volvo y Scania en Europa (Ivaldi y Verboven, 2005).

<sup>4</sup> La hipótesis de la estructura eficiente de mercado fue planteada por Demsetz (1973)

Sesenta y siete

675

a las grandes cadenas obtener insumos a menores precios, termine favoreciendo al consumidor en forma de menores precios.

### 3. Modelo

El modelo general estimado es un modelo de ajuste parcial de precios. En cada momento del tiempo, los precios de equilibrio del mercado están dados por la siguiente función:

$$P_{it}^* = \alpha + \beta' \cdot X_{it} + \gamma \cdot S_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (1)$$

El subíndice  $i$  denota la ciudad y el subíndice  $t$  denota el período de tiempo. La variable  $P_{it}^*$  es el precio de equilibrio, el cual depende linealmente de un grupo de variables explicativas  $X_{it}$ , de la concentración del mercado representada por la variable  $S_{it}$ , de un efecto fijo por ciudad,  $\mu_i$ , un efecto temporal,  $\lambda_t$ , y un shock aleatorio bien comportado,  $v_{it}$ .<sup>5</sup> A su vez,  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\gamma$ , son parámetros o vectores de parámetros a estimar, siendo  $\gamma$  de particular interés ya que mide el impacto de la concentración sobre los precios de equilibrio de largo plazo.

Lo importante de destacar aquí es que el efecto individual  $\mu_i$  estará capturando todos los factores invariantes en el tiempo que son específicos a la ciudad  $i$  y que influyen en los precios. Por ejemplo, diferencias sistemáticas respecto a los costos de transporte y abastecimiento, precio del suelo, salarios, y diferencias en el tamaño relativo de los mercados de cada ciudad. Análogamente, el efecto temporal captura los efectos generales que afectan a los precios de todas las ciudades por igual como, por ejemplo, variaciones anuales en la demanda agregada de la economía.

El precio  $P_{it}^*$  en la ecuación (1) es el precio de equilibrio dadas las condiciones de mercado vigentes en el período  $t$ , incluyendo la concentración. Sin embargo, las empresas no hacen el ajuste al precio de equilibrio en forma instantánea. Más bien, el

<sup>5</sup> Por razones que se clarifican más adelante, en la aplicación empírica se utiliza el logaritmo de las variables continuas.



SESENTA Y SEIS

676

precio del período  $t$  es el precio en el período pasado, más una proporción del ajuste requerido para fijar los precios de equilibrio:

$$P_t = P_{t-1} + \theta \cdot (P_t^* - P_{t-1}) \quad (2)$$

En la ecuación anterior, el parámetro  $\theta$  ( $0 \leq \theta < 1$ ) mide la velocidad de ajuste del precio actual a su equilibrio de largo plazo. Si este parámetro es cercano a uno, entonces el ajuste es casi instantáneo. Con datos mensuales, como los utilizados en este estudio, un parámetro cercano a uno sugiere que la mayor parte del ajuste de precios se hace dentro del mes.

¿Por qué es razonable postular que los precios no se ajustan instantáneamente a su equilibrio de largo plazo? Aparte de que los datos sugieren fuertemente tal especificación, existen razones teóricas y empíricas para postular tal ajuste.

La principal razón teórica para esperar ajustes parciales de precios son los llamados "costos de menú", muy importantes en la literatura macroeconómica sobre la dinámica de precios en el agregado.<sup>6</sup> La idea es que para una firma, especialmente en un rubro como el de supermercados, existen costos fijos significativos asociados a un cambio de precios. Como consecuencia, la frecuencia en que se realizan estos cambios puede no ser continua, sino que los precios se cambian con una frecuencia periódica determinada. Aún cuando los precios en un momento dado del tiempo no son los de equilibrio, puede ser óptimo para un firma esperar un tiempo antes de cambiar todos los precios.

Por otro lado, los estudios de Levy, et al (1997) y Slade (1998) sobre la industria de supermercados en Estados Unidos, indican que los costos de cambiar los precios son significativos en esta industria y generan dinámicas de precios como las postuladas por el modelo de ajuste parcial planteado aquí. Slade (1998), además, introduce la idea de que los supermercados no cambian inmediatamente los precios, o no lo hacen en la

<sup>6</sup> Ver, por ejemplo, las contribuciones seminales a esta literatura de Barro (1972), Sheshinski y Weiss (1977) y Caplin y Spulber (1987).

magnitud completa que les permite las condiciones del mercado, para no afectar así su reputación ('good will') entre sus clientes.<sup>7</sup>

Insertando la ecuación (1) de precios de equilibrio, que no son observables por el analista, en la ecuación (2), se obtiene que los precios observados en cada período y ciudad están determinados por el siguiente modelo:

$$P_{it} = (1 - \theta) \cdot \alpha + \theta \cdot P_{it-1} + \theta \cdot \beta' \cdot X_{it} + \theta \cdot \gamma \cdot S_{it} + \theta \cdot \mu_i + \theta \cdot \lambda_t + \theta \cdot v_{it} \quad (3)$$

Simplificando mediante una redefinición de los parámetros, se obtiene:

$$P_{it} = \tilde{\alpha} + \tilde{\theta} \cdot P_{it-1} + \tilde{\beta}' \cdot X_{it} + \tilde{\gamma} \cdot S_{it} + \tilde{\mu}_i + \tilde{\lambda}_t + \tilde{v}_{it} \quad (4)$$

En la ecuación (4) el parámetro  $\tilde{\gamma}$  mide el impacto de la concentración sobre los precios en el corto plazo, mientras que el impacto de esta variable sobre los precios en el largo plazo es:

$$\gamma = \frac{\tilde{\gamma}}{(1 - \tilde{\theta})} \quad (5)$$

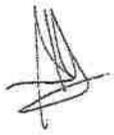
Con una estimación de los parámetros del modelo (4), se puede calcular el impacto de largo plazo de la concentración sobre los precios.<sup>8</sup> Mientras más cercano a cero es el parámetro  $\tilde{\theta}$ , más rápido es el ajuste.

