

# Descomposición de la varianza de precios en una economía emergente

**Fernando Borraz**  
**Joaquín Saldain**

## Resumen

*Usamos un millón de datos de precios de productos en Uruguay que abarcan las tiendas de artículos alimenticios y de higiene en la ciudad capital de Montevideo para descomponer la varianza de precios e identificar las fuentes de tal variabilidad. Estimamos la contribución específica del producto, de las cadenas y de las tiendas individuales a la variabilidad de precios. Las estimaciones se realizan con datos en diferentes periodos, con inflación tendencial temporal y excluyendo los productos no homogéneos para lograr resultados robustos. Al usar un modelo de tres errores para descomponer la variación de precios se tiene que los choques específicos de las cadenas representan la mitad de la misma. La importancia de los choques para los productos individuales*

---

F. Borraz <fborraz@bcu.gub.uy>, Banco Central del Uruguay y Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UdeLAR, y J. Saldain <js6ah@virginia.edu>, University of Virginia. Los autores agradecen a Leandro Zipitría, Miguel Mello, Gerardo Licandro y Roberto Rigobón, así como a los participantes de las XXXI Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay, la XX Reunión Anual de LACEA y la XX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del CEMLA, por sus útiles comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas en este artículo son las de los autores y no implican o representan la visión del Banco Central del Uruguay. Todos los errores son nuestra responsabilidad.

*y las categorías de productos comunes para todas las tiendas es la otra mitad. Nuestros resultados indican que la importancia de las cadenas en la variación de precios en Uruguay está entre las de Estados Unidos y las de Chile. Por lo tanto, en una economía emergente, las estrategias de las empresas minoristas no son muy diferentes de aquellas de Estados Unidos para explicar la variación de precios de lo que se pensaba inicialmente.*

*Palabras clave: precios, descomposición de la varianza, estrategia de la empresa, Uruguay.*

*Clasificación JEL: E31, E52, L10.*

## **Abstract**

We use a one million good-level dataset of prices in Uruguay which comprises grocery stores in the capital city of Montevideo to decompose the variance of prices to identify the sources of such variability. We estimate the specific contribution of the product, chain, and individual store to the variability of prices. Estimates are carried out with the data in different periods, with time trend inflation and excluding nonhomogeneous goods to estimate robust results. We use the three-error model to decompose the price variation to find that chain specific shocks account for half of it. The importance of shocks to individual products and product categories common to all stores is the other half. Our results indicate that the importance of chains in price variation in Uruguay is halfway between that of the United States and Chile. Therefore, in an emerging economy, the price strategies of retailers are not so much different from those in the United States to compare to what previously thought.

Keywords: prices, variance decomposition, firm strategy, Uruguay.

JEL classification: E31, E52, L10.

## 1. INTRODUCCIÓN

Entender el proceso de formación de precios es clave para la macroeconomía (la formulación de la política monetaria) y para la microeconomía (el proceso competitivo en el sector minorista), especialmente en una economía abierta y pequeña como Uruguay. El análisis que presentamos permite entender mejor el comportamiento, la dispersión y la volatilidad de precios. En un estudio seminal, Klenow y Malin (2010) brindaron un panorama actualizado y conciso de la evidencia empírica con base en microdatos. También Nakamura y Steinsson (2008) y Bils y Klenow (2004) estudiaron la fijación de precios en Estados Unidos.

En este artículo, analizamos un millón de precios en Montevideo, la capital de Uruguay, con el fin de estudiar el comportamiento de los precios y para descomponer su variabilidad en choques comunes a las tiendas dentro de una cadena minorista particular (efecto de cadena), choques comunes entre tiendas que venden un producto idéntico y choques idiosincrásicos para la tienda y el producto. Este análisis nos permite estimar la contribución de los choques del minorista y del fabricante para explicar la variabilidad de precios. Por lo tanto, esto es de especial relevancia dada la regulación que restringe el ingreso de supermercados en la ciudad de Montevideo.

En un documento relacionado, Nakamura (2008) halla que en el caso de Estados Unidos el 65% de la variación de precios es común a las tiendas propiedad de un minorista específico, el 16% de la variación de precios es común entre las tiendas que venden un producto idéntico y el 17% es idiosincrásico a las tiendas y al producto. Por lo tanto, halla que los choques de las cadenas son los más importantes para explicar la variabilidad de precios.

Para una economía emergente, el único estudio es el de Chaumont *et al.*, (2011) que analiza el caso de Santiago en Chile. A diferencia de Nakamura (2008), halla que los choques a los bienes individuales y a las categorías de productos son los

factores más importantes para explicar el comportamiento de los precios. En el caso de Chile, los choques de fabricantes son más importantes que los choques de cadenas para analizar la variación de precios.

Usamos el modelo de tres errores para descomponer la variación de precios e incluimos una tendencia temporal para la categoría del producto para poder registrar la inflación. Hallamos que la mitad de la variación de precios se puede explicar por la varianza a nivel de las cadenas. Por lo tanto, los resultados para Uruguay coinciden con los hallados para Estados Unidos y Chile. Esto sugiere que los precios minoristas no varían principalmente como resultado de los cambios de oferta y demanda. Si, por ejemplo, después de un choque de costo positivo aumenta el precio de una botella de bebida sin alcohol en particular, es más probable que cambie el precio de las bebidas sustitutas; por lo tanto, las estrategias de fijación de precios son lo más relevante y no los choques de oferta y demanda que afectan a toda la categoría bebidas, tales como los incrementos en el costo de salarios, las nuevas tecnologías o los cambios en el gusto del consumidor. Este hecho nos permite un mejor entendimiento de los efectos de la competencia sobre los precios del mercado y del efecto de la política monetaria sobre los precios.

Realizamos pruebas de robustez para corregir las variables atípicas, para la combinación de productos, para periodos de tiempo y ventas. En todas ellas, la estimación del efecto de cadena no registra cambios.

## **2. LA INDUSTRIA DE SUPERMERCADOS Y LA INFLACIÓN EN URUGUAY<sup>1</sup>**

Uruguay es un país de ingresos medio-alto, con una población de 3.37 millones de habitantes en 2011. Aproximadamente la mitad de la población o 1.7 millones de personas viven en

---

<sup>1</sup> Esta sección se basa en Borraz *et al.*, 2014.

