



DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SDT 249

**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**

Autores: Aldo
González y Andrés
Gómez-Lobo.

Santiago, Jul. 2007

**Serie Documentos de Trabajo
N 249**

**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**

Aldo González

Andrés Gómez-Lobo

Departamento de Economía
Universidad de Chile

Resumen

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.

Palabras Claves:

Canasta de alimentos, concentración supermercados.

**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[†]**

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

y

Aldo González
Departamento de Economía
Universidad de Chile
(agonzalez@econ.uchile.cl)

[†] Este estudio fue financiado por la Fiscalía Nacional Económica pero las opiniones y posibles errores son de exclusiva responsabilidad de los autores. Agradecemos la colaboración de Daniel Oda en este estudio y numerosas conversaciones y sugerencias de José Miguel Benavente.

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 sugieren 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.¹ 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.²

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.

¹ 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.

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

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. Luego, se analiza la posibilidad de que la concentración en una ciudad dependa de los precios pasados de los alimentos. 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, Ashmore, Baker, Gleason y

Hosken, 2004; Baker, 1999). Otro ejemplo, también en los Estados Unidos, fue la adquisición de Pathmark por Royal Ahold (Coterill, 1999b). 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.³

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 los distintos oferentes son competidores imperfectos —debido a la diferenciación entre ellos— o bien su oferta es homogénea pero aumenta el riesgo de coordinación tácita o explícita al momento de fijar precio producto de la mayor concentración.

No obstante, a través de la regresión precio-concentración, pueden testarse 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.⁴ En el caso de nuestro estudio, una relación negativa podría

³ 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).

⁴ La hipótesis de la estructura eficiente de mercado fue planteada por Demsetz (1973)

eventualmente legitimar la tesis de que el aumento en el poder comprador, que permite a las grandes cadenas obtener insumos a menores precios, termine favoreciendo al consumidor en forma de menores precios.

3. Relación Precio- Concentración en Supermercados

En el negocio de la venta de alimentos al detalle (supermercados) la mayoría de los estudios precios concentración así como los modelos estructurales arrojan resultados que soportan la hipótesis que mercados más concentrados conducen —a otras cosas iguales— a precios más altos. El cuadro 1 muestra los resultados de diversos estudios realizados en el mercado de Estados Unidos:

Cuadro 1: Resultados de estudios precio-concentración en los EE.UU

Estudio	Relación Positiva Precio – Concentración
Mori-Gorman (1966)	No
Marion, Mueller, Cotterill Geithman y Schmelzer (1977)	Si
Marion, Mueller, Cotterill Geithman y Schmelzer (1979)	Si
Lamm (1981)	Si
Cotterill (1983)	Si
Meyer, Garber y Pino (1983)	Si
Cotterill (1986)	Si
Marion, Heimforth y Bailey (1993)	Si
Kaufman y Handy (1989)	No
Newmark (1990)	No
Binkley y Connor(1998)	Si
Marion (1998)	Si
Cotterill (1999a)	Si
Park y Weliwita (1999)	No
Kadiyali, Chintagunta y Vilcassim (2000)	Si
Yu y Connor (2002)	Si
Sharkey y Stiegert (2006)	Si

A nivel de países europeos, la cantidad de estudios realizados es menor, pero los resultados que se han obtenido apuntan en la misma dirección que al otro lado del Atlántico. Asplund y Friberg (2002) encuentran una relación positiva —aunque de pequeña magnitud— y significativa en términos estadísticos entre concentración y precio para el mercado de los alimentos en Suecia. Barros, Brito y De Lucena (2006) estiman el efecto de fusiones de supermercados en Portugal, considerando tanto el aumento del poder de mercado local y las posibles disminuciones de costos derivadas

del mejor poder negociador respecto de los proveedores. Sus resultados indican que el efecto más probable de los procesos de concentración es un alza en los precios. Smith (2004) estima para el Reino Unido el impacto en precios de diversas posible fusiones entre las principales cuatro cadenas de supermercados de dicho país, encontrando que éstas subirían los precios entre un 1.2% y un 4.4% en promedio nacional y hasta un 7,4% en ciertas áreas locales.

4. 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, μ_i , un efecto temporal, λ_t , y un error aleatorio bien comportado, v_{it} .⁵ A su vez, α , β y γ , son parámetros o vectores de parámetros a estimar, siendo γ 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 μ_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.

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

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

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

En la ecuación anterior, el parámetro θ ($0 \leq \theta < 1$) 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.⁶ 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 una firma esperar un tiempo antes de cambiar todos los precios.

Por otro lado, los estudios empíricos de Levy, Bergen, Dutta y Venable (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

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

los precios, o no lo hacen en la magnitud completa que les permite las condiciones del mercado, para no afectar así su reputación ('good will') entre sus clientes.⁷

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.⁸ 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 μ_i , por lo que este término de error estará correlacionado con una de las variables del lado derecho del modelo, generándose

⁷ 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.

