

Banco Central de Chile
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile
Working Papers

N° 642

Agosto 2011

**DINÁMICA DE PRECIOS EN CHILE: EVIDENCIA
CON DATOS DE SUPERMERCADOS**

Gastón Chaumont

Miguel Fuentes

Felipe Labbé

Alberto Naudon

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.



BANCO CENTRAL DE CHILE

CENTRAL BANK OF CHILE

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile
Working Papers of the Central Bank of Chile
Agustinas 1180, Santiago, Chile
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

Documento de Trabajo
N° 642

Working Paper
N° 642

DINÁMICA DE PRECIOS EN CHILE: EVIDENCIA CON DATOS DE SUPERMERCADOS

Gastón Chaumont
Banco Central de Chile

Miguel Fuentes
Banco Central de Chile

Felipe Labbé
Banco Central de Chile

Alberto Naudon
Banco Central de Chile

Abstract

In this paper we use a new weekly database of scanner-level prices for the Chilean economy to characterize the price-setting behavior in the supermarket industry. This period corresponds to an episode of relatively high inflation marked by a boom and a subsequent bust (from July 2007 to July 2009). Results show that prices have an average duration slightly greater than two weeks and that price changes are more frequent in Chilean supermarket than in those of other countries. Besides, changes are smaller in absolute value and price change distributions are roughly symmetric. We also find a positive and robust correlation between the absolute size of price changes and price duration. In addition, an inflation variance decomposition exercise shows that price variability is mainly explained by price change variability. Altogether, this evidence points toward a time-dependent pricing behavior in Chilean supermarkets.

Resumen

En este trabajo utilizamos una nueva base de datos de precios en frecuencia semanal a nivel de lector de precios en supermercados para caracterizar la dinámica de precios durante un período de alta inflación en Chile (julio del 2007 a julio del 2009). Los resultados sugieren que los precios tienen una duración promedio superior a dos semanas y su frecuencia de cambio es claramente más alta que lo reportado para otros países. Los cambios de precios son pequeños y existe una marcada simetría en su distribución. Se encuentra una relación positiva y robusta entre el tamaño absoluto de los cambios y la duración. La variabilidad de la inflación semanal se explica en gran medida por la magnitud de los cambios de precios. En conjunto, todos estos elementos apuntan a que el comportamiento del ajuste de precios de la industria de supermercados en Chile presenta un comportamiento time-dependent.

1. Introducción

El ejercicio exitoso del manejo monetario depende en parte del entendimiento de los efectos reales de la política monetaria y de la dinámica de la inflación. Estos fenómenos dependen fundamentalmente del comportamiento del ajuste de precios en la economía. El grado de rigidez nominal de los precios tiene un papel central en el nivel de persistencia y los efectos reales de la inflación. Es por esto que en los últimos años se ha desarrollado una importante línea de investigación enfocada en explorar la dinámica de los precios a nivel micro en la economía¹.

En este trabajo caracterizamos la dinámica de los precios en Chile a nivel de supermercados durante el periodo que va de julio del 2007 a julio del 2009. Disponemos de una amplia base de datos proporcionada por AC Nielsen con información semanal de 288 supermercados pertenecientes a 16 cadenas, resumida en series de precios para 22.697 productos distintos identificados en SKU (*Stock Keeping Unit*). Este trabajo se enmarca en el dominio de estudios que utilizan scanner data para distintos *retailers* a diferencia de estudios previos para Chile que utilizan datos desagregados mensuales del IPC o precios sólo para una cadena específica, véase Medina et al. (2007), Lira et al. (2008) o Cavallo (2010). El presente estudio tiene la ventaja de usar series de precios en frecuencia semanal para un gran número de productos pertenecientes a un set de cadenas que representan más del 75% de los supermercados en Chile. A diferencia de estudios previos realizamos un estudio de descomposición de la variabilidad de la inflación y un análisis de los precios de referencia, que son la moda de precios dentro de una ventana de tiempo, lo que en conjunto nos permite aportar nueva evidencia respecto al comportamiento del ajuste de precios en Chile.

El foco de este artículo es describir la dinámica de los precios en los supermercados en

¹Véase Klenow and Malin (2010) para una extensa revisión de la literatura, o el Inflation Persistence Network (IPN) del ECB como ejemplo de una iniciativa institucional.

Chile. En parte, nos enfocamos en explorar la frecuencia con que los precios cambian en la industria del retail. Nuestros resultados indican una frecuencia de ajuste más alta que lo sugerido por otros trabajos para Chile como Medina et al. (2007) o Cavallo (2010) y para otras economías como por ejemplo Nakamura (2008). Pese a que hay cierta distancia con respecto a nuestros resultados, existen algunas diferencias especialmente en el tipo de datos utilizados lo que no nos permite hacer una comparación directa. No obstante, otros estudios con similares características han encontrado resultados acordes a los nuestros, en particular Ellis (2009) para el Reino Unido. Al igual que estudios anteriores encontramos una amplia heterogeneidad entre las distintas categorías de productos.

Exploramos además el tamaño de los ajustes de precios. Los esquemas tradicionales de ajuste imperfecto de precios tienen implicancias directas sobre la frecuencia y el tamaño de los cambios de precios. Si los supermercados cambian su precio según un modelo *Time-Dependent* el ajuste de precio depende del tiempo transcurrido desde el último ajuste, en cambio si el modelo subyacente es *State-Dependent* el ajuste de precio depende del estado de la economía y por lo tanto la frecuencia de cambio y el ajuste dependen de los shocks que enfrenten los *retailers*. Esto tiene por ende una directa repercusión sobre la dinámica de los precios. Encontramos que existe una relación robusta y positiva entre la duración y el tamaño de cambio, siendo esto consistente con un comportamiento *Time-Dependent* a nivel agregado. Analizando las distribuciones de cambio de precios encontramos que existe una amplia masa de cambios en torno a valores cercanos a cero. Encontramos que en promedio los incrementos (disminuciones) de precios tienen un valor de 4,99 % (4,63 %). Esto se contrapone a la bimodalidad de la distribución de cambio de precios encontrada por Cavallo (2010). Cavallo encuentra que los cambios de precios son en promedio entre 3 y 4 veces superior a los que nosotros encontramos.

Utilizando la metodología descrita por Klenow and Kryvtsov (2008) descomponemos la va-

riabilidad de la inflación, en dos componentes. Por un lado la proporción de firmas que ajustan precios (margen extensivo) y por otro el tamaño del ajuste de precios (margen intensivo). Encontramos que la varianza de la inflación es explicada casi en su totalidad por las variaciones en el margen intensivo de los cambios de precios. Esto es consistente con un modelo de ajuste de precios *Time-Dependent*.

Un posterior análisis de los resultados utilizando los precios de referencia descritos por Eichenbaum et al. (2008) muestra que éstos precios presentan un menor grado de flexibilidad, se obtiene una duración promedio de los precios de entre 10 y 11 semanas.

Finalmente, el estudio se organiza tal que en una primera parte describimos los principales elementos respecto de los datos utilizados, luego describimos en detalle el comportamiento de la frecuencia de ajuste de precios. En una cuarta sección, describimos el tamaño de los ajustes de precios seguido de un análisis conjunto con la duración de los precios. Luego, realizamos una descomposición de la variabilidad de la inflación y vemos en detalle la contribución de la frecuencia y del tamaño de ajuste de precios. Finalmente, hacemos un análisis con precios de referencia y en una última sección concluimos.

2. Datos

En el presente trabajo utilizamos una base de datos de precios provista por la empresa AC Nielsen. Esta base consiste en precios semanales que pueden ser identificados por distintas combinaciones de tres variables: establecimiento, producto y semana. Tomadas en forma conjunta, las variables establecimiento y producto determinan la dimensión de corte transversal de la base de datos.

En cuanto a la dimensión conformada por la variable establecimiento, la base cuenta con

observaciones de precios para 288 supermercados de Chile. Estos establecimientos pertenecen a 16 cadenas de supermercado y representan en total al menos el 75 % de la participación de mercado de acuerdo con datos de la ASACH (*Asociación Gremial de Supermercados de Chile*).

Por otra parte, disponemos de información para 22.697 productos distintos identificados por un único SKU. Estos productos están divididos en 30 categorías, las cuales representan el 7,23 % de la canasta de IPC Chileno. El cuadro 1 muestra todas las categorías de productos presentes en esta base de datos y sus respectivos pesos en el IPC. Es importante mencionar que cada oferta (promoción) que combina dos o más productos vendidos conjuntamente posee un SKU distinto al asignado a cada producto cuando es vendido individualmente.

Un tema relevante en cuanto al tratamiento de los datos es la cantidad de *missing values* que se observan en las series de precio. Como es de esperar, hay productos para los cuales se observa una gran cantidad de *missing values*, como por ejemplo en el caso de las ofertas que combinan dos o más productos. Para lidiar con este problema consideramos dos enfoques alternativos para calcular los estadísticos que se presentan en las siguientes secciones. Primero, utilizamos solamente el 10 % de los productos que presentan la menor cantidad de *missings*. En segundo lugar, realizamos todos los cálculos utilizando la base de datos completa pero al momento de realizar cálculos a nivel agregado ponderamos a cada producto de acuerdo a su cantidad de observaciones disponibles. Como resultado, encontramos que no hay diferencias significativas entre ambas metodologías por lo que decidimos utilizar la base de datos completa tomando en cuenta la cantidad de observaciones de precios disponibles para cada producto.

Finalmente, la dimensión temporal de la base de datos comprende el período que comienza en la tercera semana de julio del 2007 y finaliza en la segunda semana de julio del 2009 (104 semanas). Durante dicho período, tanto en economías desarrolladas como emergentes,

la inflación experimentó un episodio de boom/bust, que en Chile fue sin precedentes desde la implementación del esquema de metas de inflación. Tal episodio coincidió con la antesala y estallido de la reciente crisis económica mundial. En el período de análisis la inflación IPC a 12 meses en Chile comienza en un nivel de 3,8 % y finaliza en 0,3 %, alcanzando su máximo valor de 9,9 % en noviembre del 2008. La figura 1 muestra la dinámica inflacionaria durante el período comprendido en la muestra.

En total, contamos con una base de datos con 81.101.728 observaciones correspondientes a 22.697 series de precios de productos tomados en 288 establecimientos durante 104 semanas.

A lo largo de este trabajo, utilizamos la siguiente medida de precio:

$$p_{ijt} = \ln (P_{ijt}/\bar{P}_{ij}) \quad (1)$$

Donde P_{ijt} es el precio del producto i , vendido en el establecimiento j durante la semana t y \bar{P}_{ij} es el precio promedio del producto i , en el establecimiento j a través del tiempo. Esta medida de precio tiene la ventaja de estar medida como desviación porcentual con respecto a la media. Esto elimina el problema de que dada la distinta naturaleza de los productos, estos están medidos en distintas unidades. Además, es importante tener en cuenta que en general cuando hablamos de cambios de precios nos referimos a cambios semanales de precios.

3. Frecuencia de cambio de precios

En esta sección se describe la frecuencia de cambio de precios en los supermercados de Chile y se la compara con la evidencia internacional. Además, analizamos qué parte de esta frecuencia de cambios de precios se debe a incrementos en los precios y qué parte se debe a disminuciones.

Para calcular las distintas medidas de frecuencias de cambios de precios se ponderan las frecuencias de cambio de precios. Se pondera cada producto por la cantidad de observaciones totales de precios para este producto en toda la muestra. Para más detalles sobre los cálculos ver el apéndice.

