

DINÁMICA DE AJUSTE DE PRECIOS: EVIDENCIA DE DATOS MICROECONÓMICOS PARA CHILE*

Juan Pablo Medina G.**

David Rappoport W.***

Claudio Soto G.****

I. INTRODUCCIÓN

Entender el comportamiento de los precios es clave para establecer la forma en que la política monetaria se transmite en la economía. La visión generalizada en la literatura económica sostiene que, para que la política monetaria tenga efectos reales significativos, es necesario que los precios no sean completamente flexibles, al menos en el corto plazo.¹ Las rigideces de precios, por su parte, pueden afectar la relación entre la inflación agregada y la dispersión de precios, lo cual es importante para evaluar los costos de la inflación en términos de bienestar. Si la dispersión de precios está determinada por la presencia de rigideces nominales, entonces tasas de inflación elevadas implicarán cambios indeseados en precios relativos distorsionando la asignación de recursos (Woodford, 2003).

En este trabajo buscamos caracterizar la dinámica de precios en Chile utilizando datos a nivel microeconómico. Nos interesa determinar el grado de rigidez nominal imperante en la economía y el tipo de distorsiones en los precios relativos generadas por la inflación agregada. Queremos responder preguntas como las siguientes: ¿Cuánto tiempo permanecen fijos los precios? ¿Depende el ajuste de precios del estado de la economía? ¿Cuán importantes son los márgenes *extensivo* e *intensivo* en los ajustes de precios? ¿Cómo afecta la inflación a la dispersión de precios? ¿Cuál es el grado de sincronización en los cambios de precios? Para esto, usamos una nueva base de datos de precios de variedades de productos incluidos en la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC) a nivel de establecimiento. La base de datos cubre el periodo 1999-2005 y contiene precios mensuales

—y en algunos casos, semanales. Utilizando algunos supuestos, esta base de datos nos permite construir historias de precios de hasta 72 meses de extensión para un conjunto de aproximadamente 1200 variedades de productos. Del mismo modo, podemos calcular medidas de dispersión de precios y de sincronización de cambios de precios para cada variedad a través de los establecimientos de venta (alrededor de 450 en total).

La evidencia microeconómica sobre ajustes de precios entrega información sustantiva que permite comprender la naturaleza de las rigideces nominales en una economía. En particular, al considerar precios de variedades de productos a nivel de establecimientos podemos distinguir cambios de precios genuinos de aquellos cambios en la valoración de un producto por efectos de composición. Existen dos enfoques populares para caracterizar las rigideces nominales de precios. Uno plantea que el ajuste de precios depende del tiempo transcurrido entre ajustes (Taylor, 1980; Calvo, 1983) mientras el otro sostiene que depende del estado de la economía (Caplin y Spulber, 1987).² Los modelos basados en el primer enfoque suponen que la fracción de firmas que optimiza precios cada periodo

* Agradecemos al INE, por facilitarnos la base de datos de precios a nivel de establecimientos, y en especial a Eugenio Alviz por su explicación de los mismos. También los comentarios de Klaus Schmidt-Hebbel, de un árbitro anónimo y de los participantes en los Seminarios de CEMLA, SECHI y BCCh. Patricio Jaramillo prestó eficiente ayuda editorial. Este trabajo se hizo mientras David Rappoport trabajaba en el Banco Central de Chile. Cualquier error es responsabilidad exclusiva de los autores.

** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mail: jmedina@bcentral.cl

*** Yale University. E-mail: david.rappoport@yale.edu.

**** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. E-mail: csoto@bcentral.cl

¹ Existen modelos con precios flexibles que pueden generar efectos reales de la política monetaria de magnitudes no triviales. Estos modelos se basan en otros tipos de rigideces. Ver, por ejemplo, el trabajo de Christiano, Eichenbaum y Evans (1997).

² Una teoría alternativa se basa en la idea de que el ajuste de precios a nivel de firmas utiliza información imperfecta sobre el estado de la economía. Ver Mankiw y Reis (2002).

es exógena. Esto implica que el margen *extensivo* de los ajustes de precios —la fracción de firmas cambiando precios— no depende del estado agregado de la economía. Así, la magnitud de los cambios de precios (margen *intensivo*) es la única fuente de variación de la inflación agregada. En contraste, los modelos basados en el segundo enfoque suponen que el momento del tiempo en el que se producen los cambios de precio es una variable de decisión de las firmas. En este caso, la frecuencia de los ajustes de precios sí depende el estado de la economía, y cambios en el margen *extensivo* constituyen una fuente importante en la variabilidad de la inflación. Aunque las estadísticas descriptivas presentadas en este trabajo no constituyen tests formales para distinguir entre teorías de rigideces nominales, los resultados pueden dar pistas sobre la naturaleza del mecanismo de ajuste nominal de precios.

Nuestros resultados indican que la frecuencia de ajuste de precios es mayor que la implícita en estimaciones con datos agregados para Chile. En efecto, las estimaciones agregadas de la Curva de Phillips sugieren que los precios se reajustan (óptimamente) con una frecuencia superior a tres trimestres.³ En contraste, los datos microeconómicos utilizados en este trabajo indican que los precios son ajustados en promedio cada trimestre. Nuestros resultados también sugieren que los precios cambian de manera más frecuente en Chile que en países desarrollados. No obstante, la frecuencia de cambios de precios es muy heterogénea entre bienes. En promedio, los precios de los bienes incluidos en el grupo *Combustibles* de la canasta del IPC cambian dos veces en un mes, mientras que los precios de los servicios del grupo *Educación y recreación* se ajustan, en promedio, cada 12 meses.

De acuerdo con nuestros resultados, la frecuencia de ajuste de precios no pareciera estar correlacionada con el nivel de la inflación. Sin embargo, si descomponemos la frecuencia de los ajustes distinguiendo cambios positivos y negativos, observamos que, para algunos grupos de productos, hay una correlación entre la frecuencia de estos cambios y el nivel de la inflación. Esto último implicaría que los márgenes *extensivos* de ajustes positivos y de ajustes negativos de precios poseen un rol relevante en la dinámica de la inflación agregada. Resulta destacable que reducciones de

precios no son infrecuentes a nivel microeconómico, lo cual muestra que los precios no parecieran poseer rigideces a la baja. Los resultados también muestran que la dispersión de precios entre establecimientos que venden una misma variedad ha aumentado levemente desde 1999. Sin embargo, no se observa una relación entre la dispersión de precios y la inflación agregada. Además, encontramos que el proceso de ajuste de precios exhibe un grado significativo de sincronización entre establecimientos, aunque con una heterogeneidad importante entre grupos de productos. Estos resultados tienden a apoyar la visión de que el estado agregado de la economía es relevante para determinar el momento en que las firmas deciden cambiar sus precios.