Montevideo, la ciudad capital, y su área metropolitana. Según el Ministerio de Economía y Finanzas, el 60% de los supermercados están ubicados en Montevideo. Las principales cadenas de supermercados en Montevideo son las siguientes: Grupo Disco del Uruguay (que dirige las marcas Disco, Géant y Devoto), Tienda Inglesa, Ta-Ta (que adquirió Multiahorro en 2012) y Macro Mercado. De ellas, Disco y Tienda Inglesa captan a los consumidores de mayor poder adquisitivo. La concentración, transformación e ingreso de la industria de supermercados fue la característica de fines de los noventa, pero esa tendencia se desaceleró con las crisis económicas y financieras del país de 2001-2002. En el primer decenio de los 2000, los supermercados representaron aproximadamente un 35% de las ventas totales del sector minorista de alimentos en Montevideo.<sup>2</sup>

Tanto el ingreso de empresas multinacionales como su consolidación llevaron al cabildeo por parte de los pequeños minoristas uruguayos con el fin de restringir el ingreso al sector y de promover su interés de manera más general. Este cabildeo resultó en un nuevo conjunto de regulaciones que abarcaban la instalación de grandes minoristas en Uruguay. En 1999, se sancionó una ley antimonopolio, principalmente para controlar a los carteles y el abuso del dominio. En los últimos años, los únicos casos que se remitieron a la agencia antimonopolio fueron acerca de prácticas de fijación de precios predatorios por parte de los grandes supermercados, en especial de Géant.

La ley requería que aquellos nuevos participantes del sector minorista de alimentos que planeasen operar establecimientos comerciales con un área de venta de 300m<sup>2</sup> o superior debían obtener una aprobación especial de la autoridad municipal. La Ley núm. 17188 “Normas relativas a establecimientos comerciales de grandes superficies destinados a la venta de artículos alimenticios y de uso doméstico”, crea y da el poder a las

---

<sup>2</sup> Estos datos se toman de IdRetail. Las razones para la mayor participación de los supermercados en las ventas totales podrían haber variado y no se ha estudiado en profundidad; quedan fuera del alcance de este estudio.

comisiones municipales de hacer recomendaciones a la autoridad municipal para aprobar o desaprobar la instalación de establecimientos comerciales de gran escala.

El requerimiento administrativo se aplicó también en el caso de expansiones de las tiendas que excedieran el umbral de los 300m<sup>2</sup>, así como la apertura de nuevos establecimientos (que excedieran los 300m<sup>2</sup>) por parte de empresas ya establecidas. En 2003 se modificó la ley, y el umbral se redujo a 200m<sup>2</sup> de área de venta (ver Ley núm. 17657 “Establecimientos comerciales de grandes superficies destinados a la venta de artículos alimenticios y de uso doméstico”).

Cada vez que se solicita una nueva aprobación, una comisión evalúa el efecto de este ingreso sobre: 1) la oferta y demanda general en el área definida por el gobierno local (principalmente si existe o no una demanda excesiva por parte de los consumidores que no está siendo abarcada por las empresas ya establecidas); 2) la salida de pequeños minoristas; y 3) el empleo neto (introducido en 2003). Se le pide a la comisión que efectúe la evaluación con base en estos tres criterios.

La ley uruguaya que regula el ingreso al sector minorista de alimentos es reflejo de la legislación europea en una serie de aspectos.<sup>3</sup> Sin embargo, la ley uruguaya tiene algunos aspectos distintivos: en primer lugar, el límite de metros cuadrados sobre los cuales se considera que un establecimiento es un supermercado es mucho menor que en Europa. Segundo, la Comisión no tiene poder de veto sobre el ingreso de los supermercados, dado que la decisión final queda en manos del gobierno nacional. Tercero, cada Comisión cuenta con un miembro que es un representante del gobierno central y es quien emite el voto definitorio en caso de empate.

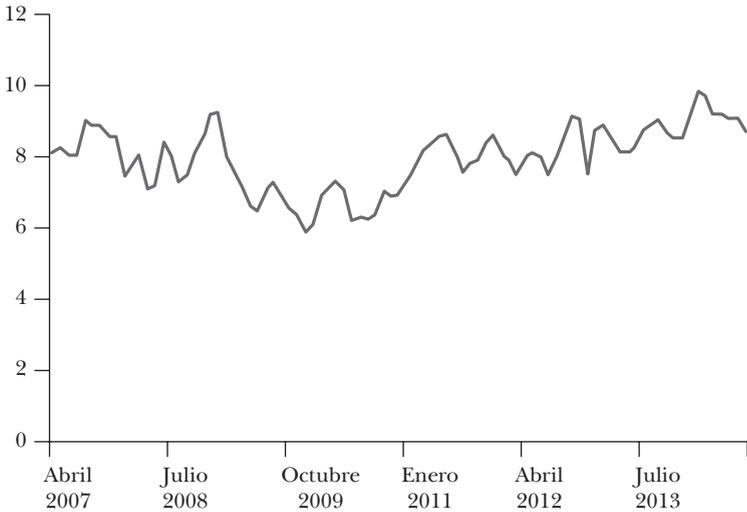
En pocas palabras, estas leyes restringieron el ingreso de los supermercados a Montevideo y por lo tanto resultan

---

<sup>3</sup> Ver Bertrand y Kramarz (2002) para las regulaciones de ingreso en Francia, Griffith y Harmgart (2008) y Haskel y Sadun (2009) para el Reino Unido.

Gráfica 1

INFLACIÓN A 12 MESES



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

interesantes y relevantes al momento de analizar el efecto de las cadenas existentes en la variación de precios.

La gráfica 1 muestra la tasa de inflación en 12 meses en Uruguay entre 2007 y 2014. La tasa promedio anual es de un 7.4% y observamos un aumento del 6% a fines de 2009 a un 8% a mediados de 2014. Nuestra metodología considerará el hecho de que la inflación en Uruguay es alta si se compara con los valores internacionales. También, estimamos el modelo para un subperiodo con baja inflación debido a choques que afectaron a la economía (septiembre 2009 a mayo 2010).