El cuadro 2 muestra los resultados de las frecuencias promedio de cambio de precios totales, de aumentos y de disminuciones de precios para cada una de las categorías de productos. Debajo de las frecuencias promedio se encuentra entre paréntesis la desviación estándar de éstos estadísticos. En promedio, los supermercados de Chile cambian 36,48 % de sus precios cada semana lo que implica una duración promedio de los precios de $\frac{-1}{\ln(1-0,3648)} = 2,2035$ semanas (algunos trabajos calculan la duración de los precios como $\frac{1}{fr}$ en cuyo caso el resultado sería $\frac{1}{0,3648} = 2,7412$ semanas). Sin embargo, podemos ver que hay una marcada heterogeneidad entre las distintas categorías de productos que va desde una frecuencia promedio del 20,55 % (equivalente a una duración de 4,3 semanas) para el caso de los quesos hasta una frecuencia del 53,23 % (equivalente a una duración de 1,3 semanas) para el caso de los jugos y refrescos en polvo.

Existen dos trabajos previos que estudian el comportamiento de los precios en Chile a partir de datos micro. En primer lugar, Medina et al. (2007) utilizan los precios tomados por el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE) con frecuencia mensual (salvo para los casos de alimentos y combustibles que se recolectan de forma semanal) para construir el IPC. Como resultado, los autores encuentran que los precios en Chile tienen una duración de entre 2 y 3 meses. Estos resultados no son directamente comparables con los que aquí se presentan debido a que el IPC incluye una gama mucho más amplia de categorías de productos. Sin embargo, la duración promedio que Medina et al. (2007) reportan para el grupo Alimentos (que es el principal componente de nuestra base de datos) es de aproximadamente un mes, resultado que no es marcadamente distinto del que obtenemos en el presente trabajo considerando las

diferencias en los datos utilizados.

En segundo lugar, Cavallo (2010) utiliza datos diarios de precios tomados desde la página web de una cadena de supermercados de Chile. En dicho estudio al autor encuentra que la duración de los precios es de 24 semanas aproximadamente. Este resultado sugiere que los precios duran en promedio entre 10 y 11 veces más de lo que hallamos en el presente trabajo usando datos semanales. Si bien los datos utilizados por Cavallo (2010) incluyen una muestra más amplia de alimentos y productos para el hogar vendidos en supermercados, la frecuencia de cambios de precio que obtiene es significativamente menor a la que encontramos usando los datos de AC Nielsen.

En cuanto a la evidencia internacional, hay algunos trabajos que están en línea con nuestros resultados. En particular, Ellis (2009) utiliza una base con datos semanales para el Reino Unido con precios y cantidades recopilados por AC Nielsen, muy similar a la nuestra con observaciones que van desde febrero del 2005 hasta febrero del 2008. El autor encuentra que en los supermercados de esta región, en promedio alrededor del 40% de los precios cambian cada semana. De este modo, la duración implícita es de aproximadamente 2 semanas. Adicionalmente, utilizando datos semanales de una gran cadena de supermercados que posee más de 1.000 establecimientos en distintos estados de los Estados Unidos, Eichenbaum et al. (2008) reportan una frecuencia semanal de cambio de precios de 43% para el período de tiempo que va desde 2004 hasta 2006 lo que corresponde a 1,78 semanas.

Sin embargo, hay muchos trabajos que presentan resultados algo distintos a los que aquí se presentan, en especial aquellos estudios realizados para países desarrollados. Por ejemplo, Nakamura (2008) utiliza una base de datos de precios semanales de AC Nielsen para Estados Unidos compuesta por productos similares a los que se encuentran en nuestra base de datos. Allí la autora encuentra que la frecuencia mensual de cambio de precios es en promedio 43,9% lo que implica una duración promedio de aproximadamente 7 semanas. En la misma

línea, otros estudios que utilizan datos semanales de precios obtienen resultados similares. Entre ellos, Midrigan (2005) reporta una frecuencia mensual de cambio de precio del 45 % (equivalente a una duración de 6,7 semanas) usando datos semanales de precios de productos similares a los nuestros tomados de la cadena de supermercados Dominik's. Además, utilizando la misma base de datos que Midrigan (2005), Burstein and Hellwig (2008) concluyen que la frecuencia mensual de cambios de precios es del 41 % (equivalente a una duración de 7,6 semanas).

Finalmente, la evidencia que entregan distintos estudios que utilizan los datos mensuales recolectados para calcular el IPC de economías desarrolladas sugieren frecuencias de cambio menores que las presentados anteriormente. Más precisamente, estos resultados presentan frecuencias que van desde un 10 % para Italia (Fabiani et al. (2006)) hasta 29,9 % para los Estados Unidos (Klenow and Kryvtsov (2008)), resultados que implican duraciones de precios de entre 38 y 11 semanas, respectivamente. Por su parte Klenow and Malin (2010) reportan una duración promedio de 3,4 meses (aproximadamente 15 semanas) para los precios del grupo Alimentos de la base de *U.S. CPI Research Database*. Esta duración es significativamente mayor que la que nosotros encontramos para los alimentos no perecederos vendidos en supermercados de Chile. Parte de esta diferencia podría ser explicada por la inclusión de alimentos perecederos (para los cuales sería lógico esperar una frecuencia de cambio mayor). Sin embargo, creemos que la duración de los precios de productos comparables seguiría siendo significativamente mayor a la que hallamos para Chile una vez excluidos los alimentos perecederos. Para una descripción más detallada de la evidencia empírica véase Klenow and Malin (2010).

Otra característica interesante de los cambios de precios en Chile es que es casi igualmente probable observar aumentos de precios que observar disminuciones de precios en un período con niveles de inflación positiva. En la tabla 3 vemos que este resultado se mantiene para la

gran mayoría de las categorías de productos.

Más en detalle, en la figura 2 y el cuadro 2 se observa la serie temporal y un resumen de los cambios de precios para cada categoría. En estos se puede observar que las series de frecuencias de cambio presentan cierta volatilidad a lo largo del tiempo para todas las categorías. Sin embargo, los cambios en las frecuencias a lo largo del tiempo no parecen estar asociados a los cambios en los niveles de inflación, a pesar de que estos últimos tienen un período de gran crecimiento debido principalmente al boom en los precios internacionales de los commodities y luego decrecen como consecuencia de la crisis internacional. Se hicieron algunas pruebas de diferencia de medias para corroborar la existencia de cambios estructurales comparando períodos de alta inflación con períodos de baja inflación, como así también comparando períodos de inflación creciente con períodos de inflación decreciente pero en ninguno de los casos se encontró evidencia de cambios significativos en las medias.

3.1. Hazard rates

Para tener un panorama más amplio de la frecuencia con que se cambian los precios calculamos la *Hazard Function*. Es decir, la probabilidad de que un precio cambie condicional en la cantidad de períodos que lleva sin cambiar. La duración de un precio es determinada como el período de tiempo desde que un establecimiento coloca un nuevo precio a un producto en particular hasta el momento en el que se produce un cambio en el precio de dicho producto. Para obtener una *Hazard Function* es necesario tratar a cada uno de estos períodos de tiempo por separado, sin importar si la serie de precios de un producto particular contiene uno o varios períodos en los que el precio nace y luego muere.

Para realizar estos cálculos no consideramos períodos de tiempo censurados. Es decir que no tomamos en cuenta ni aquellos que comienzan en la primera semana del horizonte temporal de la base de datos ni aquellos que terminan en la última semana de la muestra. Adicional-

mente, descartamos aquellos intervalos de precio que terminan en un *missing value*. En otras palabras, descartamos aquellos intervalos de precios que finalizan debido a la venta de todo el stock o aquellos que provienen de productos que han sido reemplazados.

En la figura 3 se presenta la *Hazard Function* suavizada de acuerdo con el método de Nelson-Aalen para las primeras 50 semanas utilizando un kernel gaussiano con un ancho de banda de cuatro semanas. Allí se puede observar que la probabilidad de que un precio cambie no varía mucho a medida que el tiempo transcurre. Sin embargo, hay una pendiente levemente negativa para duraciones cortas y a continuación se observa que a medida que los precios permanecen fijos durante más tiempo, aumenta la probabilidad de que estos varíen.

Es posible obtener una *Hazard Function* plana debido a la presencia de una marcada heterogeneidad entre las *Hazard Functions* de distintas categorías. Este problema es conocido como el “*Survival Bias*” debido a que aquellos bienes que sobreviven por más tiempo son precisamente aquellos que tienen menores *Hazard Rates*, lo que explicaría que la pendiente de la *Hazard Function* no fuese positiva. Sin embargo este no parece ser el caso para los productos considerados en nuestra base de datos. La figura 4 muestra las *Hazard Functions* para cada una de las categorías de la muestra. Allí se puede observar que estas son relativamente planas para muchos de los casos mientras que otros tantos presentan forma de “v” pero sin mostrar una gran variación en el valor de la probabilidad de que el precio cambie a medida que la duración aumenta.

Que la *Hazard Function* sea relativamente plana es consistente con la idea de que en todos los períodos se revisa una fracción constante de precios al estilo de Calvo (1983). Sin embargo, esta figura no es evidencia suficiente como para poder concluir sobre el modelo que determina la estrategia de *pricing* de los supermercados en Chile. Más adelante se estudia con mayor detalle si los precios se ajustan siguiendo un comportamiento *Time-Dependent* o *State-Dependent*.

Comparando estos resultados con la evidencia previa, Cavallo (2010) encuentra que la *Hazard Function* de Chile tiene pendiente positiva en el tramo inicial pero luego cae un poco y se mantiene relativamente plana. En el mismo trabajo, muestra que para Argentina y Colombia se obtienen funciones con pendiente positiva. Por otra parte, tal y como reportan Klenow and Malin (2010), en general las *Hazard Function* reportadas por la mayoría de estudios de precios micro presentan pendientes planas o incluso negativas como en el caso de Nakamura and Steinsson (2010). Por lo tanto, no es extraño hallar que las *Hazard Functions* sean relativamente planas.

4. Tamaño de cambio de precios

Además de observar con qué frecuencia cambian los precios, analizamos en qué magnitudes estos cambian y si acaso existe evidencia de un comportamiento diferenciado entre los tamaños de los incrementos y el de las disminuciones.

En la figura 5, se muestra un histograma para la distribución de los tamaños de cambios de precios por categoría. Estos cambios de precios están expresados en términos porcentuales. En la figura se puede observar una clara simetría entre aumentos y disminuciones de precios con un leve sesgo hacia los incrementos de precios. Además, se observa una gran concentración de cambios en valores pequeños (menores a 1 % en valor absoluto). Esta gran concentración de cambios alrededor del 0 % muestra un comportamiento que podría ser basado en estrategias de marketing u otras razones pero que no podría ser explicado con un modelo de costos de menú. Es decir, que gran parte de los cambios de precios reflejarían factores idiosincrásicos a los supermercados y/o a cada producto. De hecho, Chaumont et al. (2011) encuentran que el 35 % de la varianza de los cambios de precios es explicado por shocks idiosincrásicos a las cadenas de supermercados y shocks a cada producto en particular.

Sin embargo, hay una importante masa de cambios de precios con magnitudes entre 10 y 20 % en valor absoluto. De este modo, este comportamiento tampoco es consistente con firmas que enfrentan costos cuadráticos de ajuste de precios.

En promedio, el tamaño absoluto de los cambios de precios es de 4,82 %, con un tamaño de 4,99 % para los incrementos de precios y de 4,63 % para las disminuciones de precios. Como se muestra a continuación, estas magnitudes de cambios de precios son algo inferiores a las obtenidas por otros estudios similares. El cuadro 4 muestra el tamaño de cambio promedio para cada categoría, como así también la magnitud de cambio promedio de los incrementos y de las disminuciones de precios. Debajo de cada valor se encuentra la desviación estándar asociada a cada promedio. Allí se puede observar que tales desviaciones estándar son en general elevadas en comparación con los valores de los promedios. Finalmente, en el cuadro se observa también cierta heterogeneidad entre categorías de productos. La categoría con menores tamaños de cambio es “leche en polvo” con un promedio de 2,82 %, mientras que la categoría con mayores cambios absolutos de precios es “filtros solares” con un promedio de 9,24 %.