Que la frecuencia de los ajustes de precios estimada con datos microeconómicos sea mayor que la obtenida con datos agregados no es un resultado nuevo en la literatura (Bils y Klenow (2004); Baudry, Le Bihan, Sevestre y Tarrieu (2004); Álvarez y Hernando (2004); Aucremanne y Dhyne (2004), Dhyne et al. (2006)). Por ejemplo, Bils y Klenow (2004), con los datos de precios de EE.UU. a nivel microeconómico, encuentran que las firmas modifican sus precios por lo menos una vez cada dos trimestres, mientras que las estimaciones a nivel agregado de Galí y Gertler (1999) apuntan a que, en promedio, los precios se mantendrían fijos por un año. Esta discrepancia entre estimaciones de rigideces de precios a nivel micro y macroeconómico ha dado sustento a la hipótesis de que de otro tipo de rigideces son relevantes para entender la persistencia de los efectos de *shocks* nominales en la economía agregada.⁴ En la actualidad, el debate de cómo reconciliar la evidencia microeconómica con los resultados agregados se encuentra en pleno desarrollo.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La próxima sección presenta brevemente la metodología utilizada para construir los estadísticos

³ Céspedes, Ochoa y Soto (2005), Caputo, Liendo y Medina (2007), y Caputo, Medina y Soto (2006) presentan estimaciones para el grado de rigideces nominales en Chile usando series de datos agregados.

⁴ Es importante destacar que Nakamura y Steinsson (2006) muestran que si excluyen las ofertas (“sales”) de las historias de precios a nivel microeconómico, la frecuencia de cambios de precios es similar a la estimada a nivel agregado.

de cambios de precios. La sección III describe la base de datos con los precios a nivel de establecimientos. La sección IV presenta y discute los principales resultados. La sección V concluye.

II. METODOLOGÍA

En esta sección se describen los estadísticos utilizados para caracterizar el comportamiento de los precios en los establecimientos y algunos supuestos utilizados. En general, estos estadísticos son similares a los utilizados por Aucremanne y Dhyne (2004) y otros en la Red de Estudio de la Persistencia de la Inflación del Banco Central Europeo (*ECB Inflation Persistence Network*).⁵

1. Frecuencia de Ajuste de Precios

Sea I el conjunto de variedades, y sea J_i el número de establecimientos que venden la variedad $i \in I$ en nuestra muestra. Denotamos por $p_{i,j,t}$ al logaritmo del precio de la variedad i en el establecimiento $1 \leq j \leq J_i$ en el instante t , y definimos:

$$Adj(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } p_{i,j,t} \neq p_{i,j,t-1} \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

$$Comp(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } p_{i,j,t} \text{ y } p_{i,j,t-1} \\ & \text{están disponibles} \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

Nos interesa la distribución de la frecuencia de ajuste de precios a través de las distintas variedades. Para ello, calculamos la frecuencia de ajuste de precios de la variedad i , f_i , de la siguiente forma:

$$f_i = \frac{\sum_{j=1}^{J_i} \sum_{t=1}^T Adj(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}{J_i \sum_{t=1}^T Comp(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}, \quad (1)$$

donde T representa el número de meses (o semanas) para los que se dispone de datos. La definición (1) toma en cuenta el hecho de que existen muchos precios no disponibles en la base de datos porque no han sido encuestados. Suponemos que, para una variedad i en el establecimiento j , el evento de tener o no tener su precio disponible en la base de datos en

un periodo determinado es un fenómeno aleatorio, independiente de las decisiones de precios. Por lo tanto, la frecuencia de los cambios de precios que no se observan por ausencia de datos es la misma que la observada. Es importante señalar que si los precios son encuestados cuando es más probable que hayan cambiado, entonces nuestra metodología subestimaría la rigidez de precios. También es importante destacar que los datos no permiten identificar cambios cualitativos de las variedades ni liquidaciones. Por lo mismo, nuestras estimaciones de la frecuencia de ajuste de precios pueden estar sobre estimadas y debiesen considerarse como cotas superiores.

Junto con calcular las frecuencias de ajuste de precio promedio para toda la muestra por variedad de producto, calculamos la frecuencia promedio de cambios de precios por grupo de variedades para cada instante del tiempo. La frecuencia promedio de cambios de precios en el grupo G en el instante t se define como:

$$f_{G,t} = \frac{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Comp(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}, \quad (2)$$

donde el grupo G es un subconjunto del conjunto total de variedades ($G \subseteq I$).

Considerar solo los cambios absolutos de precios podría ocultar aspectos importantes de la dinámica de precios. Por lo tanto, recalculamos nuestros estadísticos separando entre alzas y reducciones de precios, para lo cual definimos $f_{G,t}^+$ y $f_{G,t}^-$ de la siguiente manera:

$$f_{G,t}^+ = \frac{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj^+(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Comp(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}$$

$$f_{G,t}^- = \frac{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj^-(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Comp(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}, \quad (3)$$

⁵ www.ecb.int/home/html/researcher_ipn.en.html

donde

$$Adj^+(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } p_{i,j,t} > p_{i,j,t-1} \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

$$Adj^-(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1}) = \begin{cases} 1 & \text{si } p_{i,j,t} < p_{i,j,t-1} \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

2. Magnitud de los Cambios de Precios

Además de las frecuencias de los ajustes de precios, calculamos la magnitud de estos ajustes. Esto nos permite descomponer la inflación total de un período en lo aportado por la fracción de firmas cambiando precios (margen *extensivo*) y por lo aportado por el tamaño de estos cambios de precios (margen *intensivo*). Se define la magnitud promedio de los cambios de precio en el grupo G en el instante t :

$$\pi_{G,t} = \frac{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} (p_{i,j,t} - p_{i,j,t-1})}{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}$$