⁸ 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 2, inspirada en un cuadro similar 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 u otro estimador convencional. Cuando T es pequeño, pero N es grande (como en una encuesta de miles de hogares, por ejemplo), se puede estimar el modelo mediante el método general de momentos (GMM) de Arellano y Bond (1991), o su refinación por Blundell y Bond (1998).⁹ Por otro lado, si N es pequeño pero T es grande se puede utilizar el estimador intra-grupos ya que este estimador es consistente a medida que crece el número de observaciones en la dimensión temporal (Nickell, 1981).¹⁰

Cuadro 2: Métodos para estimar paneles con variables dependientes rezagadas

	T pequeño	$T \rightarrow \infty$
N pequeño	Intra-grupos (Judson y Owen, 1999; Galetovic, et al (2005))	Estimador intra-grupos (Nickell, 1981)
$N \rightarrow \infty$	Arellano y Bond (1991) Blundell y Bond (1998)	Mínimos Cuadrados Ordinarios o sus variantes convencionales

Fuente: adaptación de 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 $N = 24$. Varios estudios de Monte Carlo sugieren que el estimador intra-grupos es el más adecuado. Judson y Owen (1999) recomiendan este estimador en paneles desbalanceados cuando $T \geq 30$. Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2005) muestran que para una base de datos simulada con una estructura 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, aunque

⁹ Cuando el panel es balanceado, que no es el caso del presente estudio, también se puede utilizar el estimador intra-grupos corregido propuesto por Kiviet (1995). Los análisis de Monte Carlo presentados en Kiviet (1995) muestran que el estimador intra-grupos corregido tiene muy buenas propiedades en muestras pequeñas.

¹⁰ El estimador intra-grupos es idéntico al estimador de efectos fijos de panel.

también se presenta en un anexo los resultados obtenidos al utilizar el estimador de Arellano y Bond (1991).

Otra consideración econométrica dice relación con la crítica de Pesaran y Smith (1995) a los paneles dinámicos cuando hay heterogeneidad en los coeficientes del modelo. Estos autores muestran que el estimador intra-grupos (efectos fijos) del impacto promedio es sesgado e inconsistente en estos modelos cuando los coeficientes son heterogéneos entre unidades. Por ejemplo, este sería el caso cuando el efecto de la concentración sobre los precios de los alimentos es distinto en cada ciudad. En el Anexo 6 se presentan los resultados de utilizar un estimador robusto a este problema, donde se muestra que los resultados son muy parecidos a los obtenidos con el estimador intra-grupos.

5. 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.¹¹ 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

¹¹ Lira, Rivera y Vergara (2005).

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.

Siguiendo a Lira, Rivero y Vergara (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. Hay tres ciudades, donde no hay precios para algunos productos a finales del 2005 y por lo tanto la serie para estas ciudades está incompleta.¹²

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. En el Anexo 4 se discuten las propiedades de serie de tiempo de esta variable.

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.¹³

¹² En Rancagua no hay precio registrado para los tomates larga vida en octubre 2005, en Linares no hay precios registrados para los tomates larga vida y lechuga entre octubre y noviembre del 2005, y en Los Andes no hay información del precio de los tomates de larga vida entre octubre y diciembre del 2005.

¹³ 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*.

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:

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

donde s_{ij} 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.

En la Tabla 1 se presenta el coeficiente de correlación entre ventas, área de ventas y número de cajas para las firmas con información disponible.¹⁴ El coeficiente de correlación entre el número de cajas y ventas es del orden de 0.83 en promedio. Esta correlación promedio es casi idéntica a la obtenida con el área de ventas (0.82). Por lo tanto, utilizar el número de cajas es tan válido como la superficie de ventas para aproximar la participación de mercado.

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.

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. En el Anexo 4 se discuten las propiedades de serie de tiempo de esta variable.

6. 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 qué arroja dicho modelo cuando se analiza el tema de la concentración de los mercados.

¹⁴ Las firmas con información disponibles son: D&S, Montserrat, Economax, Cencosud y Rendic.

Siguiendo a Lira, Rivero y Vergara (2005), se estima la siguiente ecuación:¹⁵

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

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 regional (INACER), ambas relativas al nivel nacional de estas variables.¹⁶ S_{it} es una variable que representan la concentración del mercado en la ciudad i . Por último, como se discutió mas arriba, μ_i denota el efecto fijo por ciudad, λ_t denota el efecto temporal común a todas las ciudades en el mes t , y v_{it} , es un error 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).¹⁷ 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

¹⁵ Aunque muy similar a la ecuación (4), esta especificación no considera la variable dependiente rezagada en el lado derecho. Sin embargo, otra de las especificaciones de Lira, et al (2005) sí es un modelo dinámico, que también estimamos más abajo.

¹⁶ 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.

¹⁷ Arica, Iquique, Antofagasta, Copiapó, La Serena, Valparaíso, Rancagua, Talca, Chillán, Concepción, Temuco, Valdivia, Puerto Montt, Coyhaique y Punta Arenas.

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 estimó por el estimador de Arellano y Bond (1991).¹⁸ Los resultados se muestran en la Tabla 2.