Para el caso de Chile, Cavallo (2010) encuentra que la distribución de cambios tiene forma bimodal con un marcado valle alrededor de cambios cercanos al 0 % (es decir que se observan pocos cambios de precios cercanos a 0 %). Adicionalmente, Cavallo reporta que el tamaño promedio de los incrementos es de alrededor del 16,2 % y que el tamaño promedio de las disminuciones es de 13,6 %. Las principales diferencias entre los datos utilizados en este trabajo y los datos que utiliza Cavallo son la frecuencia de los datos (semanal vs. diaria) y el período muestral. Sin embargo, tomando el mismo período que utiliza Cavallo nuestros resultados no varían de manera significativa. Esta diferencia podría ser explicada parcialmente debido a que dicho autor solamente posee información para una única cadena de supermercados a través de los datos que son subidos a su página web; mientras que la base de datos que se

utiliza en el presente trabajo dispone de información para 16 cadenas de supermercados distintas que poseen en total 288 establecimientos. Tal y como muestran Chaumont et al. (2011), hay una gran heterogeneidad entre las características del *pricing* de las distintas cadenas de supermercados de Chile.

Por otra parte, la evidencia internacional muestra que utilizando *scanner data* se obtienen resultados similares a los nuestros para otros países. Entre otros trabajos, Ellis (2009) muestra que la distribución de los cambios de precios para el Reino Unido presenta una gran concentración de cambios de precios con valores cercanos al 0 %.

Sin embargo, Klenow and Malin (2010) muestran que utilizando datos mensuales de precios se obtienen tamaños de cambios grandes en promedio. Por ejemplo, Klenow and Kryvtsov (2008) reportan un promedio del valor absoluto de los cambios de precios del orden de 14 % para los Estados Unidos; Dhyne et al. (2006) por su parte obtienen un tamaño promedio de los incrementos (disminuciones) de precios de alrededor de 10 % (8 %) para la zona euro; y Nakamura and Steinsson (2010) obtienen que la mediana de la magnitud de los cambios de precios es de 7,7 % para los precios de los productores de bienes terminados en los Estados Unidos. A pesar de que estos resultados no son directamente comparables con los nuestros debido a la diferencia en la frecuencia de recolección de los datos, los mismos acusan una mayor magnitud del tamaño promedio de los cambios de precio.

En resumen, los precios de supermercados de Chile muestran una gran cantidad de cambios de precios con magnitudes inferiores al 1 % en valor absoluto y una masa significativa de cambios de precios de magnitudes entre 10 y 20 %. Además se observa una marcada simetría entre cambios de precios al alza y a la baja. Aunque en su conjunto la evidencia que surge de estudios con *scanner data* es similar a la que se obtiene en el presente trabajo; en promedio las magnitudes de cambios de precio son inferiores a las encontradas por otros trabajos con datos micro.

5. Duración versus tamaño de cambio de precios

Luego de analizar la probabilidad de que cambien los precios, las *hazard rates* y las magnitudes de cambios de precios; exploramos si existe cierta correlación entre el tiempo que lleva un precio sin ser modificado (duración) y la magnitud del cambio una vez que este se produce. En esta sección mostramos una tabla que presenta los coeficientes de una serie de regresiones entre el valor absoluto del cambio de un precio y su duración hasta el momento del cambio.

El cuadro 5 muestra los resultados de estas regresiones. Tales regresiones han sido realizadas para cada categoría por separado debido a la factibilidad computacional de realizarlas. Las columnas (1)–(7) muestran los resultados para distintas regresiones que simplemente agregan efectos fijos por producto, semana y establecimiento y combinaciones de ellos para comprobar la robustez de los resultados. Cabe destacar que estas regresiones tienen el simple objetivo de identificar si existe una correlación significativa entre el valor absoluto de los cambios de precios y la duración de los precios como así también el signo de esta relación.

En esta tabla podemos observar que en casi todas las especificaciones y todas las categorías el coeficiente para la variable duración es positivo y significativo al 99%. Es decir, que hay una evidencia robusta de que cuanto más tarda un precio en ser ajustado mayor será la magnitud del cambio en dicho precio. Solamente 4 de los 210 coeficientes presentados en la tabla son negativos y uno de estos cuatro no es significativo. Este resultado es consistente con un modelo de *pricing* del tipo *Time-Dependent* ya que aquellos agentes que no ajusten precios en un período acumulan una mayor brecha con respecto a la inflación observada (dado que en la muestra la inflación es siempre positiva) y ajustan en mayor magnitud sus precios cuando es su turno de ajustarlos.

6. Márgenes intensivo y extensivo de la inflación

A continuación estudiamos en mayor detalle si los cambios en la inflación se producen debido a variaciones en las frecuencias de cambio de precios, a variaciones en las magnitudes de cambio o a una combinación de ambas variaciones. Para ello, descomponemos, la inflación de la siguiente manera:

$$\pi_t^a = fr_t \cdot dp_t \quad (2)$$

o

$$\pi_t^b = fr_t^+ \cdot dp_t^+ + fr_t^- \cdot dp_t^- \quad (3)$$

Donde π_t es la inflación mensual del período t , fr representa frecuencia de cambios y dp representa magnitudes de cambios de precios. Finalmente, los signos positivos y negativos hacen referencia a incrementos o disminuciones de precios, respectivamente.

La figura 6 muestra tres gráficos de dispersión que representan la correlación existente entre la inflación semanal contra la frecuencia de cambios, la frecuencia de incrementos y la frecuencia de disminuciones de precios, respectivamente. Además, cada uno de los gráficos muestra la relación lineal estimada entre las dos variables relevantes (línea roja).

En esta figura no se observa una clara correlación entre la frecuencia total de cambios y la inflación semanal. Sin embargo, si correlacionamos por separado las frecuencias de incrementos y la de disminuciones con la inflación semanal, obtenemos una clara relación.

En el gráfico del centro podemos observar que hay una correlación positiva y significativa²

²Las correlaciones se encuentran disponibles en el apéndice.

entre la inflación semanal y la frecuencia de incrementos, mientras que en el gráfico de la derecha hay una relación negativa. Es decir que a mayor inflación semanal se observa mayor frecuencia de incrementos, y a mayor inflación semanal se observa menor frecuencia de disminuciones. Sin embargo, no se observan variaciones significativas en la frecuencia total de cambios cuando cambia la inflación semanal.

Ahora realizamos el mismo análisis para las magnitudes de los cambios de precios en lugar de las frecuencias. La figura 7 muestra los gráficos de dispersión entre la inflación semanal contra la magnitud promedio de los cambios, contra la magnitud promedio de los incrementos y contra la magnitud promedio de disminuciones, respectivamente. En el gráfico de la izquierda se observa una marcada relación positiva entre inflación semanal y magnitud promedio de cambio. Además, en los dos gráficos restantes se observan relaciones positivas y significativas³ entre inflación semanal y magnitud promedio de incrementos y entre inflación semanal y magnitud promedio de disminuciones. Es decir, que a mayor inflación semanal se observan incrementos de precios de mayor magnitud y disminuciones de precios de menor magnitud en valor absoluto. En suma, a medida que aumenta la inflación semanal se produce un incremento en la magnitud promedio de los cambios de precios.

6.1. Descomposición de los márgenes de la inflación

A continuación, partimos de la expansión de Taylor de primer orden de la ecuación 2 alrededor de las medias muestrales \overline{fr} y \overline{dp} , tal y como lo realizan Klenow and Kryvtsov (2008) para descomponer la varianza de la inflación entre los componentes *Time-Dependent* y *State-Dependent* del *pricing*. De este modo podemos expresar a la inflación en los supermercados de Chile como:

³La correlación entre la inflación y la magnitud de los cambios es significativa a un nivel de significancia del 10 %.

$$\pi_t = \overline{fr} \cdot \overline{dp} + \overline{fr} \cdot (dp_t - \overline{dp}) + \overline{dp} \cdot (fr_t - \overline{fr}) + (fr_t - \overline{fr}) \cdot (dp_t - \overline{dp}) \quad (4)$$

Si tomamos la varianza a ambos lados de la ecuación (4) podemos obtener

$$var(\pi_t) = \underbrace{\overline{fr}^2 \cdot var(dp_t)}_{TDP} + \underbrace{\overline{dp}^2 \cdot var(fr_t) + 2 \cdot \overline{fr} \cdot \overline{dp} \cdot cov(dp_t, fr_t)}_{SDP} + O_t \quad (5)$$

Usando la metodología de Klenow and Kryvtsov (2008) como se plantea en la ecuación (5) obtenemos que la participación de *Time-Dependent Pricing* es del 99,08 % mientras que la participación de *State-Dependent Pricing* es de 0,92 %. Estos resultados muestran evidencia a favor de un comportamiento *Time-Dependent* en los precios de los supermercados de Chile. Es decir, que las variaciones de la inflación se deben casi en su totalidad a movimientos en el margen intensivo de los cambios de precios, mientras que el margen extensivo se mantiene relativamente constante a lo largo de toda la muestra y no influye de manera significativa en la inflación.

Sin embargo, como pudimos observar en los gráficos 6 y 7, la composición de ambos márgenes entre incrementos y disminuciones de precios varía a medida que cambia la tasa de inflación. Para realizar un análisis más formal del aporte de las frecuencias y las magnitudes de cambios a la variación de la inflación, usamos una expansión de Taylor de primer orden de las ecuaciones (2) y (3), para obtener las siguientes dos expresiones:

$$\pi_t^1 \simeq \overline{fr}_t \cdot \widehat{dp}_t + \overline{dp}_t \cdot \widehat{fr}_t \quad (6)$$

y

$$\pi_t^2 \simeq \overline{fr}_t^+ \cdot \widehat{dp}_t^+ + \overline{dp}_t^+ \cdot \widehat{fr}_t^+ + \overline{fr}_t^- \cdot \widehat{dp}_t^- + \overline{dp}_t^- \cdot \widehat{fr}_t^- \quad (7)$$

Donde las variables \bar{x} representan el punto de expansión (que en este caso será la media muestral), las variables $\hat{x} = x - \bar{x}$ y π_j con $j = \{1, 2\}$ representan la inflación mensual aproximada utilizando las ecuaciones (6) y (7), respectivamente. Ahora, podemos utilizar las ecuaciones (6) y (7) junto con el hecho de que si $z = \sum_i x_i$, entonces $var(z) = \sum_i cov(z, x_i)$. Con estos elementos y con $x = \{fr, dp, fr^+, fr^-, dp^+, dp^-\}$, se tiene que si no distinguimos entre incrementos y disminuciones de precios:

$$\beta_{dp} = \frac{cov(\pi_t^1, \overline{fr}_t \widehat{dp}_t)}{var(\pi_t^1)}$$

$$\beta_{fr} = \frac{cov(\pi_t^1, \overline{dp}_t \widehat{fr}_t)}{var(\pi_t^1)}$$

representan la contribución a la varianza de la desviación de la inflación respecto de π_t^1 .