Utilizando (3) esta magnitud puede ser expresada de la siguiente forma:

$$\pi_{G,t} = \frac{f_{G,t}^+ \pi_{G,t}^+ - f_{G,t}^- \pi_{G,t}^-}{f_{G,t}} \quad (4)$$

donde $\pi_{G,t}^+$ y $\pi_{G,t}^-$ son las magnitudes de las alzas y de las bajas de precios en el grupo G , respectivamente. Estas se definen como:

$$\pi_{G,t}^+ = \frac{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj^+(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})(p_{i,j,t} - p_{i,j,t-1})}{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj^+(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}$$

$$\pi_{G,t}^- = \frac{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj^-(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})(p_{i,j,t-1} - p_{i,j,t})}{\sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} Adj^-(p_{i,j,t}, p_{i,j,t-1})}$$

En la expresión (4) se desprende que la magnitud total de los cambios de precios depende tanto de los tamaños de los ajustes al alza y la baja, como de las fracciones de firmas ajustándose en estos márgenes. Aumentos en la magnitud de los cambios de precios pueden generarse tanto porque la magnitud de las alzas de precios se

incrementa o la magnitud de las reducciones de precios disminuye (margen intensivo). Asimismo, esto pudiera originarse en incrementos en la fracción de firmas aumentando precios o en reducciones en la fracción de firmas bajando precios (margen extensivo).

3. Dispersión de Precios

Como se señaló arriba, es posible que una alta dispersión de precios sea el resultado de una combinación de alta inflación agregada y rigideces nominales. Para analizar este tema, calculamos una medida de la dispersión de precios entre establecimientos para cada grupo de productos. Nuestra medida de dispersión de precios en el grupo G está dada por:

$$disp_{G,t} = \sqrt{\frac{1}{N_G} \sum_{i \in G} \sum_{j=1}^{J_i} \frac{(p_{i,j,t} - \bar{p}_{i,t})^2}{J_i}}$$

donde $\bar{p}_{i,t} = 1/J_i \sum_{j=1}^{J_i} p_{i,j,t}$ corresponde al precio promedio de la variedad i en los establecimientos donde es vendida y N_G es el número de variedades que integran el grupo G . Si el grupo de productos comprende una sola variedad, esta medida corresponde a la desviación estándar de los precios entre establecimientos.

4. Sincronización

Otra característica importante de la dinámica de precios a nivel microeconómico es el grado de sincronización de los ajustes de precios entre diferentes establecimientos que venden un producto particular. El grado de sincronización de los ajustes de precios puede indicar la manera en que los establecimientos modifican sus precios en respuesta a *shocks* agregados.

Para medir este patrón de los ajustes de precios, calculamos el estadístico propuesto por Aucremanne y Dhyne (2004). Dada una frecuencia promedio mensual (o semanal) de ajustes de precios para la variedad i , f_i , podemos calcular la desviación estándar de la frecuencia de cambios de precios para esta variedad, como:

$$sd_i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (f_{i,t} - f_i)^2}$$

En caso de que no exista sincronización en el ajuste de precios entre establecimientos —tal como ocurre en el modelo Calvo—, en cada momento del tiempo una fracción f_i de los precios serán ajustados, independientemente del período particular t . Por lo tanto, la desviación estándar de la frecuencia de ajuste de precio será cero ($sd_i = 0$).

En el caso contrario, cuando existe sincronización perfecta —es decir, cuando todos los precios son ajustados en forma simultánea— la fracción de precios ajustándose en un momento del tiempo será 1 ó 0. Luego, observaríamos que todos los precios cambian f_i por ciento del tiempo, y los precios permanecen fijos un $(1 - f_i)$ por ciento del tiempo. Dado lo anterior, si suponemos sincronización perfecta, tenemos:

$$\overline{sd}_i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (f_{i,t} - f_i)^2} = \sqrt{f_i(1 - f_i)}$$

Dado que $0 < f_i < 1$, el estadígrafo $\overline{sd}_i$ es la cota superior de los valores que pueden tomar las desviaciones estándar de las frecuencias de ajustes de precios mensuales. La medida propuesta por Aucremanne y Dhyne (2004) se define como la razón entre la desviación estándar observada para las frecuencias mensuales de cambios de precios y $\overline{sd}_i$:

$$s_i = \frac{sd_i}{\overline{sd}_i} \quad (5)$$

Esta razón de sincronización toma valores en el intervalo $[0,1]$, representando 0 independencia y 1 sincronización perfecta.

III. DESCRIPCIÓN DE LA BASE DE DATOS

La base de datos contiene información a nivel de establecimientos sobre precios incluidos en la canasta del IPC. Estos datos cubren el período de enero de 1999 a julio de 2005, siendo de frecuencia mensual o semanal. La medida de precios corresponde a gasto final en una variedad particular (última transacción o precio de consumo final). La información se obtiene del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). No existe información comparable para años previos, dado que la canasta considerada para el índice fue actualizada en diciembre de 1998. Esta canasta fue seleccionada sobre la base de la Quinta Encuesta de Presupuestos Familiares de 1996-97, la que fue aplicada en más de 8.000 hogares en el Gran Santiago (INE, 2005).

La canasta contiene cerca de 1200 variedades para casi 500 productos o servicios diferentes, los que se clasifican en nueve grupos. Cada grupo contiene varios subgrupos, los que a su vez se componen de diferentes tipos de artículos (ver cuadro 1).⁶ Por ejemplo, el grupo *Vivienda* incluye los subgrupos: *Arriendo y otros gastos fijos*, *Servicios básicos*, *Comunicaciones*, y *Reparaciones y conservación de*

⁶ La canasta del IPC tiene 8 grupos, pero, como algunos productos son muestreados semanalmente en los grupos *Vivienda* y *Transporte*, consideramos estos bienes como un noveno grupo. Dada la naturaleza de estos productos, este grupo es denominado *Combustibles*.