*Consideraciones Econométricas*

La ecuación (4) es un modelo dinámico de paneles. La dificultad en su estimación radica en que la variable  $P_{it-1}$  también depende de  $\mu_i$ , por lo que este término de error estará correlacionado con una de las variables del lado derecho del modelo, generándose

<sup>7</sup> Se debe notar también que las campañas publicitarias, donde se anuncian ciertos precios de los productos, imponen una restricción adicional a la rapidez con que los supermercados pueden cambiar los precios de sus productos.

<sup>8</sup> En algunas especificaciones del modelo estimado más abajo, se permite que el ajuste de precios dependa de los precios del período anterior ( $t-1$ ) y de dos períodos anteriores ( $t-2$ ). Las ecuaciones análogas a (4) y (5) para este caso son triviales de derivar. Ver detalles en Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2005).



un problema clásico de endogeneidad. Para estimar modelos de este tipo, se han propuesto diversos estimadores en la literatura. El Cuadro 1, tomada de Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2005) resume las opciones disponibles.

Cuando el número de observaciones transversales,  $N$ , es grande (en nuestro caso el número de ciudades en la base de datos) y, además, hay muchas observaciones a través del tiempo ( $T$  grande) entonces el modelo se puede estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios. Cuando  $T$  es pequeño, pero  $N$  es grande (como en una encuesta de miles de hogares, por ejemplo), el modelo más adecuado es el método general de momentos de Arellano y Bond (1991), o su refinación por Blundell y Bond (1998). Sin embargo, estos estimadores no son eficientes en muestras pequeñas y cuando el parámetro de la variable dependiente rezagada es cercano a uno. Por otro lado, si  $N$  es pequeño pero  $T$  es grande se puede utilizar el estimador intra-grupos sugerida por Kiviet (1995).<sup>9</sup>

**Cuadro 1. Métodos para estimar paneles con variables dependientes rezagadas**

	<i>T</i> pequeño	$T \rightarrow \infty$
<i>N</i> pequeño	---	Estimador intra-grupos (Kiviet (1995))
$N \rightarrow \infty$	Arellano y Bond (1991) Blundell y Bond (1998)	Mínimos Cuadrados Ordinarios

*Fuente:* Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2005).

¿Qué pasa si tanto  $T$  como  $N$  son pequeñas? Este es el caso de nuestros datos, donde  $T = 99$  y  $N = 24$ . La literatura econométrica no tiene una respuesta. Sin embargo, las simulaciones de Montecarlo realizadas por Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2005) muestran que para una base de datos simulada muy similar a la nuestra, donde  $N = 20$  y  $T = 100$ , y donde la variable de interés muestra un patrón estacional, y con tres variables independientes, el estimador con menor sesgo es el intra-grupos. Sobre la base de estos resultados, en este trabajo se utiliza este estimador.

Utilizar el estimador intra-grupos tiene otra ventaja en el presente contexto. Como sugiere Bond (2002), cuando el modelo está bien especificado, el estimador intra-grupos provee una cota inferior a la estimación de los parámetros del modelo, mientras que el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios provee una cota superior. Al utilizar

<sup>9</sup> El estimador intra-grupos es idéntico al estimador de efectos fijos de panel.

SESUENTO SELETO > MUEE

entonces el estimador intra-grupos estamos subestimando los parámetros del modelo. Esto hace que el impacto de la concentración en los precios, tanto en el corto plazo como en el largo plazo (ecuación (5)), estaría subestimado. En este sentido nuestros resultados son conservadores y entregan una cota inferior a los efectos esperados de la concentración sobre los precios.

#### 4. Descripción de los Datos

##### Precios

Los datos de precios por ciudad han sido obtenidos del Anuario de Precios del Instituto Nacional de Estadística (INE) para el periodo de 1998:01 a 2006:03. El Anuario de Precios registra los precios mensuales para 95 productos alimenticios en 24 ciudades, incluidas Santiago. No se han incorporado otros bienes ofrecidos por los supermercados como artículos de aseo, perfumería, entre otros, debido a la no disponibilidad de información pública sobre estos últimos. No obstante, los alimentos corresponden aproximadamente al 80% de las ventas de los supermercados.<sup>10</sup> Por otro lado, las muestras del INE recogen precios no solamente de supermercados sino también de otros puntos de venta como almacenes y ferias.

El uso de información de precios a nivel de ciudad y agregada por tipo de establecimiento implica dos definiciones respecto al mercado relevante. Primero, a nivel geográfico éste se circunscribe a la ciudad y, segundo, a nivel del producto considera como sustitutos cercanos a los supermercados de otros formatos de venta de menor extensión como las tiendas de conveniencia o ferias. Tales delineaciones, que están determinadas por la disponibilidad de información, pueden ser más amplias que lo sugerido por la literatura.

Solamente 16 ciudades están durante todo el periodo de análisis. Así, trabajamos con una base de datos de panel desbalanceado, donde 16 ciudades tienen información mensual de precios para el periodo 1998:01 a 2006:03 y 8 ciudades tienen datos de precios para el periodo 2002:01 a 2006:03. Además, siguiendo a Lira, Rivero y Vergara

<sup>10</sup> Lira, Rivera y Vergara (2005).