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

	<i>Precio/Precio</i> <i>(EA)^a</i>	<i>Santiago</i> <i>(AB)^b</i>
P_{it-1} / P_{st-1}	---	0.8432282 (51.06) ^{***}
IHH_{it} / IHH_{st}	0.0203992 (6.18) ^{***}	0.0034908 (1.78) [*]
$lnacer_{it} / lnacec$	0.0001902 (0.01)	0.0015064 (0.18)
$Desocupación_{it} / Desocupación Nacional$	-0.0249208 (3.19) ^{***}	-0.0005834 (0.13)
Constante	0.9813285 (43.32) ^{***}	0.0117706 (1.48)
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

** significativa al 10%; ** significativa al 5%; *** significativa al 1%*

^a *Estimador de panel de efectos aleatorios (GLS)*

^b *Estimador de momento de Arellano y Bond (1991): se utilizaron todos los rezagos como instrumentos*

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.

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 16% del ajuste se realiza durante el mes. Por otro lado, las variables de desempleo relativo y de actividad económica no son estadísticamente significativas en

¹⁸ 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.

esta especificación. Sin embargo, la variable de concentración sigue siendo marginalmente significativa y positiva, indicando que la concentración afecta los precios. El impacto de esta variable en el corto plazo es bajo (0,0035), sin embargo el efecto de largo plazo es de 0,022, similar al coeficiente estimado en la primera columna.

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 individual de cada ciudad. El efecto individual 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 usualmente son continuas y positivas— antes de una estimación.¹⁹ Además, esta transformación facilita la interpretación de los coeficientes estimados, que ahora pueden interpretarse directamente como elasticidades.²⁰

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.²¹ Se incluye un efecto temporal mensual común a todas las ciudades. 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. Al rezagar estas variables en un mes se evita cualquier problema de endogeneidad (causalidad contemporánea desde precios a concentración) de la variable *IHH*. En todo caso, los resultados son prácticamente idénticos si se incluyen las variables independientes sin rezagar en los distintos modelos. En la próxima sección se examina la posible entre la concentración en cada ciudad y los precios de la canasta de alimentos en el pasado.

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

¹⁹ 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.

²⁰ Estimar el modelo con las variables en niveles no cambia cualitativamente los resultados reportados más abajo.

²¹ 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.

columna pero con dos rezagado de la variable dependiente.²² 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.²³ Los coeficientes de las variable rezagadas implican que el ajuste completo de precios a su equilibrio de largo plazo demora alrededor de un semestre (6 meses). Por otro lado, el desempleo y el índice de actividad económica regional no son estadísticamente significativos.²⁴

Cabe señalar que el efecto encontrado entre la concentración y los precios es el efecto promedio por ciudad a nivel nacional. Por último, los resultados tampoco son sensibles al método de estimación. En el Anexo 5 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 la elasticidad del efecto concentración sobre los precios es marginalmente mayor. En el Anexo 6 se presentan los resultados del modelo de corte transversal utilizando el promedio temporal de las variables de cada ciudad. Como demuestran Pesaran y Smith (1995), este estimador es consistente cuando hay heterogeneidad en los coeficientes de cada unidad del panel. Los resultados del Anexo 6 son similares a los presentados aquí, aunque la elasticidad estimada es algo menor.

²² Más que dos rezagos de la variable dependiente no son estadísticamente significativos.

²³ Si se estima el modelo sin incluir la variable dependiente rezagada (modelo de panel no dinámico), los resultados son prácticamente idénticos a los resultados de largo plazo presentados en la Tabla 3.

²⁴ 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.

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

	<i>Ln(Precio real)</i>		
	(1)	(2)	(3)
$Ln(Precio)_{t-1}$	0.8338272 (66.41)***	0.8282188 (62.02)***	0.664834 (28.87)***
$Ln(Precio)_{t-2}$	---	---	0.1982075 (8.67)***
$Ln(IHH)_{t-1}$	0.0080327 (2.87)***	0.0079354 (2.71)***	0.0070228 (2.53)**
<i>Tasa de Desocupación</i> $_{t-1}$	---	0.0002427 (0.07)	---
$Ln(INACER)_{t-1}$	---	-0.0000371 (0.01)	---
<i>Constante</i>	0.7378372 (12.12)***	0.780455 (10.41)***	0.5973271 (9.86)***
<i>Durbin-Watson:</i>			
<i>Bhargava et al. (1982)</i>	2.32	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 10%; ** significativa al 5%; *** significativa al 1%</i>			
<i>Elasticidad Precio-IHH Corto</i>			
<i>plazo</i>	0,008	0,008	0,007
<i>Elasticidad Preci-IHH largo plazo</i>	0,048	0,046	0,051

7. Efectos de los altos precios sobre la concentración

Los resultados anteriores no deberían causar preocupación si los aumentos de precios generados por una mayor concentración incentivan la entrada de nuevos competidores en la industria dentro de un plazo razonable, reduciendo así la concentración y revirtiendo el alza inicial de precios.