Mientras que si distinguimos entre incrementos y disminuciones de precios

$$\beta_{dp^+} = \frac{cov(\pi_t^2, \overline{fr}_t^+ \widehat{dp}_t^+)}{var(\pi_t^2)}, \quad \beta_{dp^-} = \frac{cov(\pi_t^2, \overline{fr}_t^- \widehat{dp}_t^-)}{var(\pi_t^2)}$$

$$\beta_{fr^+} = \frac{cov(\pi_t^2, \overline{dp}_t^+ \widehat{fr}_t^+)}{var(\pi_t^2)}, \quad \beta_{fr^-} = \frac{cov(\pi_t^2, \overline{dp}_t^- \widehat{fr}_t^-)}{var(\pi_t^2)}$$

representan la contribución a la varianza de la desviación de la inflación respecto de π_t^2 .

La tabla más abajo muestra los resultados de la participación en la descomposición de la varianza de π_t^1 y π_t^2 :

Participación en la descomposición de la varianza.						
(%)	β_{dp}	β_{fr}	β_{dp^+}	β_{dp^-}	β_{fr^+}	β_{fr^-}
Variación π_t^1	99,55	0,45	--	--	--	--
Variación π_t^2	--	--	26,05	07,19	39,29	27,46

En esta tabla podemos observar que si no discriminamos entre incrementos y disminuciones de precios, las magnitudes de los cambios de precios son las responsables de casi toda la

variación en la inflación. Es decir que los precios varían, en promedio, cada cierto período fijo de tiempo, y que es la magnitud de los cambios la que se ajusta de acuerdo a la inflación de cada período. Esto es consistente con la interpretación hecha anteriormente de que los precios podrían variar de acuerdo con un sistema de *pricing Time-Dependent*. Sin embargo, si observamos los resultados que se obtienen discriminando entre incrementos y disminuciones de precios podemos observar que las frecuencias de incrementos y disminuciones de precios juegan un rol importante en la variación de la inflación, más allá de que el margen extensivo de los cambios de precios no influyan significativamente sobre la varianza de la inflación. En la descomposición de la varianza de π_t^2 podemos observar que tales frecuencias juegan un papel fundamental en la variación de la inflación semanal. En total, estas explican el 66,75 % de la variación en la inflación semanal.

Como conclusión de la descomposición de la varianza de la inflación podemos decir que el margen intensivo es el principal motor de la variación en la tasa de inflación mientras que el margen extensivo no hace un aporte significativo. Además, cuando descomponemos entre incrementos y disminuciones de precios observamos que la variación en la composición de las frecuencias de cambios de precios (entre frecuencias, incrementos y disminuciones de precios) es capaz de explicar 2/3 de la variación en la inflación.

7. Análisis con precios de referencia

Siguiendo a Eichenbaum et al. (2008), en esta sección mostramos los resultados de frecuencias de cambio de precios utilizando lo que ellos llama *Reference Prices* o precios de referencia. Estos precios de referencia representan la moda de una serie de precios dentro de una ventana de tiempo, que en nuestro caso es de 13 semanas (un trimestre). Estos autores utilizan un modelo simple para mostrar que la frecuencia de cambios de los precios de referencia es la clave para encontrar evidencia de no-neutralidad de la política monetaria. Por lo tanto,

sugieren que desde un punto de vista macroeconómico los cambios pequeños y frecuentes de los precios no son relevantes y que lo que verdaderamente importa son los movimientos en los precios de referencia.

Por motivos computacionales, calculamos los estadísticos de frecuencias y tamaños de los cambios utilizando solamente los precios de referencia de los 10 productos con mayor cantidad de observaciones para cada categoría. Usando una ventana de tiempo de 13 semanas para calcular los precios de referencia obtenemos que, en promedio, dentro de cada ventana el precio observado es igual al precio de referencia para el 56% de los casos. Es decir, que estos precios están altamente representados en los datos y que aproximadamente la mitad del tiempo hay desviaciones alrededor de los mismos, pero que no representan un cambio en el precio de referencia.

Utilizando los precios de referencia obtenemos que en promedio solamente el 9,3% de los precios cambian cada semana. Es decir, que la duración de los precios de referencia es de alrededor de entre 10 y 11 semanas. Este número sigue siendo inferior al resultado obtenido por Cavallo (2010) pero no representa una diferencia tan significativa como la que se obtiene utilizando los precios “en bruto”. Adicionalmente se obtiene que el promedio de tamaño de los incrementos de precios es 7,6% y el de las disminuciones es 5,8%, valores algo mayores que los obtenidos anteriormente y que se aproximan algo a los resultados encontrados en trabajos previos para Chile.

Esta evidencia podría ser útil para conciliar en parte los resultados obtenidos con *scanner data* y aquellos obtenidos con *scrapped data*. Al parecer, podría estar ocurriendo que los datos publicados en la web no sufren tanto de modificaciones pequeñas debidas a promociones y descuentos. Al mismo tiempo puede ocurrir que estas promociones y descuentos se produzcan solamente en parte de los establecimientos pertenecientes a una cadena pero que no pertenezcan a una política generalizada de la cadena de supermercados y que por lo tanto

no se vean reflejados en los precios publicados en la web. De todas maneras, no contamos con información suficiente para corroborar esta posibilidad ni tampoco es el propósito de este trabajo hacerlo.

8. Principales resultados del análisis del comportamiento de los precios de supermercados de Chile

A continuación se resumen los principales resultados obtenidos:

- En los supermercados de Chile los precios tienen, en promedio, una duración poco mayor a dos semanas. La frecuencia de cambio implícita es significativamente mayor que la presentada en estudios previos para Chile y el resto del mundo, sin embargo hay algunos trabajos que encuentran evidencia similar para otros países usando *Scanner Data* (ej. Ellis (2009) para el Reino Unido y Eichenbaum et al. (2008) para los Estados Unidos).
- La *Hazard Function* obtenida para los cambios de precios en supermercados de Chile es relativamente plana. Es decir, que la probabilidad de que un precio cambie no es muy dependiente de su duración. Este resultado implica que los precios podrían cambiar de acuerdo a un modelo *Time-Dependent*.
- Con respecto a la frecuencia de cambio, hay una marcada heterogeneidad entre los resultados obtenidos para distintas categorías de productos.
- Las distribuciones de los cambios de precios muestran un elevado grado de simetría y los cambios de precios están distribuidos de forma pareja entre incrementos y disminuciones.

- Las distribuciones de cambios de precios presentan un elevado grado de concentración alrededor de valores cercanos a 0%. Es decir que la mayoría de los cambios de precios son pequeños en la muestra.
- A mayor duración de los precios, mayor es el valor absoluto de los cambios. Es decir, que aquellos precios que pasan más tiempo fijos ajustan su tamaño en mayor medida. Esto es consistente con un esquema de precios *Time-Dependent*.
- La frecuencia de incrementos de precios, la magnitud promedio de los cambios de precios, la magnitud promedio de los incrementos de precios y la magnitud promedio de las disminuciones de precios están positivamente correlacionadas con la inflación semanal. Mientras que la frecuencia de disminuciones de precio está negativamente correlacionada con la inflación semanal. En cambio, la frecuencia agregada de los cambios de precio no muestra una correlación significativa con la inflación semanal debido a que la frecuencia agregada es relativamente estable a lo largo de toda la muestra.
- De acuerdo con la metodología de Klenow and Kryvtsov (2008) se encuentra evidencia a favor de un comportamiento *Time-Dependent* en los cambios de precios.
- Realizando una descomposición de la varianza de la inflación semanal entre frecuencias y magnitudes de cambios totales, las magnitudes de cambios totales explican casi la totalidad de dicha varianza. Además, descomponiendo las frecuencias y magnitudes entre incrementos y disminuciones, las frecuencias de cambios de precios explican conjuntamente 2/3 de la varianza de la inflación semanal.

9. Conclusión

En este trabajo hemos descrito el comportamiento de los precios en los supermercados de Chile. En términos generales, se encuentra que los precios son relativamente más flexibles que

lo reportado en estudios previos, pero con resultados similares a otros estudios que utilizan scanner data para otros países. Además, estos resultados aportan cierta evidencia a favor de una mayor flexibilidad de precios en países en vías de desarrollo en relación a la observada en países desarrollados.

Adicionalmente, se observa que el tamaño de los cambios de precios es relativamente pequeño. Dado que no disponemos de información sobre los costos de cambios de precios no podemos concluir que este hecho se deba a bajos costos de menú o a evidencia en contra de este tipo de modelos.

Se evidencia que la distribución de los cambios de precios es simétrica alrededor de cero y que hay una gran similitud entre las frecuencias de incrementos y las frecuencias de disminuciones. Por otra parte, se observa una gran heterogeneidad en las frecuencias y magnitudes de cambios de precios observadas para distintas categorías de productos.

Otro hecho que se aprecia en los datos es que a mayor duración de los precios, mayor es la magnitud en la que se ajustan. Esta correlación resulta ser robusta para todas las categorías de productos.

Finalmente, se encuentra evidencia a favor de que los precios se comportarían según un pricing Time-Dependent. Es decir, que los precios se ajustarían con una frecuencia de cambio relativamente constante pero variando la magnitud de los cambios de acuerdo con la inflación acumulada desde la última modificación de cada precio. De este modo, la variabilidad en la inflación proviene en su mayor medida de la variabilidad en la magnitud de los cambios de precios. Por otro lado, es importante tener en consideración que el período de análisis constituye un episodio particular. En parte por condiciones externas dadas por elementos ligados a la gran recesión mundial (*boom-bust* de inflación y de la actividad mundial). Y también por condiciones internas, al ser Chile una economía muy abierta en sus dimensiones

comercial, financiera y cambiaria, nuestra economía no fue para nada ajena a la crisis. De modo que el período de análisis coincide con un ciclo en el cual shocks de distintas naturalezas ocurrieron simultáneamente.

Un desafío para futuros trabajos de investigación consiste en conciliar la evidencia obtenida en este trabajo y la encontrada utilizando *scrapped data* en el paper de Cavallo (2010). En este sentido, los *reference prices* aportan una posible explicación parcial de este fenómeno ya que muestran una duración de los precios de casi un trimestre. Este valor se acerca considerablemente a los resultados obtenidos por Cavallo. Sin embargo, las diferencias en los resultados continúan siendo significativas. Lograr comprender tales diferencias podría ser de gran utilidad para el manejo de la política monetaria debido a que permitiría comprender mejor la magnitud de las rigideces nominales.

Referencias

- Burstein, A. and Hellwig, C. (2008). Welfare costs of inflation in a menu cost model. American Economic Review, 98(2):438–43.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. Journal of Monetary Economics, 12(3):383–398.
- Cavallo, A. (2010). Scraped data and sticky prices: Frequency, hazards, and synchronization. Working paper series, Harvard University.
- Chaumont, G., Fuentes, M., Labbé, F., and Naudon, A. (2011). A reassessment of flexible price evidence using scanner data: Evidence from an emerging economy. Working Papers Central Bank of Chile 632, Central Bank of Chile.
- Dhyne, E., Alvarez, L. J., Bihan, H. L., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., Jonker, N., Lunnemann, P., Rumler, F., and Vilmunen, J. (2006). Price changes in the euro area and the united states: Some facts from individual consumer price data. Journal of Economic Perspectives, 20(2):171–192.
- Eichenbaum, M., Jaimovich, N., and Rebelo, S. (2008). Reference prices and nominal rigidities. NBER Working Papers 13829, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ellis, C. (2009). Do supermarket prices change from week to week? Bank of England working papers 378, Bank of England.
- Fabiani, S., Gattulli, A., Sabbatini, R., and Veronese, G. (2006). Consumer price setting in italy. Giornale degli Economisti, 65(1):31–74.
- Klenow, P. J. and Kryvtsov, O. (2008). State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent u.s. inflation? The Quarterly Journal of Economics, 123(3):863–904.