CUADRO 1

Composición de la Canasta del IPC

Grupo	Nombre	Subgrupos	Ítems	Productos	Variedades
1	Alimentos	11	58	162	305
2	Vivienda	5	12	29	38
3	Equipamiento de la vivienda	7	25	84	154
4	Vestuario	6	26	75	152
5	Transporte	2	11	26	101
6	Salud	3	9	44	110
7	Educación y recreación	4	12	55	345
8	Otros	3	3	8	45
9	Combustibles	2	2	5	9
Total		43	158	488	1269

Fuente: Elaboración propia con información del INE.

la vivienda. El subgrupo *Arriendo y otros gastos fijos* contiene los siguientes artículos: *Arriendo*, *Dividendo* y *Otros gastos fijos*. A su vez, *Otros gastos fijos* incluye: *Contribuciones de bienes raíces*, *Retiro de basura*, y *Seguro para la vivienda*. Las variedades de cada producto corresponden a diferentes marcas, nombres de fantasía y materiales que caracterizan cada producto. Variedades de productos en el grupo *Alimentos* y *Combustibles* son muestreados con frecuencia semanal. El resto de los precios a nivel de establecimientos está disponible mensualmente. Es importante mencionar que los precios son tomados en varios lugares dentro del Gran Santiago; no obstante, por estacionalidad y otros motivos, no todos los precios están disponibles en todos los períodos.

El número de establecimientos de la muestra es de alrededor de 450 e incluye: supermercados, almacenes varios, y servicentros, entre otros (ver Cuadro 2). La muestra de establecimientos se basa en la Encuesta de Puntos de Compra de 1997, la que se aplicó a más de 1300 hogares del Gran Santiago.⁷ Los precios de algunos de los servicios son informados directamente por los establecimientos. En el caso de los arriendos de viviendas, se utiliza una encuesta mensual especial para recoger los precios en el área del Gran Santiago. Es importante destacar que, en promedio, cerca de la mitad del universo de datos posibles a nivel de establecimientos están disponibles para construir la frecuencia y magnitud de los cambios de precios a nivel de las variedades de productos.

IV. RESULTADOS

1. Frecuencia de Ajuste de Precios

Las medias y medianas de las frecuencias de ajustes de precios por grupos de productos —computadas con la ecuación (1)— se encuentran resumidas en los cuadros 3 y 4; los gráficos 1 y 2 presentan las aproximaciones *kernel* de las distribuciones completas de estas frecuencias. De acuerdo con los datos, la media de las frecuencias de ajustes de precios para todas las variedades de productos en la muestra es cerca de 0.4, y su mediana es 0.3. Estos valores implican que, a nivel de establecimiento, los precios son ajustados en promedio cada tres

CUADRO 2	
Tipo de Establecimiento	
Tipo de establecimientos	Numero de establecimientos
Supermercados	55
Almacenes varios	81
Ferias y verdulerías	54
Carniecerías, avícolas y pescaderías	38
Grandes multitiendas	79
Servicentros	37
Multiferretería	7
Farmacias	81
Clínicas	25
Librerías	83
Colegios	52
Total	457
Fuente: INE.	

meses.⁸ Si se comparan estos valores con los de otras economías, se observa que en Chile los precios se ajustan de manera más frecuente que en países europeos y EE.UU., pero de manera similar que en Brasil y México (cuadro 5). Dado que Brasil, México y Chile comparten una historia marcada por episodios de inflación alta y persistente, lo anterior podría ser indicio de que la historia del ambiente macroeconómico podría tener un rol importante en definir las características del proceso de ajustes de precios a nivel microeconómico.

Cuando analizamos los estadísticos de cambios de precios por grupos de productos, encontramos que *Combustibles* es el grupo con la mayor frecuencia de cambios de precios, con una mediana de 1.8 para todo el período. Este valor implica que los precios son modificados, en promedio, casi dos veces al mes. En el otro extremo se encuentra el grupo *Educación y recreación*, con una mediana de frecuencia de ajuste de precios de 0.08, lo cual implica que los precios se ajustan, en promedio, una vez al año. Es importante

⁷ Los establecimientos fueron seleccionados en función de la fracción del gasto que reciben, en lugar de la frecuencia de ventas.

⁸ Es importante destacar que Baharad y Evans (2004) sugieren que la relación entre la frecuencia de cambios de precios y duración de estos es no lineal. Así, usar la media de la frecuencia puede subestimar la duración promedio de precios. Por lo tanto, la mediana de la frecuencia puede ser un estadístico más adecuado.

recordar que estos valores pueden constituir una cota superior (inferior) para la frecuencia de cambios (duración) de precios por cuanto, entre otras cosas, la base de datos no excluye los ajustes de precios por liquidaciones.

En los cuadros 3 y 4 también presentamos las medias y las medianas de las frecuencias de ajustes de precios para tres subperiodos (1999-2000, 2001-2003 y 2002-2005). De acuerdo con la mediana para todos los grupos de productos, los precios han aumentado

CUADRO 3

**Promedio de la Frecuencia de Cambios de Precios
para Diferentes Grupos de Productos y Periodos**
(frecuencia está medida en términos mensuales)

	1999-2005	1999-2000	2001-2003	2004-2005
Todos los grupos	0.46	0.46	0.50	0.45
Alimentos	1.00	0.96	1.07	0.96
Combustibles	1.93	1.23	2.40	3.11
Vivienda	0.38	0.42	0.39	0.35
Equipamiento de la vivienda	0.32	0.39	0.33	0.23
Vestuario	0.39	0.36	0.41	0.40
Transporte	0.44	0.46	0.51	0.44
Salud	0.31	0.29	0.33	0.27
Educación y recreación	0.14	0.15	0.14	0.14
Otros	0.32	0.31	0.33	0.25
Crecimiento del PIB ^a	3.67	1.86	3.16	6.26
Inflación ^a	2.63	3.42	2.18	3.05

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

a. Corresponden a los promedios geométricos de las cifras anuales.

CUADRO 4

**Mediana de la Frecuencia de Cambios de Precios
para Diferentes Grupos de Productos y Periodos**
(frecuencia mensual)

	1999-2005	1999-2000	2001-2003	2004-2005
Todos los grupos	0.33	0.34	0.33	0.29
Alimentos	0.78	0.77	0.91	0.72
Combustibles	1.85	1.23	2.30	2.84
Vivienda	0.27	0.35	0.27	0.20
Equipamiento de la vivienda	0.31	0.38	0.32	0.23
Vestuario	0.41	0.38	0.44	0.41
Transporte	0.38	0.43	0.42	0.36
Salud	0.31	0.29	0.33	0.26
Educación y recreación	0.08	0.09	0.07	0.11
Otros	0.16	0.19	0.15	0.13
Crecimiento del PIB ^a	3.67	1.86	3.16	6.26
Inflación ^a	2.63	3.42	2.18	3.05

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

a. Corresponden a los promedios geométricos de las cifras anuales.