Para examinar este asunto, se estimaron varias regresiones donde la variable dependiente era el índice de concentración en cada ciudad y los precios pasados las variables dependientes.²⁵

Tabla 4: Modelo de efectos fijos (intra-grupos) de la variable concentración

	<i>Ln(IHH)</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Ln(IHH)_{t-1}</i>	0.9539553 (129.59)***	0.9531152 (127.73)***	0.9541334 (125.58)***	0.9541111 (119.75)***	0.9416066 (104.82)***
<i>Ln(Precio)_{t-1}</i>	0.0264804 (0.80)	0.0271062 (0.44)	---	---	---
<i>Ln(Precio)_{t-2}</i>	---	-.0017884 (0.03)	---	---	---
<i>Ln(Precio)_{t-6}</i>	---	---	-.0298854 (0.89)	-.0698791 (1.60)	---
<i>Ln(Precio)_{t-12}</i>	---	---	---	0.0859928 (2.07)**	0.0753459 (1.68)*
<i>Ln(Precio)_{t-24}</i>	---	---	---	---	.0003196 (0.01)
<i>Constante</i>	0.2394941 (1.50)	0.250258 (1.49)	0.499301 (3.01)***	0.2889419 (1.50)	0.1006612 (0.40)
Observaciones	1962	1935	1848	1704	1416
Número de Ciudades	24	24	24	24	24
R-cuadrado	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99

Las regresiones incluyen un efecto temporal para cada mes
Valor absoluto del t estadístico en paréntesis
** significativa al 10%; ** significativa al 5%; *** significativa al 1%*

Los resultados se presentan en la Tabla 4. En las distintas columnas de la tabla se muestran los resultados de estimar un modelo de panel de efecto fijo (estimador intra-grupos) con distintos rezagos para los precios. Se probaron rezagos de hasta 24 meses, lo que implica analizar si los precios hace dos años en una ciudad influyen en la concentración contemporánea. En casi todos los casos los resultados indican que los

²⁵ Se debe notar que en la ecuación de precios, la variable *IHH* estaba rezagada un período. Por lo tanto, el postular ahora una relación entre esta variable y los precios pasados no implica un sistema de ecuaciones simultáneas que pudiera generar problemas de endogeneidad de la variable *IHH* en la ecuación de precios.

precios pasados no afectan el indicador de concentración.²⁶ Los únicos coeficientes estadísticamente significativos son los precios con un rezago de 12 meses en los modelos de la columna 4 y 5. Sin embargo, en estos casos el signo del coeficiente es positivo, lo que implica que altos precios en el pasado aumentan la concentración en el presente, justamente lo opuesto a lo esperado. Por lo tanto, no hay evidencia de que altos precios en una ciudad induzcan la entrada de nuevos supermercados en el futuro y que este proceso ayude a desconcentrar la industria local y bajar así los precios, al menos dentro del período de la muestra utilizada en el presente trabajo.

8. Simulaciones de los efectos de las fusiones

A modo ilustrativo, se emplean los resultados arrojados por las estimaciones de las ecuaciones precio-concentración para simular los cambios esperados en los precios producto de las recientes fusiones anunciadas en distintas ciudades del país. Antes de proseguir es importante señalar que este análisis es sólo una aproximación de primer orden ya que se utilizan las participaciones de mercado de cada empresa antes de la fusión para proyectar la concentración esperable posterior a la fusión. Sin embargo, la teoría económica de oligopolios señala que la participación de mercado de la firma fusionada no será la simple suma de las participaciones de las firmas originales antes de la fusión. Para estimar el efecto exacto de las fusiones sobre la participación de mercado de cada firma después de la fusión se requiere estimar un modelo estructural de la industria, esfuerzo que no es posible realizar actualmente por la falta de datos públicamente disponible de los precios y ventas de cada empresa por ciudad.

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

²⁶ Cualquiera de los modelos de la Tabla 4 estimado con las variables en primeras diferencias entrega como resultado la no significancia de las variables de precio sobre la evolución el índice de concentración.

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 Parral. Además, a la fecha, Cencosud adquiere 12 locales pertenecientes a Economax, ubicados en Santiago y 4 locales de Infante en Antofagasta.

Habida consideración de la advertencia presentada al comienzo de esta sección, como aproximación de primer orden las fusiones simuladas cambian la estructura del mercado de cada ciudad según lo que se muestra en la Tabla 4. Esta tabla 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 5: Simulación de efectos de las fusiones en los precios de los alimentos por ciudad

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

Notas: Antofagasta ⁽¹⁾: Cencosud-Korlaet y Antofagasta ⁽²⁾: 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.

9. 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 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 señalado en dicho estudio podría bien 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.

Por otro lado, no hay evidencia de que altos precios en algún mercado local induzca la entrada de nuevos supermercados y la consecuente desconcentración de la industria en el futuro, al menos dentro de un período de dos años.