## *Sesuenta eventos*

680

(2005), trabajamos con 52 productos que se comercializan en los supermercados y que se encuentran en todos los Anuarios de Precios en el periodo de análisis. Los pesos de cada producto se encuentran especificados en el Anexo 1.

Los precios reales (deflactados por el IPC) han tenido una dinámica decreciente durante el primer período de la muestra, pero una tendencia al alza durante el segundo período de la muestra. Los gráficos respectivos se presentan en el Anexo 2.<sup>11</sup>

### **Historia de Supermercados**

El listado de locales proviene principalmente del Directorio de Supermercados que realiza el INE. El Directorio cubre las regiones y el país en forma casi total. Esta información se ha recopilado desde Enero de 1991 y con una frecuencia mensual.

El Directorio define como unidad estadística a los establecimientos que tienen 3 o más cajas registradoras y que comercializan al menudeo una o varias líneas de productos de consumo a través del sistema de autoservicio.<sup>12</sup>

La información del Directorio de Supermercados, respecto al inicio y cierre de actividades de cada local y el número de cajas, se completó y se cruzó con datos entregados por las grandes cadenas de supermercados a la Fiscalía Nacional Económica e información disponible en Internet.

### **Índice de Concentración**

Cómo índice de concentración, se utiliza el índice de Herfindahl-Hirschman, convencionalmente utilizado para medir la concentración de mercado. Para el caso de los Supermercados en cada ciudad, el índice fue construido de la siguiente forma:

$$IHH_i = \sum_{j=1}^N (s_{ij})^2$$

<sup>11</sup> Aunque los test formales de estacionaridad de las series de precios por comuna no son concluyentes, una inspección visual de los gráficos del Anexo 2 muestra claramente que estas series son estacionarias en tendencia.

<sup>12</sup> Nuevamente se está ampliando la delineación de mercado recomendada. Sin embargo el efecto de establecimientos menores se verá reflejado en una participación de mercado menor al emplear el índice de concentración *IHH*.

9(9)

Seiscientos ochenta y uno

681

donde  $s_j$  es la participación de mercado de la firma  $j$  en la ciudad  $i$ .

La ventaja de emplear este índice es que resume en una sola variable las dos dimensiones consideradas relevantes para caracterizar a priori la competitividad de un mercado: El número de oferentes y la participación de mercado de cada uno de ellos.

Se considera como una sola firma a todas aquellas 'marcas' o 'productos' de una misma firma. Por ejemplo: Jumbo y Santa Isabel son considerados como Cencosud, a partir de la fecha en que se produce la adquisición por parte de esta última. De este modo, una fusión es capturada en la regresión como un incremento en el  $IHH$  de las ciudades donde se fusionan las cadenas.

Para construir el  $IHH$  es necesario conocer la participación de mercado de cada Supermercado. Sin embargo esta información no está disponible para todo el universo de firmas. Siguiendo a Barros, Brito y de Lucena (2003), podemos utilizar una variable altamente correlacionada con el volumen de ventas. Ellos emplean el área de ventas como aproximación a las ventas. Como no se dispone de la información de superficie de ventas para la totalidad de los establecimientos, se empleará el número de cajas por local como variable Proxy.

A continuación se presenta el coeficiente de correlación entre ventas, área de ventas y número de cajas para las firmas con información disponible.<sup>13</sup>

Tabla 1. Coeficiente de correlación entre Ventas, Área de Ventas y Número de Cajas

	Cajas	Superficie (mt2)	Ventas 2003	Ventas 2004	Ventas 2005
Cajas	1.0000				
Superficie (mt2)	0.9453	1.0000			
Ventas 2003	0.9103	0.8780	1.0000		
Ventas 2004	0.8070	0.8006	0.9598	1.0000	
Ventas 2005	0.7639	0.7712	0.9221	0.9707	1.0000

Fuente: Elaboración propia en base a información provista por el INE y la FNE.

El coeficiente de correlación entre el número de cajas y ventas es del orden de 0.83 en promedio. Esta correlación es mayor que con el área de ventas (0.82). Por lo tanto, es

<sup>13</sup> Las firmas con información disponibles son: D&S, Montserrat, Economax, Cencosud y Rendic.

mejor utilizar el número de cajas que la superficie de ventas para aproximar la participación de mercado.

Para efectos prácticos, el *IHH* se multiplica por 10.000, con lo cual en índice se encuentra dentro del rango [0, 10.000]. El gráfico del logaritmo de esta variable por comuna se encuentra en el Anexo 3.

## 5. Resultados

### *Análisis preliminar*

Como primera aproximación, se estimó el modelo de Lira, Rivero y Vergara (2005), utilizando datos para las mismas ciudades y el mismo período que el utilizado en dicho estudio (no obstante nuestros datos son de frecuencia mensual en vez de trimestral). Si bien no consideramos que el estudio de Lira, Rivero y Vergara (2005) sea particularmente relevante para analizar temas de fusiones, dada la difusión mediática que ha recibido y la interpretación que se le ha dado a sus resultados, resulta interesante examinar que arroja dicho modelo cuando se analiza el tema de la concentración de los mercados.