### 3. DATOS

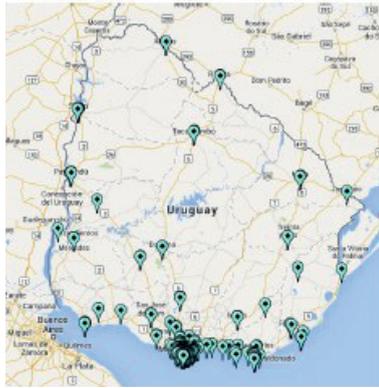
Usamos datos de precios diarios compilados por la Dirección General de Comercio (DGC) que abarca a las tiendas de alimentos de todo el país. La DGC es la autoridad a cargo de la aplicación de la Ley de Defensa al Consumidor en el Ministerio de Economía y Finanzas. Los mismos datos se usan en Borraz *et al.*, (2016) y Borraz y Zipitría (2012).

En 2006 la legislatura uruguaya sancionó una nueva ley de impuestos que modificó la base impositiva y las tasas del impuesto al valor agregado. Al Ministerio de Economía y Finanzas le preocupó el traspaso incompleto de las reducciones de impuestos a los precios al consumidor, y por lo tanto decidió recabar y publicar datos de precios en distintas tiendas de ventas de artículos alimenticios y supermercados en todo el país. La DGC emitió la Resolución núm. 061/006 que obliga a tiendas y supermercados a informar sus precios diarios para ser incorporados a una lista de productos si cumplen con las siguientes condiciones: 1) venden más del 70% de los productos que figuran en la lista, y 2) tienen más de cuatro tiendas de productos alimenticios bajo el mismo nombre o tienen más de tres cajeros en un establecimiento. La información enviada por cada minorista es una declaración jurada, y están sujetos a sanciones en caso de tergiversación de los datos. El objetivo de la DGC es garantizar que los precios publicados reflejen los precios reales publicados por las tiendas. En este sentido, las tiendas son libres de fijar los precios que seleccionan, pero se enfrentan a una penalidad solo si tratan de tergiversarlos.

La gráfica 2 muestra un mapa con las ciudades incluidas en los datos. Estas ciudades representan más del 80% de la población total de Uruguay. Montevideo, la capital del país, con el 45% de la población, cuenta con el 57% de los supermercados en la muestra. Ya que tenemos muchas ciudades con pocos supermercados y que las condiciones competitivas son diferentes, restringimos nuestro análisis a los minoristas ubicados en

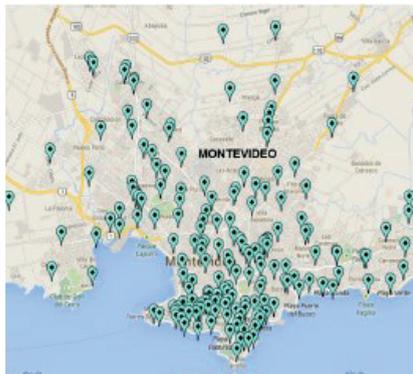
## Gráfica 2

### CIUDADES CON SUPERMERCADOS EN URUGUAY



## Gráfica 3

### SUPERMERCADOS EN MONTEVIDEO



la ciudad capital de Montevideo.<sup>4</sup> La gráfica 3 muestra la distribución de supermercados en todo Montevideo.

Los datos incluyen precios mensuales de 137 supermercados desde abril de 2007 a agosto de 2014 para 150 rubros que corresponden a 50 categorías de productos, donde cada elemento se define por su código universal de producto (UPC, en inglés).<sup>5</sup> La cantidad total de observaciones es de 984,485. Se informan las tres marcas de mayores ventas para cada categoría de producto. Fue necesario homogenizar la mayoría de los productos para que fueran comparables, y cada supermercado siempre debe informar sobre el mismo rubro. Cada vez que los precios son un 50% superiores (o inferiores) a los precios promedio, se contacta al minorista para confirmar si el precio enviado es correcto o no. Los datos se usan después en un sitio web público que permite a los consumidores controlar los precios en distintos establecimientos o ciudades para calcular el costo de las canastas de productos diferentes en todas las locaciones.<sup>6</sup> Por lo tanto, los productos en nuestro conjunto de datos son idénticos en los distintos supermercados.

El cuadro 1 muestra el resumen estadístico de datos y el cuadro A.1 del anexo ofrece una lista detallada de los productos, su participación en el índice de precios al consumidor (IPC) y la cantidad total de observaciones para cada rubro. Además, los productos en la muestra representan un 40% de los rubros comida, bebidas y cuidado personal que se incluyen en el IPC y un 14% del IPC.

Una inquietud es la posibilidad de error en la información de datos. Consideramos dos conjuntos de datos de manera

---

<sup>4</sup> Incluimos dos grandes supermercados (Géant y Macro Mercado) que están ubicados en las afueras de Montevideo.

<sup>5</sup> Las únicas excepciones son carne, huevos, jamón, algunos tipos de queso y un tipo de pan. Sin embargo, como mostramos más adelante, la exclusión de estos bienes que posiblemente podrían ser afectados por una equiparación imperfecta, no modifica los resultados.

<sup>6</sup> Ver [www.precios.uy/servicios/ciudadanos.html](http://www.precios.uy/servicios/ciudadanos.html).

separada para representar las variables atípicas que podrían tener un mayor impacto en la descomposición de varianzas: un caso representativo con la muestra completa, y un segundo caso en el cual se excluyen los precios tres veces superiores (o un tercio por debajo) de los precios diarios promedio. Sin embargo, los precios suprimidos solo representan apenas un 0.013% del total de la base de datos.

Otra preocupación es la definición de cadena. Como en los datos hay algunos supermercados pequeños con pocas sucursales, definimos una cadena si existen cinco o más tiendas bajo el mismo nombre. El cuadro 2 muestra la cantidad de sucursales por cadena en la muestra final.

**Cuadro 1**

<b>PRODUCTO, TIEMPO Y COBERTURA REGIONAL EN LOS DATOS</b>	
	<i>Todas las tiendas</i>
Minoristas	11
Tiendas	137
Productos	150
Categorías	50
País	Uruguay
Ciudad	Montevideo
Departamentos	Montevideo
Periodo	Abril 2007 a agosto de 2014
Meses	89
Observaciones	984,485

Nota: resumen de estadísticas recopiladas por la Dirección General de Comercio.