Utilizando los parámetros estimados, se calculó el posible efecto que tendrían las diversas fusiones anunciadas en la industria sobre los precios de los alimentos. Como aproximación de primer orden, 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.
- Asplund, M. y R. Friberg (2002). "Food Prices and Market Structure in Sweden", *Scandinavian Journal of Economics* 104 (4), 547-566.
- 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.
- Barro, R.J. (1991), 'Economic growth in a cross section of countries', *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp. 407-443.
- Barros, P., D. Brito y de Lucena (2006), 'Mergers in the food retailing sector: an empirical investigation', *European Economic Review*, Vol. 50(2), pp. 447-468
- 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.
- Binkley, J.K. y J.M. Connor (1998), "Grocery Market Pricing and the New Competitive Environment", *Journal of Retailing*, Vol. 11, pp. 473-492.
- 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.
- Cotterill, R.W. (1983), *The Food Retailing Industry in Arkansas: A Study of Price and Service Levels*, Submitted to the Honorable Steve Clark, Attorney General, State of Arkansas, January, 10, 1983.
- Cotterill, R.W. (1986), "Market Power in the Retail Food Industry: Evidence from Vermont", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68(3), pp. 379-386

- Cotterill, R.W. (1993), "A Response to the Federal Trade Commission/Anderson Critique of Structure-Performance Studies in Grocery Retailing", en *Competitive Strategy Analysis in the Food System*, Ronald W. Cotterill (ed.), Westview Press, pp. 221-252.
- Cotterill, R.W. (1999a). "Market Power and the Demsetz Quality Critique: An Evaluation for Food Retailing", *Agribusiness*, Vol. 15(1), pp. 101-118.
- Coterrill, R. W. (1999b), '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.
- Hadri, K. (2000), 'Testing for stationarity in heterogeneous panel data', *The Econometrics Journal*, 3, 2000, pp. 148-161.
- Im, K.S., M.H. Pesaran, y Y. Shin (2003), 'Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels', *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- 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.
- Judson, R.A. y A.L. Owen (1999), 'Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists', *Economic Letters*, 65, pp. 9-15.
- Kadiyali, V., P. Chintagunta y N. Vilcassim (2000), "Manufacturer-Retailer Channel Interaction and Implications for Channel Power: An Empirical Investigation of Pricing in a Local Market", *Marketing Science*, Vol. 19(2), pp. 127-148.
- Kaufman, P.R. and C.R. Handy. (1989). *Supermarket Prices and Price Differences: City, Firm, and Store-Level Determinants*. Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, Technical Bulletin No. 1776.
- Kiviet, J. (1995), 'On Bias, Inconsistency and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models', *Journal of Econometrics*, 68, pp. 53-74.
- Lamm, R.M. (1981), "Prices and Concentration in the Food Retailing Industry", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 30(1), pp. 67-78.
- Levin, A., C.F. Lin, y C.S.J. Chu (2002), 'Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties', *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- 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.
- Lira, L., R. Rivero y R. Vergara (2005), 'Entry and Prices: Evidence from the Chilean Supermarket Industry', segundo borrador, PUC.

Maddala, G.S. y S. Wu (1999), 'A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and A New Simple Test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-652.

Marion B.W., W.F. Mueller, R.W. Cotterill, F.E. Geithman y J.R. Schmelzer (1977), *The Profit and Price Performance of Leading Food Chains, 1970-1974*. A study prepared for the use of the Joint Economic Committee, Congress of the United States, April 12, 1977 (Revised May 6, 1977).

Marion B.W., W.F. Mueller, R.W. Cotterill, F.E. Geithman y J.R. Schmelzer (1979), *The Food Retailing Industry: Market Structure, Profits, and Prices*, Praeger Publishers, New York.

Marion B.W., W.F. Mueller, R.W. Cotterill, F.E. Geithman y J.R. Schmelzer (1979), "The Price and Profit Performance of Leading Food Chains", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61, pp. 420-433.

Marion B.W., K. Heimforth y W. Bailey. (1993), "Strategic Groups, Competition, and Retail Food Prices", en *Competitive Strategy Analysis in the Food System*, Ronald W. Cotterill (ed.), Westview Press, pp. 179-199.

Marion B.W. (1998), "Competition in Grocery Retailing: The Impact of a New Strategic Group on BLS Price Increases", *Review of Industrial Organization*, Vol. 13, pp. 381-399.

Meyer P.J., K.M. Garber y B.A. Pino (1983), "Concentration and Performance in Local Retail Markets", en *Industrial Organization, Antitrust, and Public Policy*, John V. Craven (ed.), Kluwer-Nijhoff, pp. 145-161

Mori, H., and Wm.D. Gorman. (1966). "An Empirical Investigation into the Relationship between Market Structure and Performance as Measured by Prices." *Journal of Farm Economics*. V. 48(3) pt. 2, pp. 162-171.

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

Newmark, C.M. (1990), "A New Test of the Price-Concentration Relationship in Grocery Retailing", *Economic Letters*, Vol. 33, pp. 369-373.

Nickell, S. (1981), 'Biases in dynamic models with fixed effects', *Econometrica*, 49, pp. 1417-1426.

Park, T. y A. Weliwita. (1999), "Competitive Behaviour in the U.S. Food Retailing Industry", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol.47, pp. 45-55.

Perron, P. (1989), 'The Great Crash, The Oil Price SOC and the Unit Root Hypothesis', *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.

Pesaran, M.H. (2003), 'A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence', Cambridge Working Papers in Economics 0346, Faculty of Economics (DAE), University of Cambridge.

Pesaran, M.H. y R. Smith (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics*, 68, pp. 79-113.