Siguiendo a Lira, Rivero y Vergara (2005), se estima la siguiente ecuación:<sup>14</sup>

$$\frac{P_{it}}{P_{St}} = \alpha + \beta' \cdot X_{it} + \gamma \cdot S_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (6)$$

La variable dependiente  $\frac{P_{it}}{P_{St}}$  es el precio de la canasta en la ciudad *i* relativo al precio de la canasta en Santiago para el tiempo *t*.  $X_{it}$  es un grupo de variables de demanda que incluyen al desempleo (tasa de desocupación) y a un índice de actividad económica

<sup>14</sup> Aunque muy similar a la ecuación (4), esta especificación no considera la variable dependiente rezagada en el lado derecho. Sin embargo, en una de sus especificaciones Lira, et al (2005) estiman un modelo dinámico.

Sesientos ochenta y tres

regional (INACER), ambas relativas al nivel nacional de estas variables.<sup>15</sup>  $S_{it}$  es una variable que representan la concentración del mercado en la ciudad  $i$ . Por último, como se discutió mas arriba,  $\mu_i$  denota el efecto fijo por ciudad,  $\lambda_t$  denota el efecto temporal y  $v_{it}$  es un shock aleatorio bien comportado.

Nuestras principales diferencias respecto a las estimaciones de Lira, Rivero y Vergara (2005) son:

- La frecuencia temporal del modelo es mensual y no trimestral.
- La utilización del índice Herfindahl-Hirschman en la ciudad  $i$  relativa al valor del índice Santiago como  $S_{it}$  en vez de la variable discreta (Dummy) de entrada de Hipermercados en la ciudad  $i$ .

Sin embargo, se mantiene la misma muestra de ciudades y el mismo periodo de análisis (1998:01-2004:12) que en el estudio original para así facilitar las comparaciones con Lira, Rivero y Vergara (2005).<sup>16</sup> Por otro lado, se estimaron las especificaciones con el estimador de efectos aleatorios (Mínimos Cuadrados Generalizados) para mayor comparabilidad con el citado estudio, aunque los resultados son prácticamente idénticos si se estima mediante efectos fijos. En una segunda especificación se incluyó la variable dependiente rezagada y, al igual que Lira, et al (2005), se estimo por el estimador de Arellano y Bond (1991).<sup>17</sup> Los resultados se muestran en la Tabla 2.

La primera columna de resultados indica que en aquellos mercados donde la concentración es más alta, relativo a santiago, los precios también son más altos. El coeficiente asociado a la concentración es positivo y significativo. La variable de actividad económica regional no fue estadísticamente significativa, mientras que un desempleo mayor al promedio nacional baja los precios relativo a Santiago.

<sup>15</sup> La tasa de desempleo y el Índice de Actividad Económica Regional (INACER) fueron tomadas del INE. El INACER de cada región se dividió por el IMACEC nacional de cada mes, y la tasa de desempleo regional fue dividida por la tasa de desempleo nacional.

<sup>16</sup> Arica, Iquique, Antofagasta, Copiapó, La Serena, Valparaíso, Rancagua, Talca, Chillán, Concepción, Temuco, Valdivia, Puerto Montt, Coyhaique y Punta Arenas.

<sup>17</sup> Como se discutió más arriba, en muestras pequeñas este puede no ser el mejor estimador disponible pero por comparabilidad con el estudio de Lira, et al (2005) se utiliza igualmente.



La segunda columna estima un modelo de panel dinámico, con la variable dependiente rezagada un período. Se puede observar un ajuste no muy rápido de los precios, donde sólo cerca del 20% del ajuste se realiza durante el mes. Por otro lado, las variables de desempleo relativo y de actividad económica no son estadísticamente significativas en esta especificación. Sin embargo, la variable de concentración sigue siendo significativa y positiva, indicando que la concentración afecta los precios. El impacto de esta variable en el corto plazo es bajo (0,0042), sin embargo el efecto de largo plazo es de 0,027, similar al coeficiente estimado en la primera columna.

**Tabla 2: Estimación del Modelo de Lira, et al (2005)**

	Precio/Precio Santiago	
	(EA) <sup>a</sup>	(AB) <sup>b</sup>
$P_{it-1}/P_{st-1}$	—	0,8418072 (50,96)**
$IHH_{it}/IHH_{st}$	0,0213859 (6,47)**	0,0042188 (2,41)*
$lnacer_{it}/lnacec$	0,0002189 (0,02)	0,0016146 (0,19)
$Desocupación_{it}/Desocupación Nacional$	-0,0246434 (-3,15)*	-0,0005204 (0,12)
Constante	0,979146 (43,23)**	0,0118086 (1,49)
Observaciones	1245	1230
Número de Ciudades	15	15
R-cuadrado	0.51	—

*Las regresiones incluyen también un efecto temporal para cada mes*

*Valor absoluto del t estadístico en paréntesis*

*\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%*

*<sup>a</sup> Estimador de panel de efectos aleatorios (GLS)*

*<sup>b</sup> Estimador de momento de Arellano y Bond (1991): se utilizaron todos los rezagos como instrumentos*

Vale la pena remarcar que los resultados anteriores —de una relación positiva y significativa entre precios y concentración— no se deben a diferencias de costos entre regiones, ya que, como se explicó más arriba, estas diferencias están siendo controladas por el efecto fijo de cada ciudad. El efecto fijo también está controlando por diferencias en la escala o tamaño relativo entre los diferentes mercados locales.

A la luz de estos resultados, surge una interpretación interesante de los resultados encontrados por Lira, Rivero y Vergara (2005). Ellos concluyen que la entrada de un Hipermercado en una ciudad baja los precios. Nuestros resultados sugieren que esto ocurre justamente por que la entrada tiene el efecto de aumentar el número de competidores y disminuir la concentración en esos mercados.