**Cuadro 2****SUCURSALES POR CADENA EN LA MUESTRA**

<i>Cadena</i>	<i>Cantidad de sucursales</i>
Multi Ahorro	38
Grupo Casino Disco-Géant	22
Grupo Casino-Devoto	17
Ta-Ta	12
Red Market	10
El Clon	8
Friego	7
Tienda Inglesa	7
La Colonial	6
Micro Macro	5
Macromercado Mayorista	5
Total	137

**4. METODOLOGÍA EMPÍRICA**

Para descomponer la variabilidad de precios en choques de minorista y de fabricante usamos el modelo de corrección de tres errores (Baltagi, 2005). Siguiendo a Nakamura (2008), el modelo descompone la variación de precios en dos clases: 1) la variación común a todos los UPC dentro de una categoría de productos; 2) la variación que es idiosincrásica a un UPC particular. Dentro de cada una de estas clases, descomponemos la variación de precios en: 1) la variación de precios común a todas las tiendas que venden un producto idéntico, 2) la variación de precios común a las tiendas dentro de una cadena minorista particular y 3) la variación idiosincrásica de precios para la tienda y el producto.

Formalmente, la ecuación a ser estimada para cada categoría de producto es:

$$\ln(P_{isct}) - \ln(\bar{P}_{isc}) = \mu + \delta t + \eta_t + \alpha_{it} + \beta_{ct} + \gamma_{ict} + \phi_{cst} + \varepsilon_{ist},$$

donde  $i$  es el UPC,  $s$  un supermercado,  $c$  una cadena y  $t$  el tiempo.  $\mu$  y  $\delta t$  son los efectos fijos de tendencia temporal y la media, mientras que los otros términos son los efectos aleatorios:  $\eta_t$  es el efecto de la categoría del producto,  $\alpha_{it}$  es el efecto individual del UPC,  $\beta_{ct}$  es el efecto de cadena,  $\gamma_{ict}$  es el efecto UPC-cadena,  $\phi_{cst}$  es el efecto de categoría de productos de supermercado, y  $\varepsilon_{ist}$  es un choque idiosincrásico del UPC y del supermercado. Se supone que cada efecto aleatorio se distribuye normalmente de manera idéntica e independiente.

El modelo multinivel se estima por máxima verosimilitud (ML) y por máxima verosimilitud restringida (REML). El estimador REML es un estimador de dos pasos. El primer paso es remover el efecto fijo y en el segundo paso se estima la descomposición de la varianza del residuo. En oposición al análisis de la varianza (ANOVA), los cálculos de ML y de REML ofrecen estimaciones no negativas (Marchenko, 2006).

Una preocupación en la estimación de la ecuación anterior es la alta inflación en el periodo de abril de 2007 a agosto de 2014 (del 74% o un 7.4% anual promedio) que podría afectar nuestros resultados. Debido a esto, incluimos una tendencia temporal en los precios para cada categoría de producto y estimamos la ecuación separadamente cada dos años. También, como prueba de robustez, estimamos la ecuación: excluyendo la carne y el pan; sin valores atípicos; por categorías agregadas de productos; para un periodo de nueve meses con la inflación más baja dentro de la muestra; excluyendo las ventas; y para diferentes composiciones de cadenas (teniendo en cuenta las fusiones entre cadenas).

## 5. RESULTADOS Y CONTROLES DE ROBUSTEZ

El cuadro 3 muestra resultados para la descomposición de la varianza por tiempo. Reportamos el promedio ponderado por la importancia del producto en el IPC. El efecto de cadena es aproximadamente del 50%. Este resultado destaca la importancia de las cadenas en el proceso de formación de precios. El 50% restante de la variación es común a todas las tiendas y el resto es idiosincrásica al producto-tienda. El efecto de los choques en todas las tiendas está por debajo del 40% y el efecto de los choques idiosincrásicos es de un orden de magnitud inferior (15%). Estos resultados son similares en distintos periodos y con distintos métodos de estimación (ML o REML).

Cuadro 3

<b>DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE PRECIOS POR PERIODO</b>						
Máxima verosimilitud (ML) y estimación por máxima verosimilitud restringida (REML)						
	<i>Todas las tiendas</i>		<i>Cadena</i>		<i>Tienda individual</i>	
	<i>ML</i>	<i>REML</i>	<i>ML</i>	<i>REML</i>	<i>ML</i>	<i>REML</i>
Abril 2007-2008	40.3	39.5	48.5	50.4	11.2	10.0
2009-2010	39.1	50.0	46.5	37.1	14.4	12.8
2011-2012	35.6	36.3	48.8	48.3	15.7	15.5
2013-agosto 2014	31.4	32.0	51.6	51.2	17.0	16.8
Promedios 2007-2014	36.5	39.5	48.4	46.6	15.0	13.8

Nota: cantidad de observaciones, 984,485. La estimación incluye categorías de productos y tendencia temporal para permitir la inflación tendencial. El cuadro muestra el promedio aritmético, ponderado por la importancia de los productos en el IPC.

Estos hallazgos indican que los precios minoristas no varían fundamentalmente en función de los cambios en la oferta y la demanda. Si, por ejemplo, luego de un choque de costo positivo sube el precio de una bebida no alcohólica en particular, es

más probable que cambie el precio de las bebidas sustitutas, y por lo tanto son más relevantes las estrategias de precios y no tanto los choques de oferta o demanda que afectan a toda la categoría bebidas tales como altos costos de salarios, nuevas tecnologías o cambios en los gustos del consumidor. Este hecho nos permite entender mejor el efecto de la competencia en los precios del mercado y el efecto de la política monetaria sobre los precios.

El cuadro 4 muestra los resultados de las estimaciones por categoría de productos. Reportamos la media, mediana y el promedio ponderado según la importancia del producto en el IPC. Observamos una significativa variabilidad entre las categorías de productos. Los resultados muestran que la estimación de la cadena varía de un 15.6% para la categoría huevos de color a un 86.7% para la categoría jamón. Tal como se espera, la importancia de la variación común a todas las tiendas es mayor para las industrias sumamente concentradas (cerveza y cola, por ejemplo). También, la importancia del establecimiento individual es inferior al 33% para todos los productos. Este resultado destaca la preponderancia de los choques comunes para todos los productos y de los choques de cadena.

**Cuadro 4**

**DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA POR CATEGORÍA DE PRODUCTO**

	<i>Todas las tiendas</i>	<i>Cadenas</i>	<i>Tiendas individuales</i>
Aceite de girasol	46.9	37.1	15.9
Aceite de maíz	12.2	67.4	20.3
Aceite de soya	34.1	54.9	11.0
Agua mineral	24.8	59.9	15.3
Arroz	44.4	48.8	6.8
Azúcar	36.0	45.4	18.6
Cacao	7.7	76.3	15.9

Cuadro 4 (cont.)