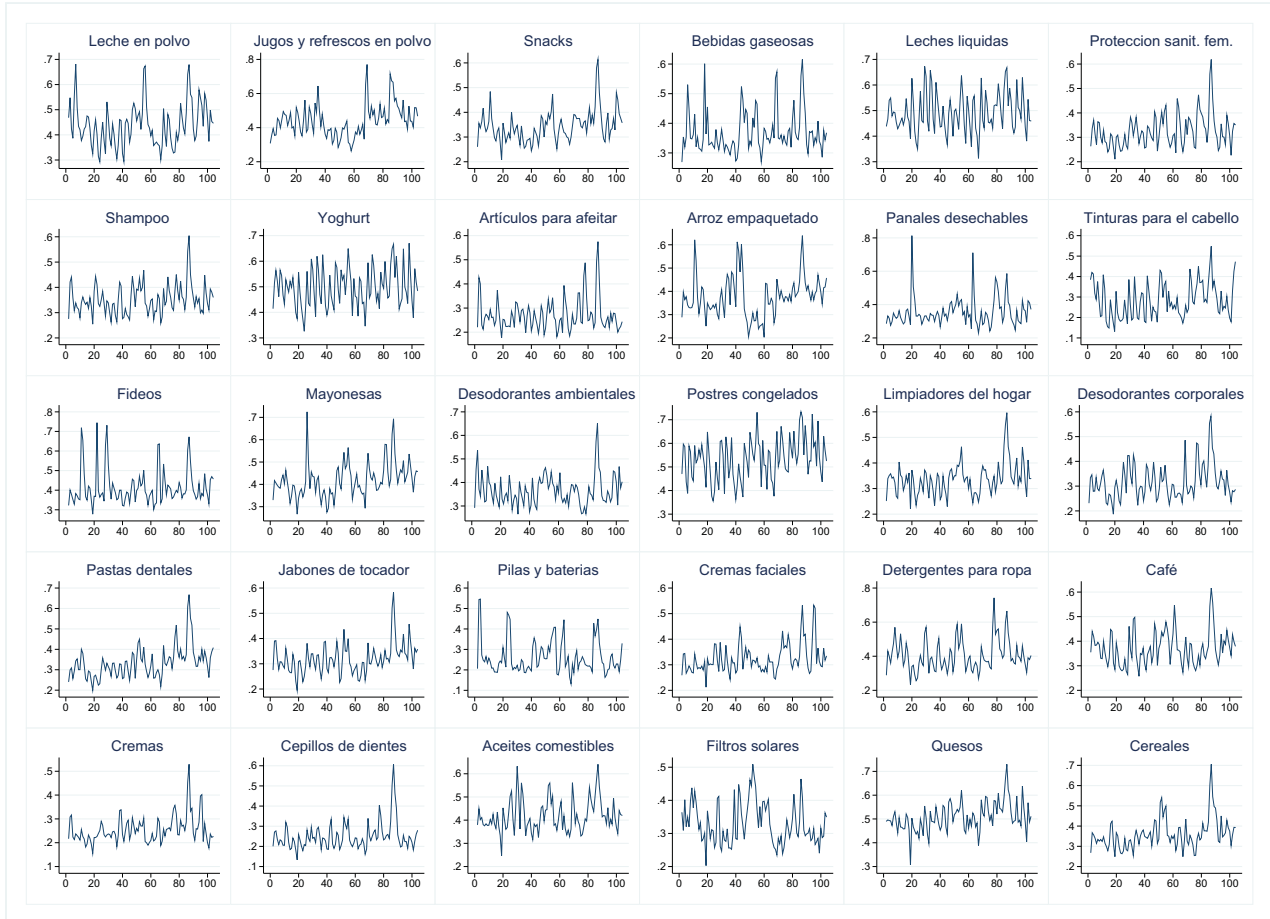
- Klenow, P. J. and Malin, B. A. (2010). Microeconomic evidence on price-setting. NBER Working Papers 15826, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Lira, L., Ugarte, M., and Vergara., R. (2008). Prices and market structure: An empirical analysis of the supermarket industry in chile. Documentos de Trabajo 346, Instituto de Economía. Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Medina, J. P., Rappoport, D., and Soto, C. (2007). Dynamics of price adjustments: Evidence from micro level data for chile. Journal Economía Chilena (The Chilean Economy), 10(2):5–26.
- Midrigan, V. (2005). Menu costs, multi-product firms and aggregate fluctuations. Macroeconomics 0511004, EconWPA.
- Nakamura, E. (2008). Pass-through in retail and wholesale. American Economic Review, 98(2):430–37.
- Nakamura, E. and Steinsson, J. (2010). Monetary non-neutrality in a multisector menu cost model. The Quarterly Journal of Economics, 125(3):961–1013.

Figura 1: Inflación.



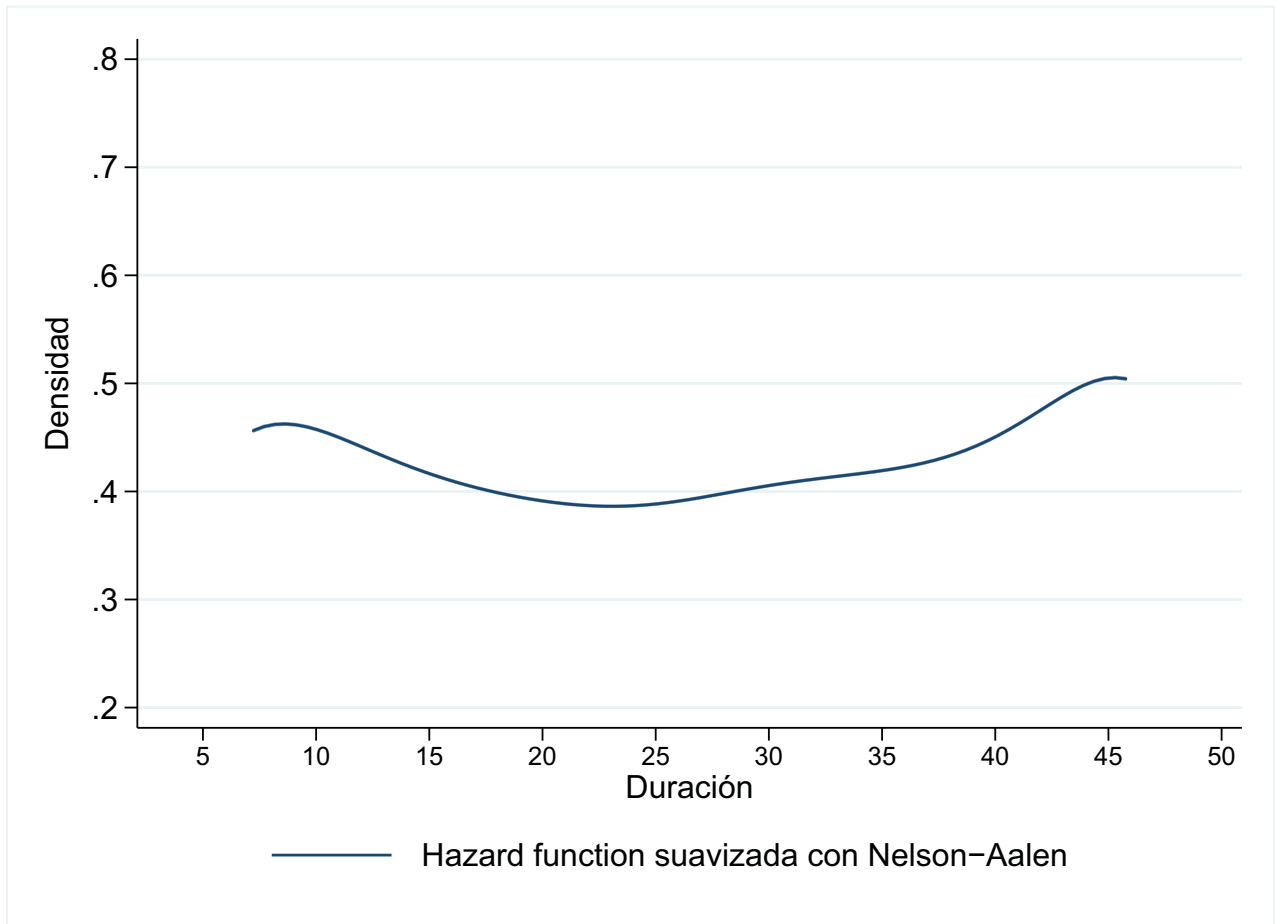
Nota: Inflación mensual, variación a 12 meses.

Figura 2: Series de Frecuencias por categorías



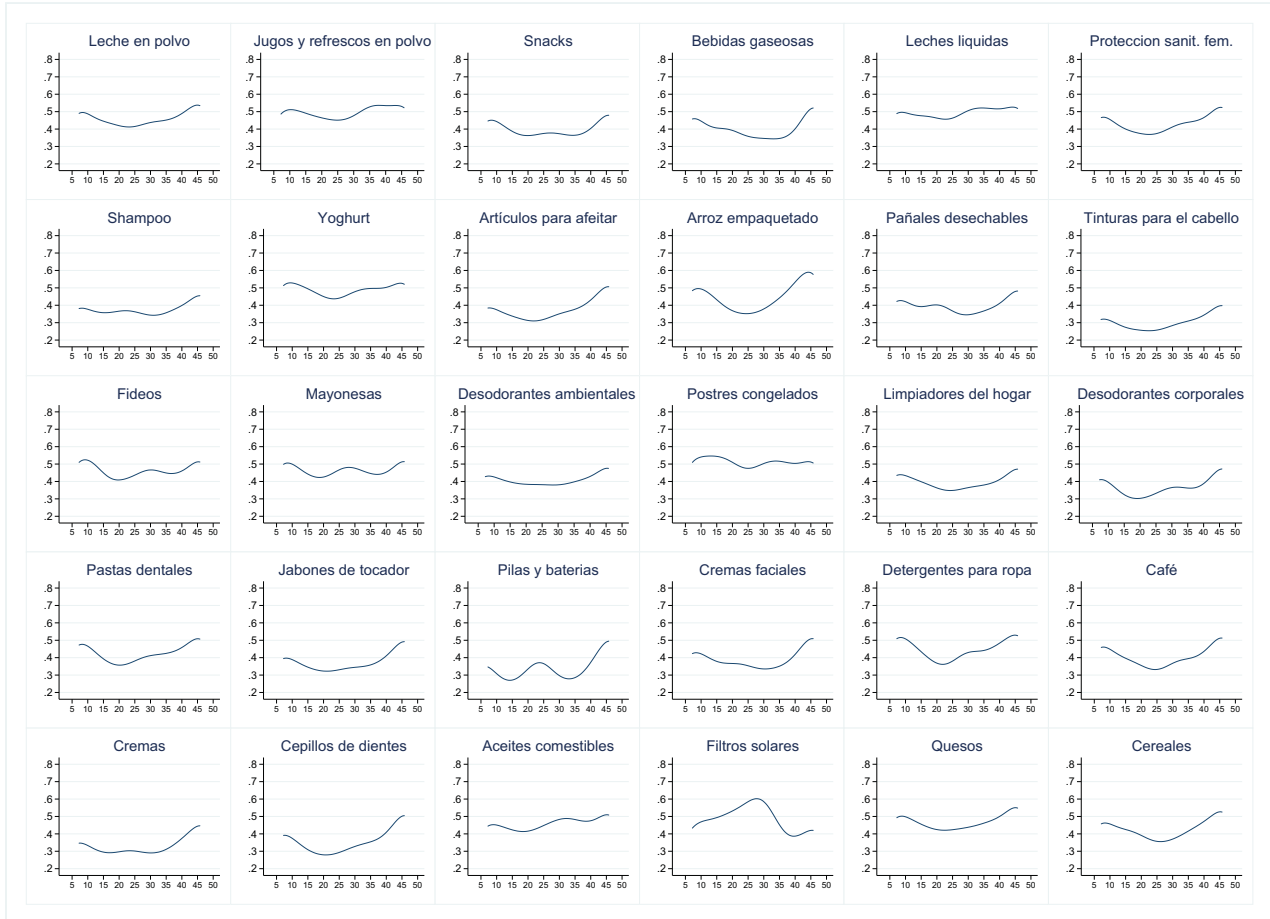
Nota: El eje horizontal representa semanas y el eje vertical la frecuencia.