*Resultados para el modelo de panel dinámico*

El modelo anterior no es adecuado para el análisis que nos interesa, ya que al dividir los precios de cada ciudad por los de Santiago, sólo se estarían comparando las diferencias en precios respecto a esta última ciudad. Además, esto equivale a eliminar a Santiago de la muestra, lo cual es arbitrario y reduce la información disponible para la estimación. Como alternativa, estimamos el modelo general inspirado en la ecuación (4):

$$\ln\left(\frac{P_{it}}{IPC_{it}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln\left(\frac{P_{it-1}}{IPC_{it-1}}\right) + \alpha_2 \cdot \ln(IHH_{it-1}) + \alpha_3' \cdot X_{it} + \mu_i + \lambda_t + v_{it}$$

Ahora nuestro modelo tiene como variable dependiente el logaritmo natural del precio de la canasta de la ciudad *i* en el tiempo *t* deflactado por el *IPC* general en dicho período. En otras palabras, la variable dependiente son los precios reales de la canasta de alimentos en cada ciudad y período de tiempo.

Tanto la variable dependiente como la índice de concentración han sido transformadas a su logaritmo. En general, es recomendable hacer esta transformación a variables económicas —que son continuas y positivas— antes de una estimación.<sup>18</sup> Además, esta transformación facilita la interpretación de los coeficientes estimados, que ahora pueden interpretarse directamente como elasticidades.<sup>19</sup>

<sup>18</sup> Aparte de reducir posible problemas de heteroscedasticidad en las estimaciones, esta transformación genera variables más simétricas que las originales y con rango de valores a lo largo de toda la línea real, lo cual hace más confiable el uso de las distribuciones asintóticas de los estimadores para realizar las inferencias estadísticas.

<sup>19</sup> Estimar el modelo con las variables en niveles no cambia en nada los resultados reportados más abajo.



*Sesenta ochenta y seis*

686

Por otro lado, se amplía el periodo de análisis a 1998:01-2006:03 y el número de ciudades a 24, incluida la Región Metropolitana.<sup>20</sup> Consideramos también que existe un efecto estacional mensual y una tendencia en la evolución de los precios de las canastas. Cabe señalar que el INACER no está disponible para la Región Metropolitana, por lo que al incluir ésta variable en el modelo, la Región Metropolitana queda excluida de la estimación.

Por último, siguiendo a Benavente, et al (2005), las variables independientes, incluyendo el índice de concentración, han sido rezagas en un período. Esto por cuanto la consistencia de los estimadores de paneles dinámicos depende críticamente de que las variables independientes sean predeterminadas. Esto, además, corrige cualquier problema de endogeneidad (causalidad de precio a concentración) de la variable *IHH*. En todo caso, los resultados son prácticamente idénticos si se incluyen las variables independientes contemporáneas en los distintos modelos.

La Tabla 3 muestra los modelos estimados. La primera columna muestra los resultados de estimar un modelo sólo con el índice de concentración. La segunda columna muestra los resultados de agregarle al modelo anterior la tasa de desempleo y el logaritmo de la variable de actividad económica regional (INACER), lo cual implica sacar a Santiago de la muestra. Finalmente, la tercera columna es la especificación de la primera columna pero con dos rezagado de la variable dependiente.<sup>21</sup> Adicionalmente, la tabla muestra la estimación de la elasticidad de corto y largo plazo de la concentración sobre los precios, según los coeficientes estimados para cada modelo.

Los resultados son muy estables a través de las distintas especificaciones y muestran que la concentración de mercado, medida aquí por el índice de Herfindahl-Hirschman, tiene un efecto positivo sobre el nivel de precios de la canasta de alimentos en la muestra de ciudades utilizada. En efecto, los estimadores sugieren que por cada 1% que suba el índice de concentración, los precios de los alimentos suben un 0,05% en términos reales en el largo plazo. Los coeficientes de las variable rezagadas implican que el ajuste completo de precios a su equilibrio de largo plazo demora alrededor de un

<sup>20</sup> Las ciudades son: Antofagasta, Arica, Chillan, Coyhaique, Concepción, Copiapó, Curico, Iquique, La Serena, Linares, Los Andes, Los Angeles, Osorno, Puerto Montt, Punta Arenas, Quillota, Rancagua, San Antonio, San Fernando, Santiago, Talca, Temuco, Valdivia y Valparaíso.

<sup>21</sup> Más que dos rezagos de la variable dependiente no son estadísticamente significativos.

## SESENTA OCHO Y SIETE

687

semestre (6 meses). Por otro lado, el desempleo y el índice de actividad económica regional no son estadísticamente significativos.<sup>22</sup>

**Tabla 3: Estimación intra-grupos del modelo de panel dinámico**

	Ln(Precio real)		
	(1)	(2)	(3)
$Ln(Precio)_{t-1}$	.8335614 (66.30)**	.8280997 (61.95)**	.6648236 (28.86)**
$Ln(Precio)_{t-2}$	---	---	.1980196 (8.66)**
$Ln(IHH)_{t-1}$	.0080296 (2.88)**	.0078223 (2.69)**	.0069462 (2.52)*
Tasa de Desocupación $t-1$	---	.0002781 (0.09)	---
$Ln(INACER)_{t-1}$	---	.0000234 (0.00)	---
Constante	.728372 (12.38)**	.7816257 (10.43)**	.5988622 (9.90)**
<i>Durbin-Watson:</i>			
<i>Bhargava et al. (1982)</i>	2.31	2.32	2.00
<i>Baltagi-Wu LBI</i>	2.33	2.34	2.02
Observaciones	1959	1846	1932
Número de Ciudades	24	23	24
R-cuadrado	0.91	0.91	0,92
<i>Las regresiones incluyen un efecto temporal para cada mes</i>			
<i>Valor absoluto del t estadístico en paréntesis</i>			
<i>* significativa al 5%; ** significativa al 1%</i>			
<i>Elasticidad Precio-IHH Corto plazo</i>	0,008	0,008	0,007
<i>Elasticidad Precio-IHH largo plazo</i>	0,048	0,046	0,050

Cabe señalar que el efecto encontrado entre la concentración y los precios es independiente de la ciudad que se trate, es decir mide el efecto promedio a nivel nacional. También es independiente del año y mes del año por cuanto para ambos casos se han controlado tales efectos mediante variables discretas para cada mes y año.