	<i>Todas las tiendas</i>	<i>Cadenas</i>	<i>Tiendas individuales</i>
Café	48.7	36.8	14.5
Carne molida	16.9	53.6	29.6
Carne vacuna (aguja)	15.6	66.7	17.7
Carne vacuna (nalga)	4.7	74.9	20.4
Carne vacuna (paleta)	29.6	52.1	18.2
Cerveza	56.9	28.4	14.7
Champú	25.7	46.0	28.3
Cloro	28.3	59.2	12.5
Cola	72.7	20.5	6.7
Crackers	57.5	31.0	11.5
Desodorante	11.3	74.8	14.0
Detergente para platos	18.4	68.0	13.6
Dulce de leche	34.1	41.9	24.0
Fideos	18.0	63.6	18.4
Fideos de sémola	20.0	66.4	13.6
Frijoles	11.4	71.6	17.0
Hamburguesas	24.8	47.6	27.6
Harina de trigo	42.6	48.3	9.0
Helado	27.5	64.1	8.4
Huevos rojos	78.8	15.6	5.7
Jabón	39.2	52.4	8.4
Jabón para la ropa	18.5	66.0	15.5
Jabón para la ropa, en barra	27.4	53.3	19.3
Jalea de duraznos	43.7	41.9	14.4
Jamón	1.5	86.7	11.8

Cuadro 4 (cont.)

	<i>Todas las tiendas</i>	<i>Cadenas</i>	<i>Tiendas individuales</i>
Jamón (leonesa)	26.0	56.4	17.6
Mantequilla	44.8	42.8	12.4
Margarina	29.7	57.3	13.0
Mayonesa	16.0	67.4	16.6
Pan	39.8	43.5	16.7
Papel higiénico	32.1	55.0	12.9
Pasta de tomate	50.0	41.5	8.6
Pasta dental	21.0	58.8	20.3
Polenta	58.6	25.9	15.5
Pollo	57.2	35.3	7.5
Queso rallado	26.6	60.9	12.4
Sal	24.4	63.6	12.1
Salchichas	17.6	67.6	14.7
Salchichas de Fráncfort	42.5	45.4	12.1
Té	22.0	45.4	32.6
Vino	53.9	33.1	13.0
Yerba	46.3	29.9	23.8
Yogurt	41.9	45.2	12.9
Mediana	29.0	52.9	14.6
Promedio	32.6	51.9	15.5
Promedio ponderado	36.5	48.4	15.0

Notas: estimación por máxima verosimilitud. Cantidad de observaciones, 984,485. Las estimaciones incluyen categorías de productos y la tendencia temporal para permitir la inflación tendencial.

Probamos la robustez de nuestras estimaciones a los cambios en la submuestra de mezcla de productos, excluyendo los valores atípicos, con una definición más agregada de categorías, en un periodo de baja inflación, excluyendo las ofertas, para periodos diferentes y para diferentes composiciones de cadenas (incluyendo las fusiones de cadenas). En todos los casos, hallamos que los resultados son cuantitativamente similares.

Primero, eliminamos los productos en los cuales su correspondencia entre las tiendas no es perfecta. En particular, excluimos la carne y el pan. El cuadro 5, panel A, muestra que los resultados son similares con respecto a la muestra total.

Segundo, usamos todos los productos, pero eliminamos aquellos con valores atípicos, definidos aquí como aquellos cuyos precios son tres veces superiores (o un tercio inferiores) a la mediana del precio. Este enfoque es más conservador que el que generalmente se usa en la bibliografía. Por ejemplo, Gopinath y Rigobón (2008) y Klenow y Kryvtsov (2008) eliminan aquellos precios que son más de diez veces superiores o menos de un tercio de la mediana del precio. Aun así, nuestra norma solo excluye menos de un 0.013% de las observaciones. Nuevamente, los patrones son casi idénticos a los obtenidos usando la cantidad total de observaciones (ver cuadro 5, panel B).

Tercero, realizamos también la descomposición de la varianza con una definición más agregada de las categorías de productos. En lugar de usar 50 categorías, definimos 26 categorías más agregadas (ver cuadro A.2 para una descripción completa de las mismas). El cuadro 5 panel C muestra que nuestros resultados de las estimaciones son cualitativamente similares.

Cuarto, una preocupación en la estimación es la posibilidad de que la inflación en el periodo bajo análisis pueda sesgar nuestros resultados. A fin de aliviar el impacto de la inflación, estimamos la regresión separadamente para un periodo de nueve meses de menor inflación en nuestra muestra entre septiembre de 2009 y mayo de 2010.<sup>7</sup> El cuadro 5, panel D muestra

---

<sup>7</sup> En este periodo, la tasa inflacionaria fue del 3.6 por ciento.

que el efecto de cadena en este periodo explica un poco más del 50% de la variación de precios.

Quinto, una parte de la variación de precios puede explicarse por los movimientos a corto plazo de los precios tales como las ofertas. Por lo tanto, en el cuadro 5, Panel E descomponemos la varianza de los precios regulares excluyendo las ofertas. Definimos una oferta como un precio que baja y que en una ventana de 30 días vuelve al nivel inicial. La descomposición de la varianza de precios regulares es muy similar a la de los precios publicados (cuadro 5, panel E).

**Cuadro 5**

**DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE PRECIOS: PRUEBAS DE ROBUSTEZ**

	<u>Todas las tiendas</u>	<u>Cadenas</u>	<u>Tienda individual</u>
<i>Panel A. Calidad de los productos</i>			
Todos los productos	36.5	48.4	15.0
Excluyendo carne y pan	40.4	45.5	14.1
<i>Panel B. Excluyendo de valores atípicos</i>			
Todos los productos	36.4	49.4	14.2
Excluyendo carne y pan	40.1	46.6	13.2
<i>Panel C. Categorías de productos agregadas</i>			
Todos los productos	45.8	42.2	12.1
Excluyendo carne y pan	48.2	40.2	11.6
<i>Panel D. Periodo de baja inflación (sept. 2009 a mayo 2010)</i>			
Todos los productos	28.8	55.4	15.8
Excluyendo carne y pan	31.5	54.6	13.9
<i>Panel E. Precios regulares (excluyendo ofertas)</i>			
Todos los productos	36.5	48.4	15.0
Sin ofertas	33.9	53.0	13.1

Notas: estimación por máxima verosimilitud. Cantidad de observaciones, 984,485. Las estimaciones incluyen categorías de productos y la tendencia temporal para permitir la inflación tendencial. El cuadro muestra el promedio aritmético, ponderado por la importancia de los productos en el IPC.