Sharkey T. y K. Stiegert (2006) "Impacts of Nontraditional Food Retailing supercenters on Food Price Changes", *FSRG Monograph Series*, 20, February 2006

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

Sarno, L. y M.P. Taylor (1998), 'Real exchange rates under the current float: unequivocal evidence of mean reversion', *Economics Letters*, 60, pp. 131-137.

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

Smith, H. (2004) "Supermarket Choice and Supermarket Competition in Market Equilibrium." *Review of Economic Studies*, Vol. 71, No. 1, pp. 235-263, January 2004

Yu, C. and J.M. Connor (2002). "The Price-Concentration Relationship in Grocery Retailing: Retesting Newmark." *Agribusiness*. V. 18(4), pp. 413-426.

Anexo 1: Productos y su ponderación en el Índice de Precios del Consumidor

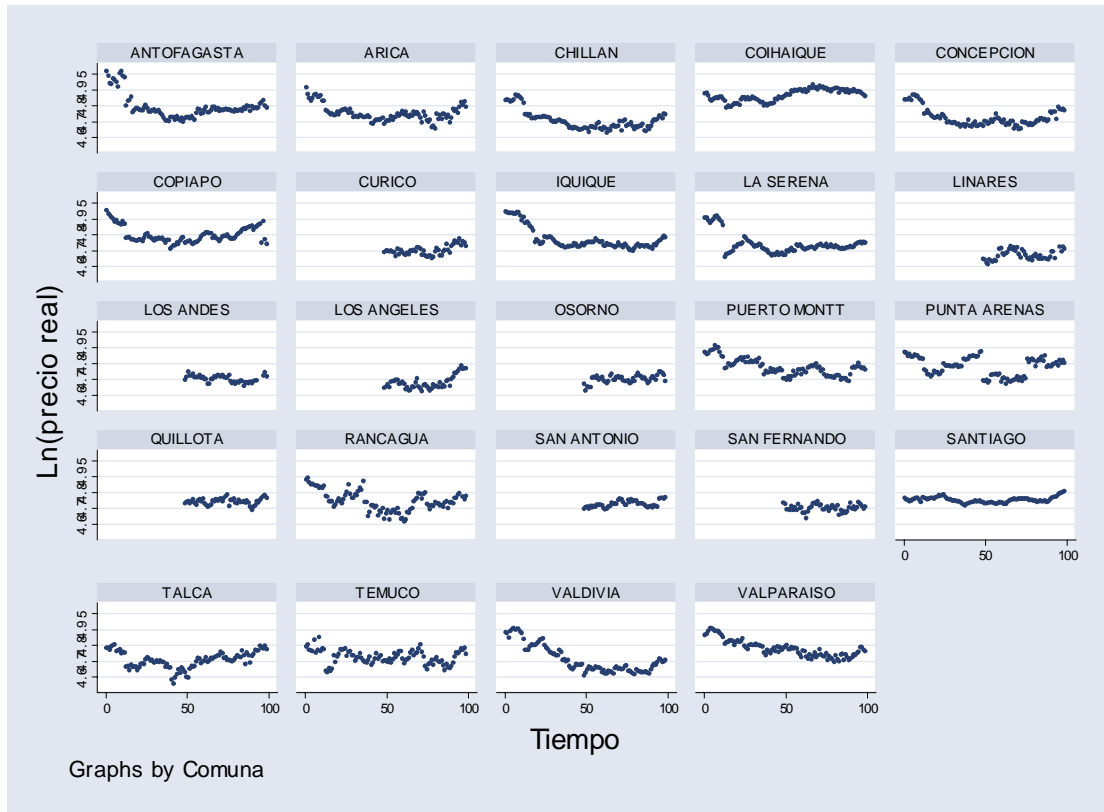
	Producto (Unidad)	Peso
1	Pan Corriente (kg)	2.31
2	Pan Corriente (sin envase, kg)	0.20
3	Arroz, grado 2 (kg)	0.29
4	Harina corriente (500 kg)	0.12
5	Avena machacada (400g)	0.03
6	Tallarines N°5 (400g)	0.25
7	Asado carnicero (beef) (kg)	0.10
8	Asado de tira (kg)	0.19
9	Asiento de picana (kg)	0.24
10	Lomo 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	Limonos (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 milanese (1)	0.16
37	Repollo blanco mediano (1)	0.05
38	Zanahorias (atado)	0.10
39	Lentejas 5mm (kg)	0.04