Figura 3: Hazard function agregada.



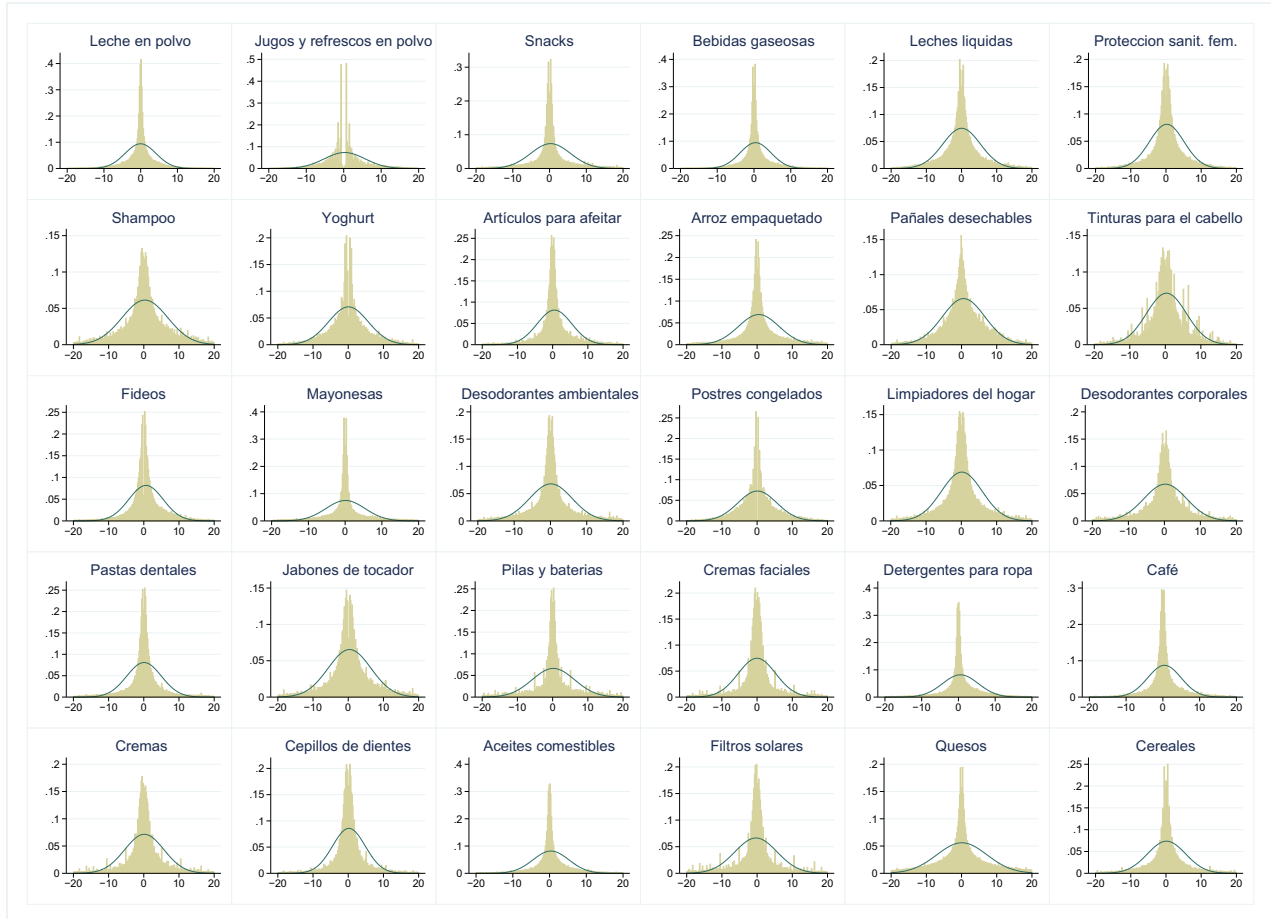
Nota: La duración esta medida en semanas.

Figura 4: Hazard functions por categoría.



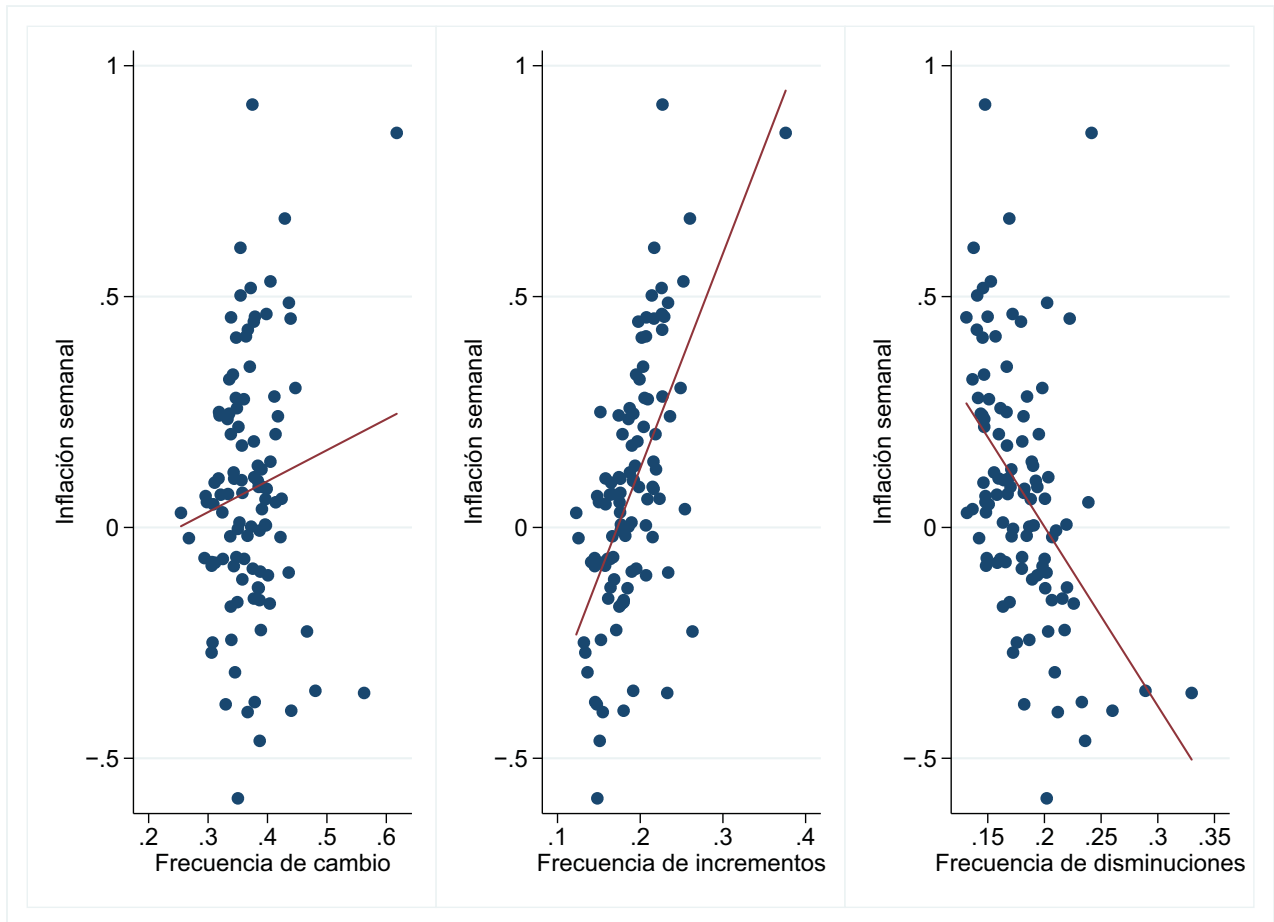
Nota: El eje horizontal representa semanas y el eje vertical la densidad.

Figura 5: Distribución de cambios de precios por categoría.



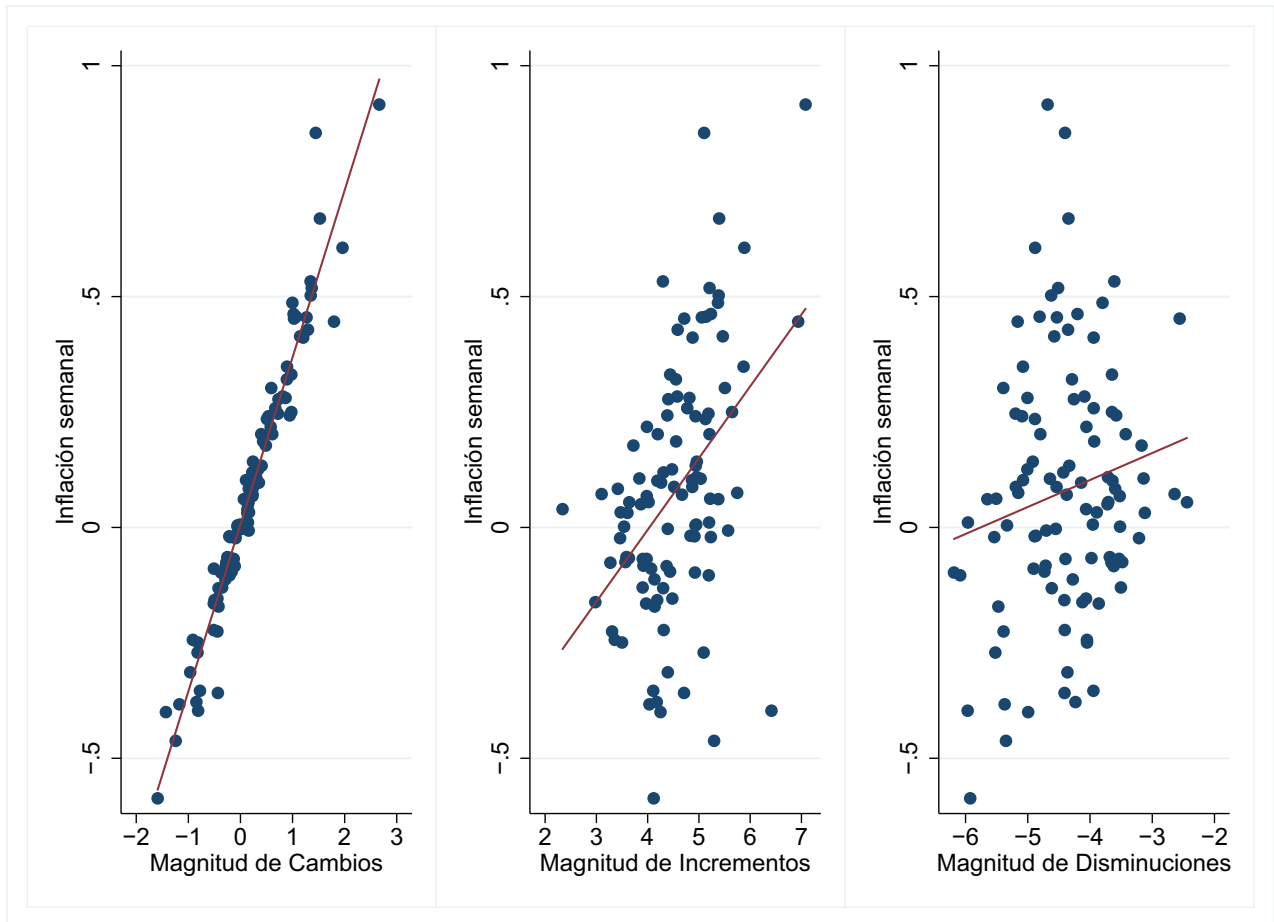
Nota: El eje horizontal representa semanas y el eje vertical la densidad.