<sup>22</sup> En el modelo con dos rezagos de la variable dependiente, estas variables tampoco son significativas. Por otro lado, el hecho que los parámetros sean casi idénticos en el modelo (1) y (2) podría interpretarse como que la inclusión o exclusión de Santiago no afecta los resultados ya que en el segundo modelo la información de la ciudad de Santiago es omitida.

Por último, los resultados tampoco son sensibles al método de estimación. En el Anexo 4 se muestran los resultados de estimar los mismos modelos mediante la técnica del Método Generalizado de Momentos (GMM) de Arellano y Bond (1991), donde se puede ver que los coeficientes estimados son muy parecidos a los de la Tabla 3, aunque —consistente con Bond (2002) y Benavente, et al. (2005)— las elasticidades son marginalmente mayores.

## 6. Simulaciones de los efectos de las fusiones

A modo ilustrativo, se emplean los resultados arrojados por las estimaciones anteriores para simular los cambios esperados en los precios producto de las recientes fusiones anunciadas en distintas ciudades del país.

Las fusiones consideradas son las siguientes:

- Antofagasta: Cencosud-Infante; Cencosud-Korlaet o D&S-Korlaet
- Copiapó: Deca-Rendic-D&S
- La Serena: Deca-Rendic-D&S
- Santiago: Cencosud-Economax
- Talca: D&S-El Pilar
- Linares: D&S-El Pilar

De los casos anteriores, D&S adquirió 9 locales de El Pilar, incluidos Whagorn y Arce Ltda. y Oper Florida S.A. Además, la marca ALVI, perteneciente a D&S, adquirió Oper Terminal. Estas adquisiciones ocurrieron en junio del 2006, en las ciudades de Talca, Linares, San Javier y el Parral. Además, a la fecha, Cencosud adquiere 12 locales pertenecientes a Economax, ubicados en Santiago y 4 locales de Infante en Antofagasta.

Las fusiones simuladas cambian la estructura del mercado de cada ciudad, lo cual afecta la concentración. Así, sobre la base de nuestro modelo econométrico, predice cambios en el nivel de precios tal como se muestra en la siguiente tabla.

9597

SEGUIMIENTO OBTENTA 7 TRUQUE

639

La Tabla 4 muestra el índice de concentración en cada ciudad a la última fecha disponible en la base de datos, que corresponde a marzo del 2006. Luego, en base a la información de cajas por firma se estimó el *IHH* resultante después de cada fusión. Con estos datos se calculó el aumento porcentual en el índice de concentración en cada ciudad. Luego a este último parámetro se aplicó la elasticidad de largo plazo de 0,05, según los modelos estimados en la sección anterior, para obtener el cambio esperado en los precios.

Tabla 4. Simulación de efectos de las fusiones en los precios de los alimentos por ciudad

Ciudad	IHH inicial (marzo, 2006)	IHH final	Cambio % IHH	Cambio % de Precios
Antofagasta <sup>(1)</sup>	2.728,3	7.057,7	158,7%	7,9%
Antofagasta <sup>(2)</sup>	2.728,3	5.064,1	85,6%	4,3%
Copiapo	4.175,7	6.438,8	54,2%	2,7%
La Serena	3.336,6	6.265,6	87,8%	4,4%
Santiago	2.294,2	2.483,7	8,3%	0,4%
Talca	2.069,3	5.408,8	161,4%	8,1%
Linares	4.029,5	6.697,2	66,2%	3,3%

Notas: Antofagasta <sup>(1)</sup>: Cencosud-Korlaet y Antofagasta <sup>(2)</sup>: D&S-Korlaet

Los resultados indican que las fusiones podrían generar un aumento significativo en los precios, especialmente en Antofagasta y Talca, donde este aumento podría ser del 8,0%. El caso menos preocupante pareciera ser Santiago, donde se esperaría un aumento de precios de sólo 0,4%. Sin embargo, en este último caso, asumir que todas las comunas de la ciudad pertenecen a un mismo mercado geográfico es exagerado, por lo que los resultados del presente estudio pueden no ser muy relevantes para analizar las fusiones en esta ciudad.

### 7. Conclusiones

En este trabajo se ha estimado un modelo de panel dinámico para explicar la evolución de un índice de precios de alimentos para distintas ciudades del país. Los resultados encontrados indican que la concentración de los supermercados en los mercados locales afecta los precios de cada mercado regional. De este modo, la preocupación por los altos

## SUSUENTOS ROBERTA

690

niveles de concentración que pueden alcanzar ciertos mercados locales tiene justificación.

Además, al replicar la modelación de Lira et al. (2005), hemos identificado que lo que produce la caída en los precios pareciera ser el aumento en la competencia que genera la entrada de un hipermercado nuevo, no la presencia de una marca o empresa per-se. Este resultado también da soporte a la precaución respecto a la disminución en el número de competidores que se deriva de una fusión.