Finalmente, estimamos la ecuación sin la tendencia temporal y considerando la diferente composición de las cadenas (para representar las fusiones entre cadenas). En estos escenarios, los resultados son similares.<sup>8</sup>

El cuadro 6 compara nuestros resultados con los de los estudios anteriores. Nakamura (2008) halla que el efecto de cadena es de un 65% en Estados Unidos y Chaumont *et al.*, (2011) lo estiman en un 32% en Chile. Calculamos que el efecto de cadena es de un 50%. Nuestros resultados muestran que la importancia de las cadenas en la variación de precios en Uruguay está en el punto medio entre Estados Unidos y Chile. Por lo tanto, en una economía emergente, la importancia de las estrategias de precios de los minoristas para explicar la variación de precios no es muy diferente que en Estados Unidos como se pensó anteriormente (Chaumont *et al.*, (2011).

**Cuadro 6**

**DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE PRECIOS PARA URUGUAY, CHILE Y ESTADOS UNIDOS**

	<i>Todas las tiendas</i>	<i>Cadena</i>	<i>Tienda individual</i>
Uruguay 2007-2014, promedios	36.5	48.4	15.0
Chile	59.0	32.1	11.2
Estados Unidos	16.5	64.8	18.7

Nota: los resultados para Chile son de Chaumont *et al.* (2011), y para Estados Unidos de Nakamura (2008).

<sup>8</sup> Resultados disponibles a solicitud.

## 6. OBSERVACIONES FINALES

Estimamos el modelo de tres errores con un millón de precios de los supermercados uruguayos para hallar que los choques de cadena explican la mitad del total de la variación de precios. La variabilidad restante se explica por los choques comunes para todas las tiendas y los choques idiosincrásicos tienda-producto. Este resultado destaca la relevancia de las estrategias de precios de la cadena en el análisis de la dinámica de precios. La variación de precios puede explicarse por los choques de oferta y demanda, pero fundamentalmente por los choques de cadena. De esta manera, en una economía emergente como Uruguay, la importancia de las estrategias de precios de los minoristas no es muy diferente que en Estados Unidos para explicar la fijación de precios.

## ANEXO

Cuadro A.1

LISTA DETALLADA Y PARTICIPACIÓN DE PRODUCTOS EN EL IPC				
<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Aceite de girasol	Río de la Plata	0.9 l	0.3659	3,100
Aceite de girasol	Uruguay	0.9 l	0.3659	3,000
Aceite de girasol	Óptimo	0.9 l	0.3659	10,841
Aceite de maíz	Delicia	0.9 l	NI	5,797
Aceite de maíz	Río de la Plata	0.9 l	NI	5,316
Aceite de maíz	Salad	0.9 l	NI	906
Aceite de soya	Condesa	0.9 l	0.1078	8,216
Aceite de soya	Río de la Plata	0.9 l	0.1078	4,969
Aceite de soya	Salad	0.9 l	0.1078	1,176
Agua mineral	Salus	2 l	0.8163	10,745

Cuadro A.1 (cont.)

<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Agua mineral	Matutina	2.25 l	0.8163	10,089
Agua mineral	Nativa	2 l	0.8163	7,990
Arroz	Aruba	1 kg	0.3836	8,184
Arroz	Blue Patna	1 kg	0.3836	8,710
Arroz	Green Chef	1 kg	0.3836	8,523
Arroz	Pony	1 kg	0.3836	6,405
Arroz	Saman Blanco	1 kg	0.3836	5,798
Arroz	Vidarroz	1 kg	0.3836	5,869
Azúcar	Azucarlito	1 kg	0.3512	10,699
Azúcar	Bella Unión	1 kg	0.3512	10,821
Cacao	Copacabana	0.5 kg	0.0837	10,294
Cacao	Vascolet	0.5 kg	0.0837	10,409
Café	Chaná	0.25 kg	0.0878	10,835
Café	Saint	0.25 kg	0.0878	1,231
Café	Águila	0.25 kg	0.0878	10,000
Café	Coca Cola	1.5 l	1.2313	10,822
Carne molida	Hasta un 5% de grasa, sin marca	1 kg	0.9826	7,251
Carne molida	Hasta un 20% de grasa, sin marca	1 kg	0.9826	7,308
Carne vacuna (aguja)	Sin hueso, ninguna marca	1 kg	0.2319	5,861
Carne vacuna (aguja)	Con hueso, sin marca	2 kg	0.2319	7,250
Carne vacuna (aguja)	Con hueso, sin marca	1 kg	0.3154	4,764
Carne vacuna (nalga)	Sin hueso, sin marca	1 kg	0.3154	7,119

Cuadro A.1 (cont.)

<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Carne vacuna (paleta)	Con hueso, sin marca	1 kg	0.1962	6,526
Carne vacuna (paleta)	Sin hueso, sin marca	1 kg	0.1962	5,343
Cerveza	Patricia	0.96 l	0.3774	10,873
Cerveza	Pilsen	0.96 l	0.3774	10,804
Cerveza	Zillertal	1 l	0.3774	5,590
Champú	Fructis	0.35 l	0.3620	8,555
Champú	Sedal	0.35 l	0.3620	9,356
Champú	Suave	0.35 l	0.3620	9,104
Cloro	Agua Jane	1 l	0.1623	10,815
Cloro	Sello Rojo	1 l	0.1623	9,553
Cloro	Solución Cristal	1 l	0.1623	4,793
Cloro	Los Sorchantes	0.33 kg	0.0583	5,509
Cloro	Bimbo	0.33 kg	0.0583	5,270
Cola	Coca Cola	2.25 l	1.2313	5,782
Cola	Nix	1.5 l	1.2313	1,393
Cola	Pepsi	1.5 l	1.2313	5,398
Cola	Pepsi	2 l	1.2313	10,453
Crackers	Famosa	0.14 kg	0.2783	8,881
Crackers	Maestro Cubano	0.12 kg	0.2783	5,790
Desodorante	Axe	0.105 l	0.3410	5,854
Desodorante	Dove	0.113 l	0.3410	5,855
Desodorante	Rexona	0.1 l	0.3410	5,854
Detergente para platos	Deterjane limón	1.25 l	0.1335	7,511
Detergente para platos	Hurra Nevex limón	1.25 l	0.1335	10,892

Cuadro A.1 (cont.)