Figura 6: Correlación entre la frecuencia y la inflación semanal.



Nota: El eje horizontal representa frecuencia promedio de cambios.

Figura 7: Correlación entre las magnitudes de cambio y la inflación semanal.



Nota: El eje horizontal representa magnitud promedio de cambios.

Cuadro 1: Categorías.

Categorías	Ponderación
Aceites comestibles	0.28
Arroz empaquetado	0.19
Bebidas gaseosas	1.5
Cafe	0.13
Cepillos de dientes	0.08
Cereales para desayuno	0.17
Crema faciales	0.12
Crema para manos y cuerpo	0.12
Desodorantes ambientales	0.08
Desodorantes corporales	0.15
detergentes para ropa	0.48
Fideos	0.27
Filtros solares	0.07
Hojas y maquinas para afeitar	0.05
Jabones de tocador	0.08
Jugos y refrescos en polvo	0.11
Leche en polvo	0.26
Leches liquidas	0.56
Limpiadores del hogar	0.35
Mayonesas	0.13
Pañales desechables	0.29
Pastas dentales	0.08
Pilas y baterias	0.06
Proteccion sanitaria femenina	0.09
Quesos	0.61
Shampoo para el cabello	0.25
Snacks	0.16
Tinturas para el cabello	0.1
Yoghurt	0.34
Yoghurt2	0.07

Cuadro 2: Frecuencias de incrementos y disminuciones.

Categoría	Frecuencias de cambios de precio(%)			N° de productos
	Totales	Incrementos	Disminuciones	
Leche en Polvo	42.45 (22.58)	21.39 (12.64)	21.06 (13.72)	163
Jugos y Refrescos en Polvo	43.02 (20.88)	21.57 (11.01)	21.45 (11.65)	352
Snacks	31.80 (19.09)	16.53 (10.73)	15.27 (9.82)	660
Bebidas Gaseosas	35.06 (18.82)	19.03 (10.63)	16.02 (10.80)	884
Leches Líquidas	46.73 (19.94)	22.98 (11.37)	23.75 (11.93)	488
Protección Sanitaria Femenina	30.36 (19.92)	15.69 (11.19)	14.66 (12.15)	583
Shampoo para el Cabello	35.15 (20.03)	18.07 (11.01)	17.08 (12.38)	1670
Yoghurt	49.89 (19.51)	24.69 (11.64)	25.20 (12.01)	766
Hojas y Maquinas para Afeitarse	23.80 (18.16)	12.65 (10.40)	11.15 (10.20)	238
Arroz Empaquetado	34.79 (18.57)	18.28 (10.06)	16.50 (10.57)	340
Pañales Desechables	33.29 (21.13)	17.73 (11.45)	15.56 (12.74)	542
Tinturas para el Cabello	25.03 (17.78)	13.07 (10.02)	11.96 (12.20)	1148
Fideos	39.78 (20.62)	21.58 (10.57)	18.21 (11.74)	803
Mayonesas	40.80 (21.25)	20.46 (10.51)	20.34 (12.41)	182
Desodorantes Ambientales	32.85 (19.69)	16.61 (10.10)	16.24 (12.20)	753
Postres Congelados	53.23 (21.46)	26.46 (11.61)	26.77 (13.86)	186
Limpiadores del Hogar	30.33 (19.66)	15.40 (8.82)	14.93 (12.90)	811
Desodorantes Corporales	31.68 (18.14)	16.52 (9.68)	15.16 (11.64)	1309
Pastas Dentales	31.75 (20.46)	16.24 (10.41)	15.51 (13.68)	342
Jabones de Tocador	31.91 (17.95)	16.65 (9.23)	15.26 (11.57)	1218
Pilas y Baterías	21.01 (17.19)	10.80 (12.61)	10.21 (8.59)	149
Crema Faciales	22.33 (22.36)	10.85 (12.35)	11.49 (16.59)	758
Detergentes para Ropa	38.31 (22.35)	21.04 (12.24)	17.26 (13.06)	567
Café	34.26 (20.35)	17.98 (10.19)	16.28 (13.22)	324
Crema para Manos y Cuerpo	20.55 (19.23)	10.16 (8.97)	10.40 (13.34)	1271
Cepillos de Dientes	21.16 (17.05)	10.93 (9.59)	10.23 (9.88)	438
Aceites Comestibles	37.50 (21.86)	19.70 (12.10)	17.80 (12.53)	570
Filtros Solares	23.93 (18.34)	10.68 (10.30)	13.25 (12.14)	456
Quesos	49.00 (34.63)	24.91 (20.31)	24.09 (20.54)	940
Cereales para el Desayuno	33.59 (20.41)	17.49 (9.86)	16.10 (12.41)	515
Todas las categorías	36.48 (22.06)	18.80 (11.94)	17.68 (13.37)	19426
Máximo	53.23	26.46	26.77	1670
Mínimo	20.55	3510.16	10.21	149

Cuadro 3: Frecuencias.

Categoría	Frecuencias de cambios de precio(%)			
	Media	Desv. Est.	Mín	Máx
Leche en polvo	42.45	8.49	29.32	68.19
Jugos y refrescos en polvo	43.02	9.32	26.36	77.04
Snacks	31.80	6.38	20.76	61.40
Bebidas gaseosas	35.06	7.13	27.03	61.56
Leches liquidas	46.73	7.74	31.33	67.30
Proteccion sanitaria femenina	30.36	6.74	21.05	61.90
Shampoo para el cabello	35.15	5.91	25.46	60.46
Yoghurt	49.89	7.64	32.61	67.04
Hojas y maquinas para afeitarse	23.80	6.84	17.62	57.52
Arroz empaquetado	34.79	8.72	20.28	63.93
Pañales desechables	33.29	8.78	22.97	81.35
Tinturas para el cabello	25.03	8.69	13.15	54.80
Fideos	39.78	9.36	27.77	74.49
Mayonesas	40.80	7.78	26.66	72.47
Desodorantes ambientales	32.85	6.51	26.54	65.07
Yoghurt2	53.23	9.00	35.62	73.34
Limpiadores del hogar	30.33	6.19	22.06	59.67
Desodorantes corporales	31.68	7.02	18.68	58.22
Pastas dentales	31.75	7.69	19.91	66.78
Jabones de tocador	31.91	5.95	19.48	58.30
Pilas y baterias	21.01	8.37	13.20	54.62
Crema faciales	22.33	5.83	21.26	53.27
Detergentes para ropa	38.31	9.17	23.39	74.25
Cafe	34.26	6.85	25.74	61.64
Crema para manos y cuerpo	20.55	5.70	15.49	52.94
Cepillos de dientes	21.16	6.82	13.31	60.75
Aceites comestibles	37.50	7.02	24.73	64.09
Filtros solares	23.93	6.30	20.27	50.90
Quesos	49.00	6.14	30.69	73.00
Cereales para desayuno	33.59	7.51	24.88	70.56
Todas las Categorías	36.48	5.20	25.44	61.75

Cuadro 4: Tamaño de cambios.

Categoría	Tamaños de cambios de precios(%)			N° de productos
	Totales	Incrementos	Disminuciones	
Leche en Polvo	2.82 (4.64)	2.78 (4.59)	2.87 (4.23)	146
Jugos y Refrescos en Polvo	4.16 (5.63)	4.48 (5.39)	3.81 (5.91)	331
Snacks	4.36 (7.76)	4.65 (8.59)	4.04 (8.21)	597
Bebidas Gaseosas	3.31 (7.22)	3.58 (6.07)	2.98 (8.22)	830
Leches Líquidas	4.01 (7.84)	4.19 (8.96)	3.85 (7.03)	460
Protección Sanitaria Femenina	4.06 (12.80)	4.12 (10.30)	3.96 (12.82)	469
Shampoo para el Cabello	6.49 (19.27)	6.54 (12.78)	6.38 (21.02)	1433
Yoghurt	4.25 (6.66)	4.43 (6.43)	4.09 (7.25)	726
Hojas y Maquinas para Afeitarse	4.35 (20.13)	4.62 (7.25)	3.99 (21.01)	202
Arroz Empaquetado	5.81 (9.16)	6.41 (7.84)	5.13 (7.25)	311
Pañales Desechables	5.32 (10.88)	5.59 (8.85)	5.00 (8.67)	474
Tinturas para el Cabello	5.64 (13.34)	5.57 (7.54)	5.72 (14.44)	950
Fideos	4.02 (7.46)	4.38 (5.80)	3.56 (8.29)	730
Mayonesas	4.07 (4.85)	4.32 (4.84)	3.84 (5.32)	168
Desodorantes Ambientales	4.90 (7.47)	5.00 (7.07)	4.79 (7.66)	674
Postres Congelados	4.31 (3.38)	4.50 (2.88)	4.13 (3.74)	170
Limpiadores del Hogar	4.95 (7.63)	5.12 (6.72)	4.77 (7.96)	767
Desodorantes Corporales	5.63 (15.28)	5.51 (8.60)	5.71 (16.71)	1176
Pastas Dentales	4.43 (8.47)	4.37 (7.55)	4.49 (9.56)	309
Jabones de Tocador	6.52 (15.65)	6.53 (11.43)	6.46 (17.88)	1079
Pilas y Baterías	5.91 (12.60)	5.97 (10.02)	5.86 (15.42)	123
Cremas Faciales	6.24 (14.92)	6.15 (13.32)	6.21 (14.48)	649
Detergentes para Ropa	3.82 (11.59)	4.01 (6.47)	3.55 (11.52)	501
Café	3.49 (13.54)	3.79 (10.18)	3.13 (14.52)	307
Cremas para Manos y Cuerpo	6.46 (13.34)	6.48 (9.88)	6.38 (15.19)	1056
Cepillos de Dientes	4.29 (16.53)	4.41 (14.77)	4.16 (13.17)	358
Aceites Comestibles	4.20 (11.88)	4.28 (10.31)	4.03 (12.23)	518
Filtros Solares	9.24 (18.65)	8.48 (17.80)	9.81 (12.69)	388
Quesos	7.21 (8.67)	7.51 (9.16)	6.89 (8.82)	891
Cereales para el Desayuno	4.25 (12.67)	4.46 (11.66)	4.03 (9.15)	471
Todas las Categorías	4.82 (12.77)	4.99 (9.70)	4.63 (13.29)	17264
Máximo	9.24	8.48	9.81	1433
Mínimo	2.82	372.78	2.87	123

Cuadro 5: Duración y tamaño de cambios.