Utilizando los parámetros estimados, se calculó el posible efecto que tendrían las diversas fusiones anunciadas en la industria sobre los precios de los alimentos. Los resultados indican que éstas podrían aumentar los precios entre un 4,3% y un 7,9% en Antofagasta, dependiendo de la fusión que finalmente se materialice. En Talca, el aumento de precios podría ser del 8,1%, mientras que en la Serena y Linares de un 4,4% y 3,3% respectivamente. En Copiapó, nuestro modelo predice un aumento esperado en los precios del 2,7%.

Finalmente, en Santiago, el modelo predice un aumento esperado del 0,4% en los precios de los alimentos. Sin embargo, considerando la extensión de esta ciudad, es probable que nuestro modelo no esté captando debidamente el impacto de la fusión en el mercado relevante, que sin duda es de menor extensión que todo el Gran Santiago. Al emplear un mercado de carácter más local, según lo recomienda la literatura, el resultado obtenido —de 0,4% de incremento en los precios— estaría subestimando el verdadero efecto de la compra de Economax por Cencosud. Cabe destacar, que la cadena adquirida tiene presencia principalmente en las zonas centro y sur de la ciudad de Santiago, y es en esos mercados donde debiera medirse el efecto en precios derivado de la mayor concentración.

Referencias

Arellano, M. y S. Bond (1991), 'Some tests of Specification for Panel data: Montecarlo Evidence and an Application to Employment Equations', *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-292.

Ashenfelter, O., D. Ashmore, J.B. Baker, S. Gleason y D.S. Hosken (2004), 'Econometric Methods in Staples', Princeton Law and Public Affairs Working Paper N°04-007, Princeton University, Spring Semester.

Baker, J.B (1999), 'Econometric Analysis in FTC vs. Staples', *Journal of Public Policy and Marketing*, Vol. 18(1), Spring, pp. 11-21.

Barro, R. (1972), 'A Theory of Monopolistic Price Adjustment', *Review of Economic Studies*, 39, pp. 17-26.

Barros, P., D. Brito y de Lucena (2003), 'Mergers in the food retailing sector: an empirical investigation', Universidad Nova de Lisboa, mimeo, noviembre.

Benavente, J.M., A. Galetovic, R. Sanhueza y P. Serra (2005), 'Estimando la demanda Residencial por Electricidad en Chile: El Consumo Sensible al Precio', *Cuadernos de Economía*, vol. 42 (Mayo), pp. 31-61.

Blundell, R.W. y S. Bond (1998), 'Initial Conditions and Moment restrictions in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

Bond, S. (2002), 'Dynamic Panel Data Models: A Guide to Microdata Methods and Practice', *Portuguese Economic Journal*, 1, pp. 141-162.

Caplin, A.S. y P. Spulber (1987), 'Menu Costs and the Neutrality of Money', *Quarterly Journal of Economics*, 102(4), pp. 703-725.

Coterrill, R. W. (1999), 'An Antitrust Economic Analysis of the Proposed Acquisition of Supermarkets General Holdings Corporation by Ahold Acquisition Inc.', FMPC Issue Paper 46, University of Connecticut.

Demsetz, H. (1973), 'Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy', *Journal of Law and Economics*, 16: 1-10.

Ivaldi, M. y F. Verboven (2005), 'Quantifying the Effects from Horizontal Mergers: Comments on the Underlying assumption', *International Journal of Industrial Organization*, 23, pp. 699-702.

Kiviet, J. (1995), 'On Bias, Inconsistency and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, 68, pp. 53-74.

Levy, D., M. Bergen, S. Dutta y R. Venable (1997), 'The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence form Large U.S. Supermarket Chains', *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), pp. 791-825.

SEISLAWITOLU TIOLENTA 7 2005

092

Lira, L., R. Rivero y R. Vergara (2005), 'Entry and Prices: Evidence from the Chilean Supermarket Industry', segundo borrador, PUC.

Mueller, D (2003) *The Corporation: Investment, Mergers, and Growth*, Routledge.

Sheshinski, E. y Y. Weiss (1977), 'Inflation and Costs of Price Adjustment', *Review of Economic Studies*, 50, pp. 513-519.

Slade, M. (1998), 'Optimal pricing with costly adjustment: Evidence from the retail-grocery prices', *Review of Economic Studies*, 65, pp. 87-107.

9797

SERVISURTO TREINTA Y TRES

093

ANEXO 1. Productos y su ponderación en el Índice de Precios del Consumidor

	Producto (Unidad)	Peso
1	Pan Corriente (kg)	2.31
2	Pan Corriente (sin envase, kg)	0.20
3	Arroz, grado 2 (kg)	0.29
4	Harina corriente (500 kg)	0.12
5	Avena machacada (400g)	0.03
6	Tallarines N°5 (400g)	0.25
7	Asado carnicero (beef) (kg)	0.10
8	Asado de tira (kg)	0.19
9	Asiento de picana (kg)	0.24
10	Lomo liso (kg)	0.22
11	Osobuco 10 kg	0.89
12	Chuleta de cerdo (kg)	0.16
13	Costillar de cerdo sin aliño (kg)	0.12
14	Pollo entero faenado (kg)	0.47
15	Jurel en conserva (fish) (425g)	0.04
16	Atún en conserva (184g)	0.07
17	Jamón cocido (kg)	0.23
18	Vienesas (20)	0.13
19	Huevos 12 uds	0.30
20	Leche (lt)	0.60
21	Leche en polvo (1 kg)	0.34
22	Yoghurt batido (175g)	0.33
23	Aceite vegetal (lt)	0.37
24	Margarina (250g)	0.20
25	Paltas Hass (kg)	0.14
26	Tomates larga vida (kg)	0.48
27	Limonas (kg)	0.08
28	Manzanas (kg)**	0.18
29	Naranjas (kg)	0.19
30	Platanos (kg)	0.18
31	Duraznos en conserva (590 kg)	0.05
32	Arvejas en conserva (310g)*	0.03
33	Papas (kg)	0.62
34	Ajos (3 units)	0.04
35	Cebollas, nueva o guarda (kg)	0.16
36	Lechuga milanasa (1)	0.16
37	Repollo blanco mediano (1)	0.05
38	Zanahorias (atado)	0.10
39	Lentejas 5mm (kg)	0.04