<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Detergente para platos	Protergente limón	1.25 l	0.1335	4,021
Dulce de leche	Conaprole	1 kg	0.1372	10,390
Dulce de leche	Los Nietitos	1 kg	0.1372	10,250
Dulce de leche	Manjar	1 kg	0.1372	10,153
Fideos	Adria	0.5 kg	0.4328	9,661
Fideos	Cololó	0.5 kg	0.4328	5,415
Fideos	Las Acacias	0.5 kg	0.4328	9,109
Fideos de sémola	Adria	0.5 kg	0.4328	7,791
Fideos de sémola	Las Acacias	0.5 kg	0.4328	8,927
Fideos de sémola	Puritas	0.5 kg	0.4328	2,156
Frijoles	Campero	0.3 kg	0.0864	304
Frijoles	Cololó	0.3 kg	0.0864	3,292
Frijoles	Nidemar	0.38 kg	0.0864	1,239
Hamburguesas	Burgy	2 unidades	0.1735	2,973
Hamburguesas	Paty	2 unidades	0.1735	4,654
Hamburguesas	Schneck	3 unidades	0.1735	4,875
Harina de trigo	Cañuelas 000	1 kg	0.2070	4,085
Harina de trigo	Cololó 000	1 kg	0.2070	460
Harina de trigo	Cañuelas 0000	1 kg	0.2070	9,760
Harina de trigo	Cololó 0000	1 kg	0.2070	5,404
Harina de trigo	Primor 0000	1 kg	0.2070	1,732
Helado	Conaprole	1 l	0.2153	5,629
Helado	Crufi	1 l	0.2153	5,275
Helado	Gebetto	1 l	0.2153	2,057
Huevos color	El Jefe	1/2 docena	0.4555	2,207
Huevos color	Prodhin	1/2 docena	0.4555	7,154
Huevos color	Súper Huevo	1/2 docena	0.4555	3,186
Jabón	Astral	0.125 kg	0.1552	5,773

Cuadro A.1 (cont.)

<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Jabón	Palmolive	0.125 kg	0.1552	9,862
Jabón	Rexona	0.125 kg	0.1552	2,029
Jabón para la ropa	Skip	0.8 kg	0.4529	8,407
Jabón para la ropa	Drive	0.8 kg	0.4529	10,172
Jabón para la ropa	Ne vex	0.8 kg	0.4529	10,752
Jabón para la ropa, en barra	Bull Dog	0.3 kg - 1 unidad	NI	10,878
Jabón para la ropa, en barra	Ne vex	0.2 kg - 1 unidad	NI	10,758
Jabón para la ropa, en barra	Primor	0.3 kg	NI	2,422
Jalea de duraznos	Dulciora	0.5 kg	NI	7,692
Jalea de duraznos	El Hogar	0.5 kg	NI	4,964
Jalea de duraznos	Los Nietitos	0.5 kg	NI	10,303
Jamón	Ottonello	1 kg	0.4375	5,204
Jamón	Cativelli	1 kg	0.4375	2,150
Jamón (leonesa)	La Constancia	1 kg	0.1576	3,604
Jamón (leonesa)	Ottonello	1 kg	0.1576	346
Jamón (leonesa)	Schneck	1 kg	0.1576	9,934
Mantequilla	Calcar	0.2 kg	0.2322	8,080
Mantequilla	Conraprole	0.2 kg	0.2322	10,562
Mantequilla	Kasdorf	0.2 kg	0.2322	4,537
Margarina	Doriana	0.25 kg	NI	10,651
Margarina	Flor	0.25 kg	NI	825
Margarina	Primor	0.25 kg	NI	6,453
Mayonesa	Fanacoa	0.5 kg	0.2147	9,411

Cuadro A.1 (cont.)

<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Mayonesa	Hellmans	0.5 kg	0.2147	10,748
Mayonesa	Uruguay	0.5 kg	0.2147	1,579
Pan	Pan Catalán	0.33 kg	0.0583	3,205
Pan	No Brand	Aprox. 0.125 kg - 1 unidad	0.0583	8,478
Papel higiénico	Elite	4 unidades	0.2377	5,337
Papel higiénico	Higienol Export	5 unidades	0.2377	10,234
Papel higiénico	Sin Fin	6 unidades	0.2377	10,176
Pasta de dientes	Colgate Herbal Blanqueador	0.09 kg	0.1895	5,854
Pasta de dientes	Kolynos Triple Acción	0.09 kg	0.1895	5,581
Pasta de dientes	Pico Jenner Plus	0.09 kg	0.1895	4,509
Pasta de tomate	Conaprole	1 l	0.1624	10,569
Pasta de tomate	Gourmet	1 l	0.1624	4,066
Pasta de tomate	De Ley	1 l	0.1624	6,830
Polenta	Gourmet	0.45 kg	NI	2,282
Polenta	Presto Pronta Arcor	0.5 kg	NI	5,375
Polenta	Puritas	0.45 kg	NI	5,794
Pollo	Tenent	1 kg	0.8266	6,837
Pollo	Avícola del Oeste	1 kg	0.8266	4,936
Pollo	Tres Arroyos	1 kg	0.8266	1,328
Queso rallado	Artesano	0.08 kg	0.1628	628
Queso rallado	Conaprole	0.08 kg	0.1628	10,106
Queso rallado	Milky	0.08 kg	0.1628	5,493
Sal	Sek	0.5 kg	0.0947	6,665

Cuadro A.1 (cont.)