CUADRO 5

Evidencia Internacional sobre Frecuencia de Cambios de Precios

Estudio	País	Frecuencia (%)		Duración ^a (meses)	
		Promedio	Mediana	Promedio	Mediana
Auchermanne y Dhyne (2004)	Bélgica	16.9	13.3	5.4	7.0
Gouvea (2007)	Brasil	37.3		2.1	
Dhyne et al. (2006)	Europa	15.1		6.1	
Baudry et al. (2004)	Francia	18.9	14.9	4.8	6.2
Baharad y Eden (2004)	Israel	24.0	21.0	3.6	4.2
Bils y Klenow (2004)	EE.UU.	26.1	20.9	3.3	4.3
Klenow y Kryvstov (2004)	EE.UU.	29.3		2.9	
Nakamura y Steinsson (2007)	EE.UU.	21.1	8.7	4.2	11.0
Gagnon (2005)	México	30.4 - 36.6		2.2 - 2.8	
Este trabajo	Chile	46.1	33.3	1.6	2.5

Fuente: Elaboración propia.

^a La duración se computa como $-1/\ln(1-f)$, donde f denota frecuencia. Siguiendo el enfoque de Baharad y Eden (2004), algunos trabajos (Dhyne *et al.*, 2006; Baudry *et al.*, 2004; Auchermanne y Dhyne, 2004; Nakamura y Steinsson, 2007) reportan el promedio de la duración de precios encuestados invirtiendo la frecuencia a nivel microeconómico y tomando promedios después. Nuestro procedimiento subestima el promedio de la duración de precios, pero nos permite una comparación directa.

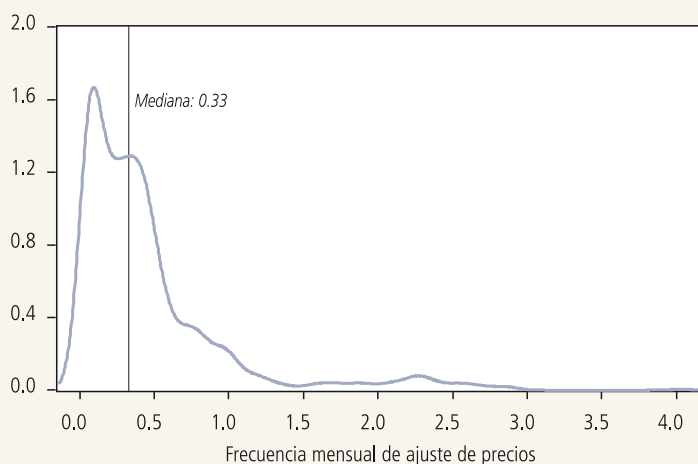
levemente su grado de rigidez en años recientes, pasando de una frecuencia mediana de 0.34 en el periodo 1999-2000 a una de 0.29 en el periodo 2004-2005. Por grupos de productos, esto es también efectivo para el grupo de *Vivienda, Equipamiento de la vivienda, Transporte y Otros*. En contraste, los precios del grupo *Combustibles* parecen haberse vuelto más flexibles a lo largo del tiempo por cuanto la frecuencia mediana pasó de 1.23 durante los años 1999-2000 a 3.11 durante los años 2004-2005. Esto último puede estar vinculado al aumento de la volatilidad del precio internacional del petróleo en los años recientes.

El hecho de que la frecuencia de los ajustes de precios haya disminuido a lo largo del tiempo mientras que la tasa de crecimiento de la actividad económica haya aumentando pareciera contradecir el enfoque donde los ajustes de precios dependen del estado de la economía. Si se piensa que detrás del mayor crecimiento hay una expansión de la demanda que requiere de ajustes de precios, entonces se podría esperar que la frecuencia de estos ajustes aumente con la posición cíclica de la economía. También se esperaría que cambios más frecuentes de precios coincidieran con niveles de inflación más elevados. Sin embargo, se observa que no existe una asociación positiva entre la frecuencia mediana de ajustes de

precio y la inflación agregada. Más aun, se observa que para los grupos *Alimentos, Vestuario y Salud*, la mayor frecuencia de ajuste de precios se obtiene en el subperíodo en el cual la inflación alcanzó su mínimo.

Los gráficos 1 y 2 muestran las aproximaciones *kernel* de las distribuciones de las frecuencias de cambios de precios para toda la muestra de productos y para cada uno de los grupos de la canasta del IPC. En general, se observa que estas distribuciones son asimétricas (excepto para *Equipamiento de la vivienda, Salud y Vestuario*) con más masa a la izquierda de la media. No obstante, la existencia de observaciones extremas de cambios muy frecuentes hace que la duración de los precios sea más corta cuando se mide según la media de la distribución que cuando se computa según la mediana. Asimismo, las distribuciones de la frecuencia de cambios de precios dan cuenta de un grado importante de heterogeneidad en el grado de rigidez nominal de los precios a nivel de los productos que componen cada grupo. En efecto, para varios grupos de productos las distribuciones tienden a ser multimodales, con una masa no despreciable de productos que poseen un alto grado de flexibilidad en sus precios nominales lo cual tiende a aumentar las medias y medianas de las distribuciones.