Servicios, momentos y costos

694

**Anexo 1. Productos y su ponderación en el Índice de Precios del Consumidor  
(continuación)**

40	Porotos coscorrón (kg)	0.08
41	Salsa de tomates (250g jar)	0.16
42	Azúcar granulada (kg)	0.37
43	Mermelada (250g)	0.13
44	Sal de mesa yodada (kg)	0.03
45	Café soluble (170g)	0.18
46	Fortificante para leche (400g)	0.06
47	Té corriente (250g)	0.10
48	Té en bolsitas (20)	0.11
49	Bebida gaseosa retornable (2 lt)	1.80
50	Vino blanco (lt)	0.19
51	Agua mineral desechable con gas (1.6 lt)	0.09
52	Pisco 35% alcohol (750cc)	0.19
Total canasta		14.19

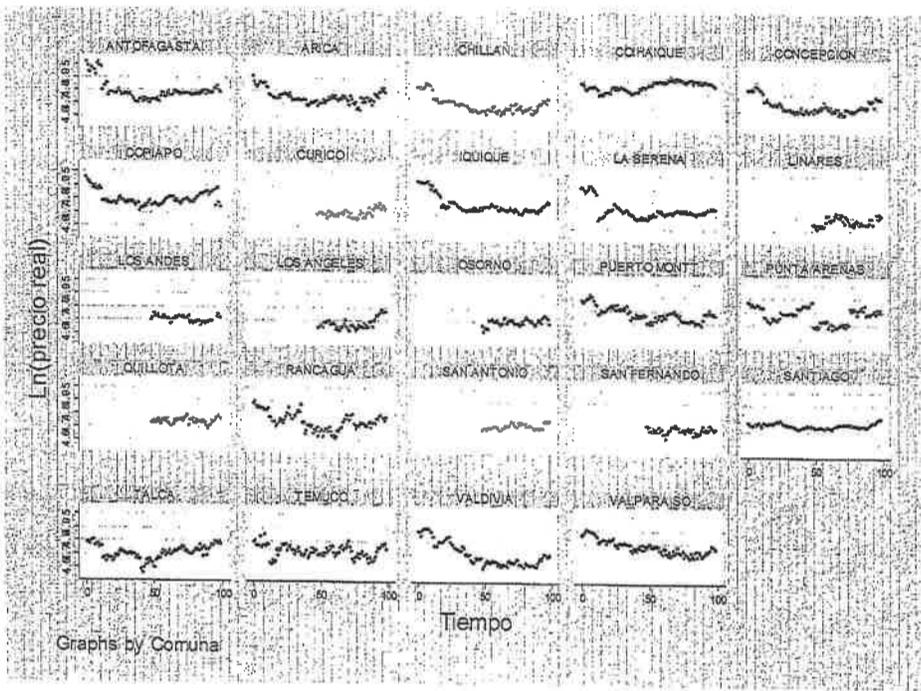
Fuente: INE.

9598

SEISCIENTOS VEINTITA Y CINCO

095

Anexo 2. Gráfico de la variable  $\ln(\text{precio canasta real})$  mensual por comuna, 1998:1-2006:3



*Suscripción momento 7 siete*

897

**Anexo 4. Resultados de la estimación de los modelos con el método generalizado de momentos de Arellano-Bond (1991)**

	<i>Ln(Precio real)</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Ln(Precio)<sub>t-1</sub></i>	.8140803 (57.22)**	.8126284 (54.46)**	.6547065 (28.44)**
<i>Ln(Precio)<sub>t-2</sub></i>	---	---	.1939694 (8.50)**
<i>Ln(IHH)<sub>t-1</sub></i>	.0100978 (3.29)**	.0091502 (2.86)**	.0079974 (2.85)**
<i>Tasa de Desocupación<sub>t-1</sub></i>	---	-.0005916 (0.16)	---
<i>Ln(INACER)<sub>t-1</sub></i>	---	-.0033561 (0.41)	---
<i>Constante</i>	-.0003334 (1.78)	.0002985 (1.99)*	.0084863 (2.52)*
<i>Sargant test:</i>			
<i>Valor</i>	1502.86	1413.80	1720.28
<i>Prob &gt; <math>\chi^2</math></i>	1.000	1.000	1.0000
<i>Observaciones</i>	1932	1846	1905
<i>Número de Ciudades</i>	24	23	24
<i>R-cuadrado</i>	---	---	---

*Las regresiones incluyen un efecto temporal para cada mes*

*Valor absoluto del t estadístico en paréntesis*

*\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%*

<i>Elasticidad Precio-IHH Corto plazo</i>	0,010	0,009	0,007
<i>Elasticidad Preci-IHH largo plazo</i>	0,054	0,049	0,053

*Nota: se utilizaron todos los rezagos disponibles como instrumentos.*



SESCIENTOS TREINTA Y OCHO

648

~~ALDO GONZALEZ~~