Tamaño Absoluto de Cambio	Regresiones						
Categoría	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Leche en Polvo	0.082 (0.002)***	0.078 (0.002)***	0.106 (0.002)***	0.028 (0.002)***	0.102 (0.002)***	0.028 (0.002)***	0.051 (0.002)***
Jugos y Refrescos en Polvo	0.074 (0.002)***	0.038 (0.002)***	0.078 (0.002)***	0.083 (0.002)***	0.040 (0.002)***	0.050 (0.002)***	0.092 (0.002)***
Snacks	0.180 (0.002)***	0.181 (0.002)***	0.183 (0.002)***	0.085 (0.002)***	0.184 (0.002)***	0.082 (0.002)***	0.113 (0.002)***
Bebidas Gaseosas	0.143 (0.001)***	0.128 (0.001)***	0.153 (0.001)***	0.074 (0.001)***	0.135 (0.001)***	0.060 (0.001)***	0.089 (0.001)***
Leches Líquidas	0.161 (0.002)***	0.138 (0.002)***	0.166 (0.002)***	0.104 (0.002)***	0.142 (0.002)***	0.086 (0.002)***	0.108 (0.002)***
Protección Sanitaria Femenina	0.084 (0.003)***	0.079 (0.003)***	0.091 (0.003)***	0.051 (0.003)***	0.086 (0.003)***	0.046 (0.003)***	0.063 (0.003)***
Shampoo para el Cabello	0.107 (0.003)***	0.081 (0.003)***	0.120 (0.002)***	0.078 (0.003)***	0.092 (0.002)***	0.048 (0.003)***	0.099 (0.002)***
Yoghurt	0.121 (0.001)***	0.088 (0.001)***	0.145 (0.001)***	0.057 (0.001)***	0.111 (0.001)***	0.029 (0.001)***	0.087 (0.001)***
Hojas y Maquinas para Afeitar	0.180 (0.004)***	0.162 (0.004)***	0.182 (0.004)***	0.074 (0.004)***	0.165 (0.004)***	0.054 (0.004)***	0.095 (0.004)***
Arroz Empaquetado	0.598 (0.004)***	0.507 (0.003)***	0.597 (0.003)***	0.527 (0.004)***	0.510 (0.003)***	0.446 (0.003)***	0.530 (0.004)***
Pañales Desechables	0.070 (0.003)***	-0.005 (0.003)*	0.085 (0.003)***	0.099 (0.003)***	0.008 (0.003)***	0.032 (0.003)***	0.109 (0.003)***
Tinturas para el Cabello	0.161 (0.005)***	0.130 (0.005)***	0.164 (0.005)***	0.077 (0.005)***	0.139 (0.005)***	0.045 (0.005)***	0.104 (0.005)***
Fideos	0.161 (0.001)***	0.103 (0.002)***	0.174 (0.001)***	0.116 (0.002)***	0.121 (0.001)***	0.064 (0.002)***	0.139 (0.001)***
Mayonesas	0.184 (0.003)***	0.161 (0.003)***	0.195 (0.003)***	0.108 (0.003)***	0.169 (0.003)***	0.086 (0.003)***	0.144 (0.003)***
Desodorantes Ambientales	0.099 (0.004)***	0.080 (0.004)***	0.073 (0.004)***	0.011 (0.004)***	0.054 (0.003)***	-0.010 (0.004)***	0.013 (0.004)***
Postres Congelados	0.157 (0.003)***	0.123 (0.003)***	0.158 (0.003)***	0.099 (0.003)***	0.121 (0.003)***	0.073 (0.003)***	0.103 (0.003)***
Limpiadores del Hogar	0.093 (0.002)***	0.079 (0.002)***	0.102 (0.002)***	0.043 (0.002)***	0.087 (0.002)***	0.027 (0.002)***	0.048 (0.002)***
Desodorantes Corporales	0.088 (0.003)***	0.070 (0.003)***	0.097 (0.003)***	0.039 (0.003)***	0.078 (0.003)***	0.018 (0.003)***	0.060 (0.003)***
Pastas Dentales	0.085 (0.003)***	0.077 (0.003)***	0.090 (0.003)***	0.059 (0.003)***	0.078 (0.003)***	0.049 (0.003)***	0.051 (0.003)***
Jabones de Tocador	0.146 (0.003)***	0.139 (0.003)***	0.148 (0.002)***	0.078 (0.003)***	0.140 (0.002)***	0.065 (0.003)***	0.087 (0.002)***
Pilas y Baterías	0.287 (0.01)***	0.297 (0.01)***	0.272 (0.01)***	0.112 (0.01)***	0.288 (0.01)***	0.130 (0.01)***	0.111 (0.009)***
Crema Faciales	0.371 (0.015)***	0.362 (0.014)***	0.314 (0.014)***	0.119 (0.015)***	0.297 (0.013)***	0.160 (0.014)***	0.185 (0.015)***
Detergentes para Ropa	0.067 (0.002)***	0.042 (0.002)***	0.090 (0.002)***	0.030 (0.003)***	0.064 (0.002)***	0.007 (0.003)***	0.051 (0.002)***
Café	0.146 (0.003)***	0.135 (0.003)***	0.150 (0.002)***	0.066 (0.003)***	0.140 (0.002)***	0.058 (0.003)***	0.064 (0.003)***
Crema para Manos y Cuerpo	0.065 (0.006)***	0.053 (0.006)***	0.102 (0.006)***	-0.047 (0.006)***	0.080 (0.006)***	-0.058 (0.006)***	0.025 (0.006)***
Cepillos de Dientes	0.161 (0.004)***	0.150 (0.004)***	0.126 (0.004)***	0.040 (0.004)***	0.114 (0.004)***	0.023 (0.004)***	0.044 (0.004)***
Aceites Comestibles	0.189 (0.003)***	0.174 (0.003)***	0.207 (0.003)***	0.110 (0.003)***	0.192 (0.003)***	0.096 (0.003)***	0.117 (0.003)***
Filtros Solares	0.786 (0.063)***	0.559 (0.057)***	0.813 (0.06)***	0.388 (0.061)***	0.577 (0.055)***	0.294 (0.056)***	0.479 (0.059)***
Quesos	0.116 (0.003)***	0.102 (0.003)***	0.366 (0.003)***	0.022 (0.003)***	0.350 (0.003)***	0.010 (0.003)***	0.266 (0.003)***
Cereales para el Desayuno	0.092 (0.002)***	0.088 (0.002)***	0.106 (0.002)***	0.046 (0.002)***	0.105 (0.002)***	0.041 (0.002)***	0.071 (0.002)***

Nota: Los regresores para cada columna son los que se especifican a continuación:

- (1): Duración
- (2): Duración y Efectos fijos por semana
- (3): Duración y Efectos fijos por producto
- (4): Duración y Efectos fijos por establecimiento
- (5): Duración y Efectos fijos por producto y por semana
- (6): Duración y Efectos fijos por semana y por establecimiento
- (7): Duración y Efectos fijos por producto y por establecimiento

A. Apéndice

A.1. Frecuencia de cambios de precios

Primero calculamos la variable indicadora, IW_{ijt} , donde:

$$IW_{ijt} = \begin{cases} 1 & \text{if } p_{ijt} - p_{ijt-1} \neq 0 \\ 0 & \text{if } p_{ijt} - p_{ijt-1} = 0 \end{cases} \quad (8)$$

Luego, la frecuencia semanal de cambios de precios, Wfr , se calcula como:

$$Wfr = \sum_{i \in I} \lambda_i \left(\frac{1}{N_{J_i}} \sum_{j \in J_i} \left(\frac{1}{T_{ij} - 1} \sum_{t \in T_{ij}} IW_{ijt} \right) \right) \quad (9)$$

Donde λ_i es el ponderador del producto i construido como $\left(\frac{N^\circ \text{ de Observaciones Totales del Bien } i}{N^\circ \text{ de Observaciones Totales}} \right)$, N_{J_i} es el número total de establecimientos que venden el producto i , J_i es el conjunto de establecimientos que vende el producto i , y T_{ij} es el número total de semanas que el producto i se vendió en el establecimiento j .

A.2. Tamaño de los cambios de precios

El tamaño promedio de los cambios de precios semanales se calcula como:

$$W\Delta p = \sum_{i \in I} \lambda_i \left(\frac{1}{N_{J_i}} \sum_{j \in J_i} \left(\frac{\sum_{t \in T_{ij}} IW_{ijt} \times \Delta_{-1} p_{ijt}}{\sum_{t \in T_{ij}} IW_{ijt}} \right) \right) \quad (10)$$

Donde $\Delta_{-1} p_{ijt}$ es la diferencia entre el precio de un producto en un establecimiento en particular con el precio observado en la semana anterior. Dado que hemos definido a las observaciones de precios como $p_{ijt} = \ln(P_{ijt}/\bar{P}_{ij})$, éstas diferencias están expresadas en puntos porcentuales.

A.3. Hazard functions

Para calcular las hazard functions utilizamos el estimador no paramétrico de Nelson-Aalen. En particular, utilizamos un kernel gaussiano con un ancho de banda de 4 semanas. Adicionalmente, computamos las hazard functions usando el kernel de Epanechnikov y diferentes anchos de banda pero los resultados no varían significativamente.

A.4. Regresiones inflación semanal contra frecuencias y tamaños de cambio de precios

Regresiones						
Inflación Semanal	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Constante	-0.168 (0.196)	-0.803 (0.115)***	0.778 (0.132)***	0.007 (0.006)	-0.627 (0.141)***	0.336 (0.154)**
fr	0.671 (0.526)					
fr+		4.652 (0.596)***				
fr-			-3.882 (0.723)***			
dp				0.362 (0.008)***		
dp+					0.155 (0.031)***	
dp-						0.0584 (0.035)*
R ²	0.016	0.376	0.222	0.945	0.204	0.028

**Documentos de Trabajo
Banco Central de Chile**

**Working Papers
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: bcch@bcentral.cl.

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: bcch@bcentral.cl.

DTBC – 641 Agosto 2011
**A Reassessment of Flexible Price Evidence Using Scanner Data:
Evidence from an Emerging Economy**
Gastón Chaumont, Miguel Fuentes, Felipe Labbé y Alberto Naudon

DTBC – 640 Agosto 2011
**Copper, the Real Exchange Rate and Macroeconomic Fluctuations
in Chile**
José De Gregorio y Felipe Labbé

DTBC – 639 Agosto 2011
**Credit Contraction and International Trade: Evidence From
Chilean Exporters**
Ari Aisen, Roberto Álvarez, Andrés Sagner y Javier Turén

DTBC – 638 Agosto 2011
**Investment Dynamics in a DSGE Model With Heterogeneous
Firms and Corporate Taxation**
Sergio Salgado I.

DTBC – 637 Agosto 2011
**Labor Market Dynamics in Chile: the Role of Terms of Trade
Shocks**
Juan Pablo Medina y Alberto Naudon

DTBC – 636 Agosto 2011
Distribución de la Riqueza, Capital Social y Tasa de Crecimiento
Pablo Filippi

DTBC – 635 Time – Consistent Bailout Plans Ernest Pastén	Julio 2011
DTBC – 634 Proyecciones de Inflación con Precios de Frecuencia Mixta: el Caso Chileno Juan Sebastián Becerra y Carlos Saavedra	Julio 2011
DTBC – 633 Long – Term Interest Rate and Fiscal Policy Eduardo López, Victor Riquelme y Ercio Muñoz	Junio 2011
DTBC – 632 Computing Population Weights for the EFH Survey Carlos Madeira	Junio 2011
DTBC – 631 Aplicaciones del Modelo Binominal para el Análisis de Riesgo Rodrigo Alfaro, Andrés Sagner y Carmen Silva.	Mayo 2011
DTBC – 630 Jaque Mate a las Proyecciones de Consenso Pablo Pincheira y Nicolás Fernández	Mayo 2011
DTBC – 629 Risk Premium and Expectations in Higher Education Gonzalo Castex	Mayo 2011
DTBC – 628 Fiscal Multipliers and Policy Coordination Gauti B. Eggertsson	Mayo 2011
DTBC – 627 Chile’s Fiscal Rule as a Social Insurance Eduardo Engel, Chistopher Neilson y Rodrigo Valdés	Mayo 2011