Distribución de la Frecuencia de Cambios de Precios (todos los grupos: 1,269 variedades)



Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

Al igual que en EE.UU. y otros países, nuestras estimaciones a nivel desagregado parecen indicar que los precios son más flexibles que lo deducido de estimaciones agregadas. En el caso de Chile, estimaciones a nivel macroeconómico utilizando la curva de Phillips indican que la duración de los precios sería más cercana a un año que a un trimestre (Céspedes, Ochoa y Soto (2005), Caputo, Liendo y Medina (2007) y Caputo, Medina y Soto (2006)). Esta discrepancia en las estimaciones de la frecuencia de cambios de precios a nivel microeconómico y macroeconómico se puede explicar por el hecho de que los ajustes a nivel de establecimientos son, por lo general, abultados e infrecuentes, y pueden existir sesgos cuando se agregan unidades pequeñas.⁹ Por otra parte, es importante notar que la identificación del grado de rigidez nominal de la economía a nivel agregado se basa en la persistencia de los *shocks* nominales en variables tales como la inflación y la brecha producto sin considerar directamente la presencia de rigideces reales. La interacción de rigideces nominales de precios con rigideces reales induce a que las firmas tengan menos incentivos a realizar ajustes de mayor magnitud en precios a pesar de tener la posibilidad de hacerlo. En este caso, uno observaría un ajuste de precios a nivel agregado, en respuesta a *shocks* nominales, mas lento de lo que se produciría si sólo hubiese rigideces nominales.¹⁰ Por lo tanto, si se no se consideran de manera adecuada las rigideces reales de la economía, se tenderá a sobre

estimar el grado de rigidez nominal cuando esta se estima a nivel macro. Por último, el hecho que existan cambios de precios asociados a liquidaciones puede tender a subestimar el grado de rigidez nominal a nivel microeconómico. En un trabajo reciente, Nakamura y Steinsson (2007) sugieren de hecho que la discrepancia entre las estimaciones macro y micro se eliminan si se excluye las liquidaciones (*sales*) de la base de datos microeconómicos. A diferencia de los cambios regulares de precios, las liquidaciones son cambios de precios transitorios y no están vinculados a condiciones macroeconómicas. Esto implica que es relevante distinguir entre cambios regulares de precios y

aquellos asociados con las liquidaciones cuando se quiera comprender la importancia de las rigideces de precios a nivel agregado.

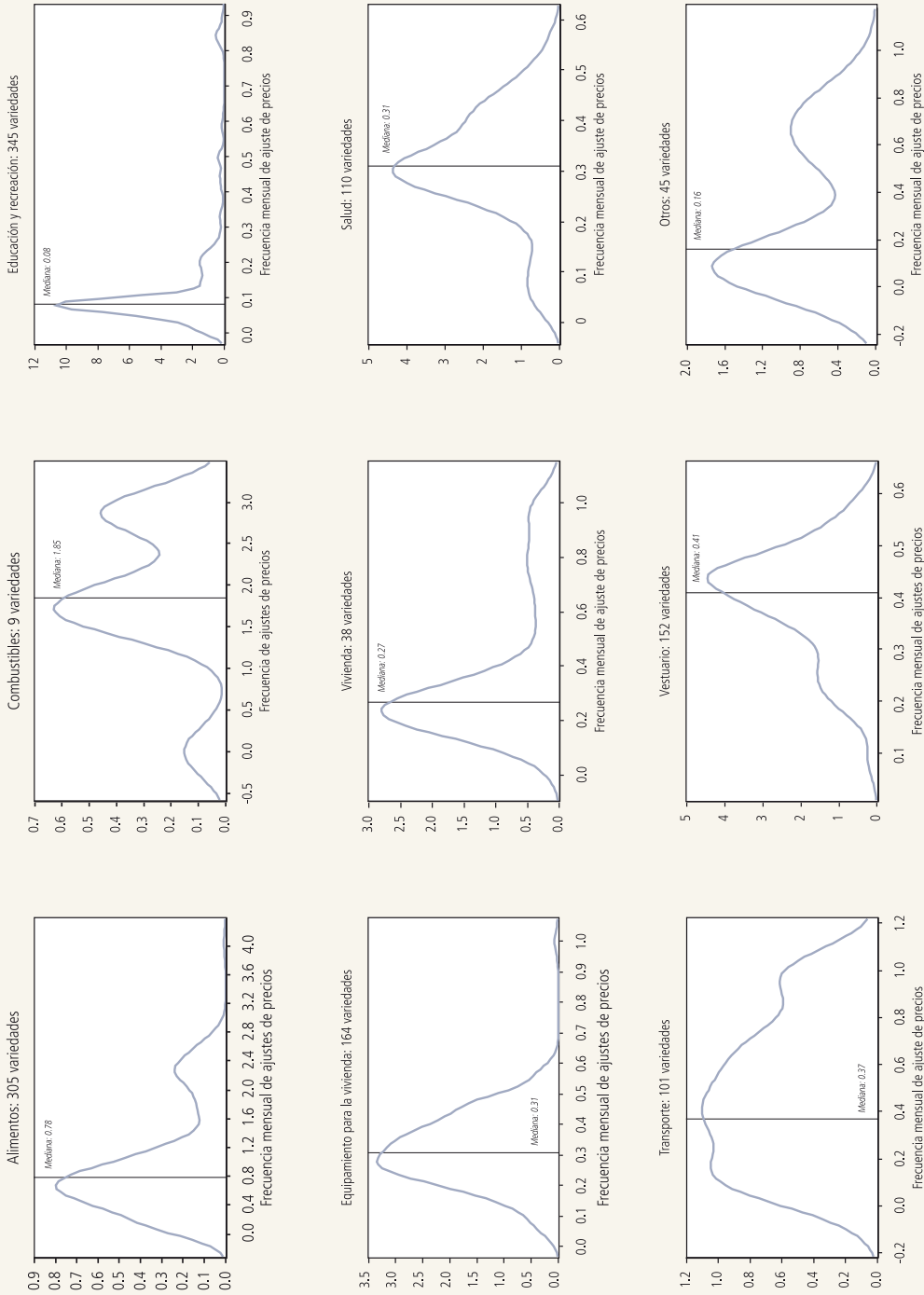
El hecho de que la frecuencia de los ajustes de precios no muestre una conexión clara con el estado agregado de la economía —inflación agregada y crecimiento del PIB— podría indicar que las teorías de cambios de precios donde éstos no dependen del estado de la economía sino que del tiempo proporcionan una buena descripción y aproximación del mecanismo de ajuste de precios. Sin embargo, esta conclusión puede ser el resultado de que la muestra de precios abarca un período donde la inflación ha sido baja y estable. Gagnon (2005), al analizar el caso de México, encuentra que la frecuencia de los cambios de precios aumenta en períodos de mayor inflación pero sólo cuando la inflación agregada se encuentra dentro de un rango de niveles moderados a altos. No obstante, este patrón desaparece en el período en el cual la inflación es baja (en torno a 5% anual). En los modelos en los cuales el momento de ajuste de precio es una decisión endógena a la firma, la dinámica de la inflación en respuesta a *shocks* depende del tamaño de los mismos. Por lo tanto, incluso en este tipo de modelos, si los *shocks* reales y nominales son pequeños, la evolución

⁹ Ver Caballero y Engel (2003).