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

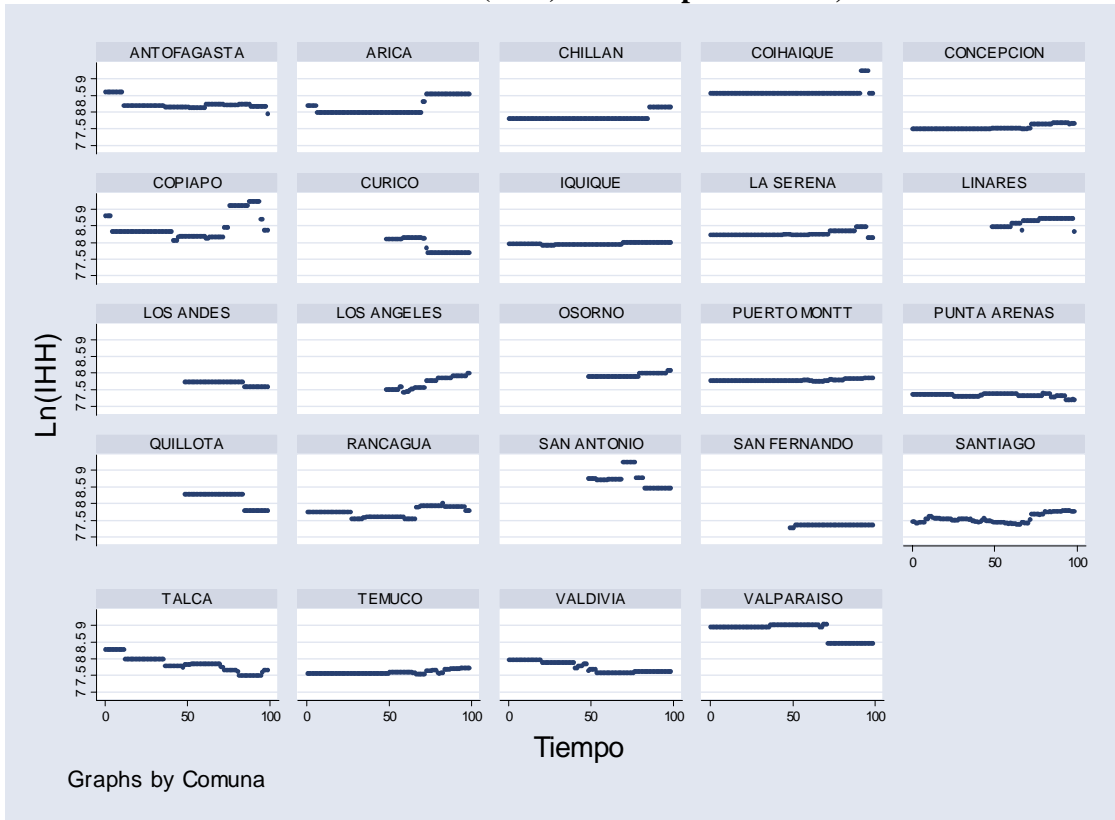
40	Porotos coscorrón (kg)	0.08
41	Salsa de tomates (250g jar)	0.16
42	Azúcar granulada (kg)	0.37
43	Mermelada (250g)	0.13
44	Sal de mesa yodada (kg)	0.03
45	Café soluble (170g)	0.18
46	Fortificante para leche (400g)	0.06
47	Té corriente (250g)	0.10
48	Té en bolsitas (20)	0.11
49	Bebida gaseosa retornable (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.

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



Anexo 3: Gráfico de la variable $\ln(IHH)$ mensual por comuna, 1998:1-2006:3



Anexo 4: Propiedades estadísticas de las variables de serie de tiempo

Considerando que las series de nuestra base de datos son relativamente largas para cada ciudad ($T = 99$ o $T = 51$) conviene explorar las propiedades de serie de tiempo de las mismas. En particular, se debe examinar si las dos variables de interés (el logaritmo del precio real de la canasta de alimento y el logaritmo del *IHH*) son estacionarias en niveles. De lo contrario, el modelo dinámico especificado con las variables en niveles entregaría resultados incorrectos.

La siguiente tabla presenta los resultados de varios tests de estacionalidad para datos de panel aplicados a la variable del precio real de la canasta de alimentos.²⁷ La mayoría de los test rechazan la hipótesis nula de no-estacionaridad. Sólo en el caso del test de Hadri (2000) se rechaza la hipótesis de estacionalidad de las series.²⁸ En vistas de estos resultados, se acepta que la variable de precio en niveles es estacionaria.

Resultados de test de estacionalidad para el logaritmo del precio real de la canasta de alimentos

Test	H ₀	Estadígrafo	P > estadígrafo
Im, Pesaran y Shin (2003)	Todas las series son no-estacionarias	-5.746	0.000
Levin, Lin y Chu (2002)	Variable no-estacionaria	-7.403	0.000
Peseran (2003)	Variable no-estacionaria	-5.261	0.000
Maddala y Wu (1999)	Todas las series son no-estacionarias	141.820	0.000
Sarno y Taylor (1998)	Todas las series son no-estacionarias	280.735	Valor crítico (5% CV) = 21.252
Hadri (2000)			
Homosedastico	Todas las series son estacionarias	55.552	0.000
Heterosedastico	Todas las series son estacionarias	54.861	0.000
Correlación Serial	Todas las series son estacionarias	5.617	0.000

Fuente: cálculos propios.

²⁷ Para poder aplicar estos tests se interpoló el valor del índice de precios para las tres ciudades con algunos meses sin índice en el año 2005.

²⁸ Dado que muchos de los otros tests tienen como hipótesis nula que todas las series son no-estacionarias, mientras que el test de Hadri (2000) tiene la hipótesis nula que todas las series son estacionarias, estos resultados contradictorios parecieran sugerir que las series para algunas ciudades son estacionarias y para otras no.