<i>Categoría</i>	<i>Marca</i>	<i>Especificación</i>	<i>Participación en el IPC (%)</i>	<i>Cantidad de observaciones</i>
Sal	Torre vieja	0.5 kg	0.0947	3,367
Sal	Urusal	0.5 kg	0.0947	6,004
Salchichas	Cattivelli	1 kg	0.3698	5,108
Salchichas	Centenario	1 kg	0.3698	2,903
Salchichas	La Familia	1 kg	0.3698	4,644
Salchichas de Fráncfort	Centenario	8 unidades	0.2328	3,208
Salchichas de Fráncfort	Otonello	8 unidades	0.2328	8,853
Salchichas de Fráncfort	Schneck	8 unidades	0.2328	8,342
Té	Hornimans	Caja de 10 unidades	0.0748	10,889
Té	La Virginia	Caja de 10 unidades	0.0748	9,960
Té	President	Caja de 10 unidades	0.0748	4,890
Vino	Faisán	1 l	0.7917	4,852
Vino	Santa Teresa Clásico	1 l	0.7917	10,769
Vino	Tango	1 l	0.7917	9,166
Yerba	Baldo	1 kg	0.6356	5,589
Yerba	Canarias	1 kg	0.6356	10,735
Yerba	Del Cebador	1 kg	0.6356	10,372
Yogurt	Conaprole BIO TOP	1 l	0.1294	5,473
Yogurt	Calcar (light)	1 l	0.1397	3,449
Yogurt	Parmalat BIO YOGUR (light)	1 l	0.1397	5,322

Nota: NI significa productos no incluidos en el IPC, kg kilogramos y l litros. Cantidad de observaciones 984,485.

Fuente: elaboración propia a partir de datos de la Dirección General de Comercio.

## Cuadro A.2

### DEFINICIÓN DE CATEGORÍAS AGREGADAS

<i>Categoría</i>	<i>Categoría agregada</i>
Aceite de girasol	Aceite
Aceite de maíz	Aceite
Aceite de soya	Aceite
Agua mineral	Agua mineral
Arroz	Arroz
Azúcar	Azúcar
Cacao	Cacao
Café	Café
Carne molida	Embutidos y salchichas
Carne vacuna (aguja)	Carne vacuna
Carne vacuna (nalga)	Carne vacuna
Carne vacuna (paleta)	Carne vacuna
Cerveza	Bebidas alcohólicas
Champú	Cuidado personal
Cloro	Productos de limpieza
Cola	Cola
Crackers	Crackers
Desodorante	Cuidado personal
Detergente para platos	Productos de limpieza
Dulce de leche	Untables dulces y jaleas
Fideos	Fideos
Fideos de sémola	Fideos
Frijoles	Frijoles
Hamburguesa	Embutidos y salchichas
Harina de trigo	Harina

**Cuadro A.2 (cont.)**

<i>Categoría</i>	<i>Categoría agregada</i>
Helado	Lácteos
Huevos de color	Huevos de color
Jabón	Cuidado personal
Jabón para la ropa	Productos de limpieza
Jabón para la ropa, en barra	Productos de limpieza
Jalea de duraznos	Untables dulces y jaleas
Jamón	Embutidos y salchichas
jamón (leonesa)	Embutidos y salchichas
Mantequilla	Lácteos
Margarina	Lácteos
Mayonesa	Mayonesa
Pan	Pan
Papel higiénico	Cuidado personal
Pasta de tomate	Pasta de tomate
Pasta dental	Cuidado personal
Polenta /harina de maíz	Harina
Pollo	Pollo
Queso rallado	Lácteos
Sal	Sal
Salchichas	Embutidos y salchichas
Salchichas de Fráncfort	Embutidos y salchichas
Té	Té
Vino	Bebidas alcohólicas
Yerba	Yerba
Yogurt	Lácteos

## Bibliografía

- Baltagi, Badi H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester, Inglaterra: John Wiley & Sons Ltd.
- Bertrand, Marianne, y Francis Kramarz (2002), “Does Entry Regulation Hinder Job Creation? Evidence from the French Retail Industry”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, núm. 4, noviembre, pp. 1369-1413, <<https://doi.org/10.1162/003355302320935052>>.
- Bils, Mark, y Peter J. Klenow (2004). “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices”, *Journal of Political Economy*, vol. 112, núm. 5, octubre, pp. 947-985.
- Borraz, Fernando, Alberto Cavallo, Roberto Rigobón, y Leandro Zipitriá (2016), “Distance and Political Boundaries: Estimating Border Effects under Inequality Constraints”, *International Journal of Finance & Economics*, vol. 21, núm. 1, enero, pp. 3-35, <<https://doi.org/10.1002/ijfe.1517>>.
- Borraz, Fernando, Juan Dubra, Daniel Ferrés, y Leandro Zipitriá (2014), “Supermarket Entry and the Survival of Small Stores”, *Review of Industrial Organization*, vol. 44, núm. 1, febrero, pp. 73-93, <<http://www.jstor.org/stable/43550445>>.
- Borraz, Fernando, y Leandro Zipitriá (2012), “Retail Price Setting in Uruguay”, *Economía*, vol. 12, núm. 2, primavera, pp. 77-109, <<http://www.jstor.org/stable/41575895>>.
- Chaumont, Gastón, Miguel Fuentes, Felipe Labbé, y Alberto Naudón (2011), *A Reassessment of Flexible Price Evidence using Scanner Data: Evidence from an Emerging Economy*, Documentos de Trabajo, Banco Central de Chile, núm. 641.
- Gopinath, Gita, y Roberto Rigobón (2008), “Sticky Borders”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 2, mayo, pp. 531-575, <<https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.2.531>>.
- Griffith, Rachel, y Heike Harmgart (2008), *Supermarkets and Planning Regulation*, Discussion Paper, Centre for Economic Policy Research, núm. 6713, febrero.
- Haskel, Jonathan, y Raffaella Sadun (2009), “Entry, Exit and Labour Productivity in UK Retailing: Evidence from Micro Data”, en Timothy Dunne, J. Bradford Jensen, y Mark J. Roberts, *Producer Dynamics: New Evidence from Micro Data*, NBER Book Series Studies in Income and Wealth, University of Chicago Press, p. 271-302.

- Klenow, Peter J., y Oleksiy Kryvtsov (2008), “State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation?”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 3, August, pp. 863-904, <<https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.3.863>>.
- Klenow, Peter J., y Benjamin A. Malin (2010), *Microeconomic Evidence on Price-Setting*, NBER Working Papers, núm. 15826.
- Marchenko, Yulia (2006), “Estimating Variance Components in Stata”, *The Stata Journal*, vol. 6, núm. 1, marzo, pp. 1-21.
- Nakamura, Emi (2008). “Pass-Through in Retail and Wholesale”, *American Economic Review*, vol. 98, núm. 2, mayo, pp. 430-437, <DOI: 10.1257/aer.98.2.430>.
- Nakamura, Emi, y Jón Steinsson (2008) “Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 123, núm. 4, febrero, pp. 1415-1464, <DOI: 10.1162/qjec.2008.123.4.1415>.