¹⁰ Ver, por ejemplo, Altig et al. (2005) y Klenow y Willis (2006)

GRÁFICO 2

Distribución de la Frecuencia de Cambios de Precios en Cada Grupo de Productos



Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

de la inflación puede ser similar a la generada con un modelo en el cual el momento de ajustes de precios depende del tiempo (ver Burstein, 2005).

Los gráficos 3 a 5 muestran la relación entre la frecuencia de los ajustes de precios para cada grupo —estadígrafo $f_{G,t}$ de la ecuación (2)— y la inflación agregada en base mensual para el período 1999-2005.¹¹ Lo que se desprende de estas figuras tiende a confirmar la visión de que no hay correlación entre la frecuencia de ajuste de precios y la inflación agregada. Sin embargo, al descomponer los ajustes de precios en cambios al alza y reducciones de precios, observamos para varios grupos una clara asociación positiva entre la frecuencia de los ajustes de precios al alza y la inflación, y una relación negativa entre la frecuencia de ajustes a la baja y la inflación agregada (por ejemplo, *Combustibles*, *Vivienda*, *Vestuario*, *Transporte* y, en menor medida, *Salud*, *Educación y recreación* y *Otros*). En otras palabras, la frecuencia de las alzas de precios pareciera aumentar en períodos de mayor inflación y mientras que la frecuencia de los recortes de precios pareciera disminuir con la inflación. Este resultado sugeriría que el momento en el tiempo donde se produce un ajuste positivo de precios o uno negativo (margen *extensivo*) sí puede estar determinado por el estado de la economía.

El resultado anterior también sugiere que cuando no se descomponen adecuadamente los cambios de precios —y, en particular, cuando no se tiene en cuenta los ajustes a la baja— se tiende a concluir de manera errada que no existe relación entre la frecuencia de estos ajustes y la inflación. Esto, por cuanto la frecuencia de reducciones de precios tiende a disminuir en una magnitud similar al aumento de la frecuencia de incrementos de precios cuando la inflación agregada aumenta.

2. Magnitud de Ajustes de Precios

Junto con presentar la relación entre las frecuencias de ajustes de precios y la inflación, en los gráficos 3 a 5 también se ilustra la correlación entre la magnitud promedio de los cambios de precios por grupo y la inflación agregada mensual para el período 1999-2005. Para la mayoría de los grupos se observa una correlación positiva entre la inflación y la magnitud de los cambios de precios, con la única excepción

es el grupo *Otros*, donde no se observa correlación. Esto pareciera indicar que el margen intensivo juega un papel preponderante en la determinación de la inflación agregada.

Sin embargo, cuando distinguimos la magnitud de los cambios de precios en según se trate de incrementos o reducciones de precios, apreciamos que las magnitudes de cambios positivos y negativos presentan una correlación más bien moderada con la inflación mensual y sólo para algunos grupos de productos. Por ejemplo, para el grupo de *Vestuario*, la inflación agregada tiene correlación positiva con la magnitud de los incrementos de precios, y negativa con la magnitud de las reducciones de precios. Para otros grupos de productos no se visualiza una conexión clara entre la inflación agregada y los tamaños de los aumentos y reducciones de precios. Esto implica que la variabilidad de la magnitud de los cambios de precios en cada grupo de productos y su asociación con la inflación agregada no puede atribuirse completamente a las fluctuaciones de las magnitudes de los incrementos y reducciones de precios sino que el margen *extensivo*, esto es, las fracciones de firmas subiendo y bajando precios ejercen también un rol relevante en esta dinámica.

3. Dispersión de Precios

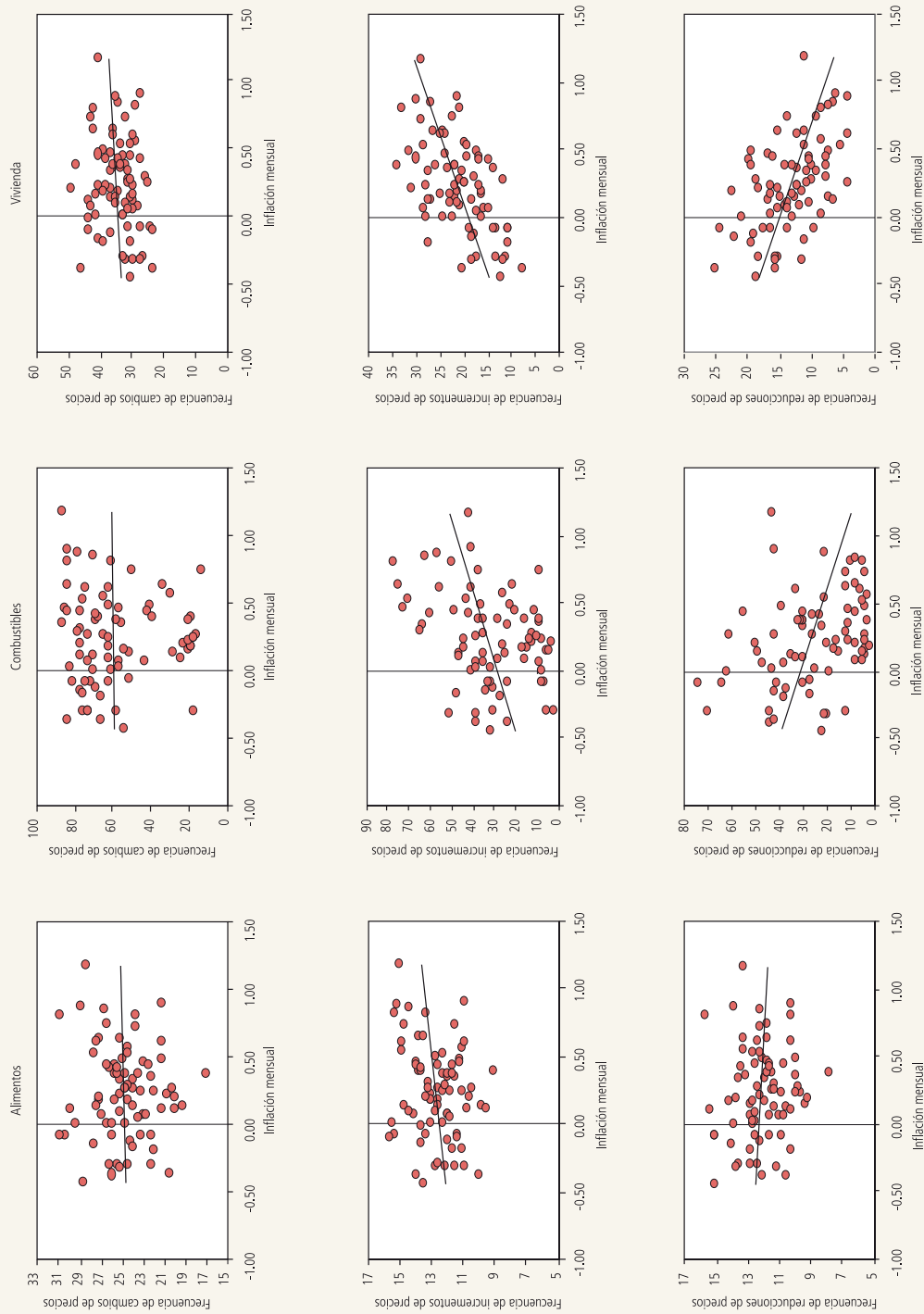
Los cuadros 6 y 7 muestran la media y la mediana de la desviación estándar de los precios a través de establecimientos para diferentes variedades de productos. Al comparar entre grupos de producto, encontramos que *Combustibles* tiene la más baja dispersión de precios con una desviación estándar bajo 0.04. Esto no sorprende, dado que los productos de este grupo son bastante homogéneos. En el otro extremo, las variedades de productos del grupo de *Vestuario* presentan un grado de dispersión más elevado, con una desviación estándar en torno a 0.36.