La mayor parte de los test (no reportados aquí), aunque con algunas excepciones, no permiten rechazar la hipótesis de no-estacionaridad de la variable de concentración. Sin embargo, una inspección visual de las series contenidas en el Anexo 3 sugiere fuertemente que esta variable es estacionaria con algunos saltos (o cambios estructurales) de niveles. De hecho, para muchas regiones esta variable es prácticamente constante en el tiempo pero con algunos cambios de nivel durante el período.

Desde el trabajo de Perron (1989) que existe evidencia teórica que los test de raíz unitaria (no estacionaridad) tienen muy bajo poder frente a la hipótesis alternativa de que la serie es estacionaria con quiebres estructurales de niveles. Por este motivo, no se considera muy relevante la información de los test tradicionales de no estacionaridad para datos de panel en este caso y se acepta que la variable de concentración es estacionaria en niveles pero con cambios estructurales en su valor. Esta característica tiene bastante lógica económica en el presente contexto. La concentración es estable en una ciudad hasta que una firma entra o sale de la industria, y el nivel de concentración se estabiliza en un nivel diferente.

Anexo 5: 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)_{t-1}</i>	0.8177642 (58.27)***	0.8127254 (54.50)***	0.6547709 (28.43)***
<i>Ln(Precio)_{t-2}</i>	---	---	0.1942215 (8.51)***
<i>Ln(IHH)_{t-1}</i>	0.0095775 (3.11)***	0.0092696 (2.88)***	0.0079825 (2.83)***
<i>Tasa de Desocupación_{t-1}</i>	---	-0.000624 (0.17)	---
<i>Ln(INACER)_{t-1}</i>	---	-.0034205 (0.42)	---
<i>Constante</i>	-.0003203 (1.71)*	0.0002972 (1.98)**	0.0084893 (2.52)**
<i>Sargant test:</i>			
<i>Valor</i>	1497.09	1411.82	1718.02
<i>Prob > χ^2</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>	---	---	---
<i>Las regresiones incluyen un efecto temporal para cada mes</i>			
<i>Valor absoluto del t estadístico en paréntesis</i>			
<i>* significativa al 10%; ** significativa al 5%; *** significativa al 1%</i>			
<i>Elasticidad Precio-IHH Corto plazo</i>	0,010	0,009	0,008
<i>Elasticidad Precio-IHH largo plazo</i>	0,053	0,049	0,053

Nota: se utilizaron todos los rezagos disponibles como instrumentos.

Anexo 6: Modelo con coeficientes aleatorios

El modelo dinámico especificado en este trabajo estima el valor promedio (entre ciudades) del coeficiente que relaciona la concentración con los precios. Pesaran y Smith (1995) demuestran que si los coeficientes del modelo son heterogéneos entonces la estimación del efecto promedio mediante un modelo de panel de efectos fijos será inconsistente. En concreto, si los efectos de la concentración sobre los precios son heterogéneos entre ciudades —algunas ciudades tienen un coeficiente más alto que otras— entonces la estimación del impacto promedio propuesto en este trabajo será sesgado e inconsistente.

Pesaran y Smith (1995) muestran que cuando el panel es largo (T relativamente grande), como en la presente aplicación, un estimador consistente del efecto promedio de largo plazo se obtiene de una regresión simple de corte transversal entre las variables promedio de cada ciudad. Este estimador ha sido comúnmente utilizado en la literatura de crecimiento endógeno, por ejemplo por Barro (1991).

Para aplicar este estimador, primero se debe tomar el promedio a lo largo de la muestra de cada variable en cada ciudad. Luego se estima una regresión simple utilizando el promedio de cada ciudad como una observación. Aplicando esta metodología a la presente aplicación se obtienen los siguientes resultados.

Regresión WLS de corte transversal de las variables promedio por ciudad

Variable dependiente: promedio $\ln(\text{Precio})$	Coefficientes
<i>Promedio $\ln(\text{HHI})$</i>	0.0419974 (2.07)**
<i>Constante</i>	4.409303 (27.38)***
Número de observaciones	24
R2 ajustado	0.13

Notas: Modelo estimado mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (Weighted Least Squares, WLS) donde cada observación ha sido ponderada por la raíz cuadrada del inverso del número de observaciones temporales disponibles para cada ciudad. Valor absoluto del t estadístico en paréntesis * significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Debido a que las variables son promedios temporales y el número de observaciones difiere entre ciudades, el modelo ha sido estimado mediante Mínimos Cuadrados Ponderados (Weighted Least Squares) donde la varianza del términos de error se ha

especificado como inversamente proporcional al número de observaciones temporales de cada ciudad.

Los resultados indican un impacto promedio significativo y positivo de la concentración en los precios de los alimentos. Aunque la elasticidad de largo plazo encontrada, de 0.042, es ligeramente menor que la encontrada con el modelo de panel de este informe, sigue siendo positiva y significativa. Por lo tanto, los resultados encontrados en este trabajo son robustos a la existencia de heterogeneidad en los coeficientes entre ciudades.