La asociación entre la dispersión de precios y la inflación agregada no es clara. Así, mientras la inflación muestra una tendencia descendente entre el período 1999-2000 y el período 2001-2003,

¹¹ Para los grupos de *Alimentos* y *Combustibles*, trabajamos con el promedio mensual de las frecuencias semanales de ajustes de precios.

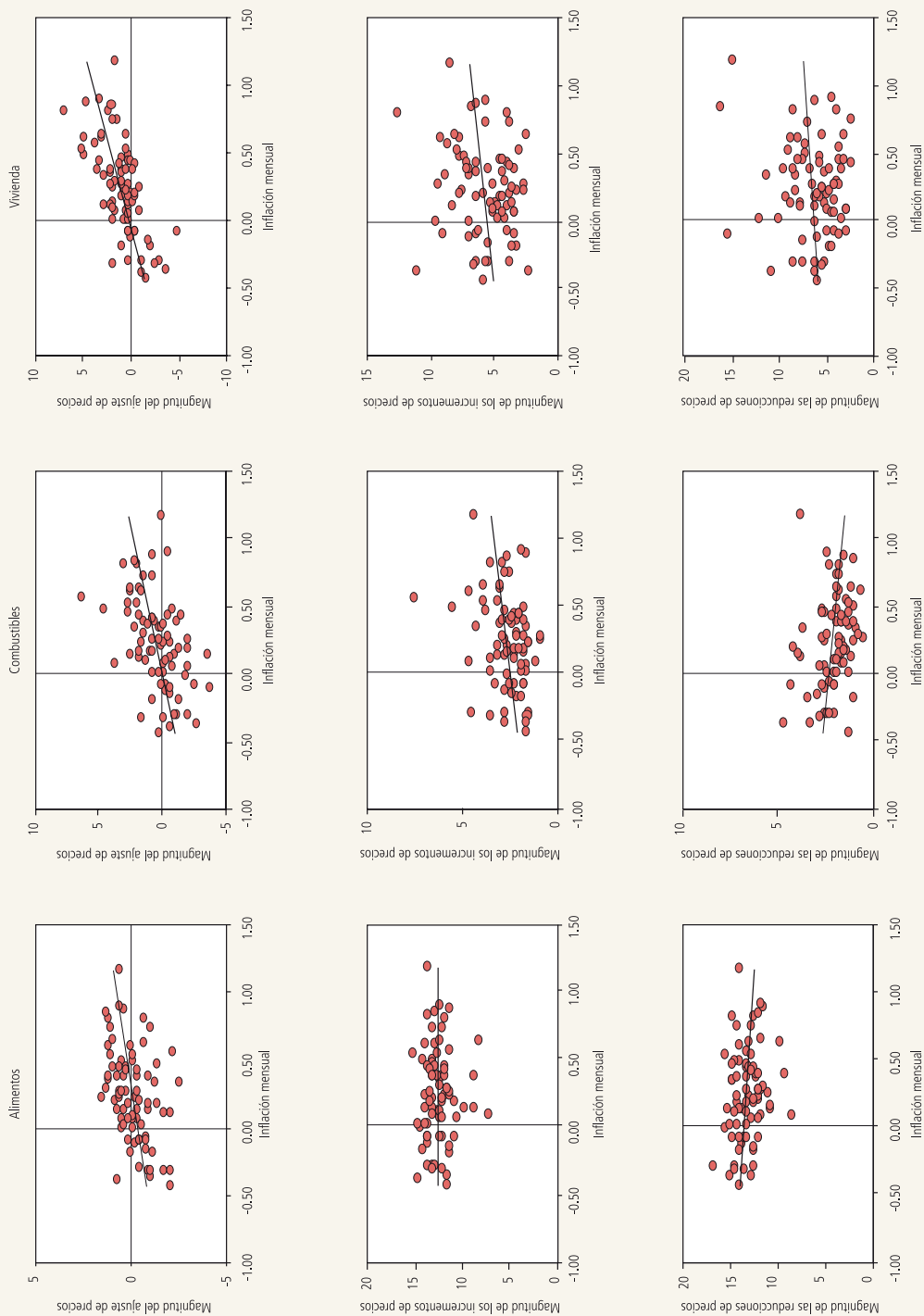
GRÁFICO 3

**Frecuencia y Magnitud de Cambios de Precios
y la Inflación Agregada: Alimentos, Combustibles y Vivienda**



continuación GRÁFICO 3

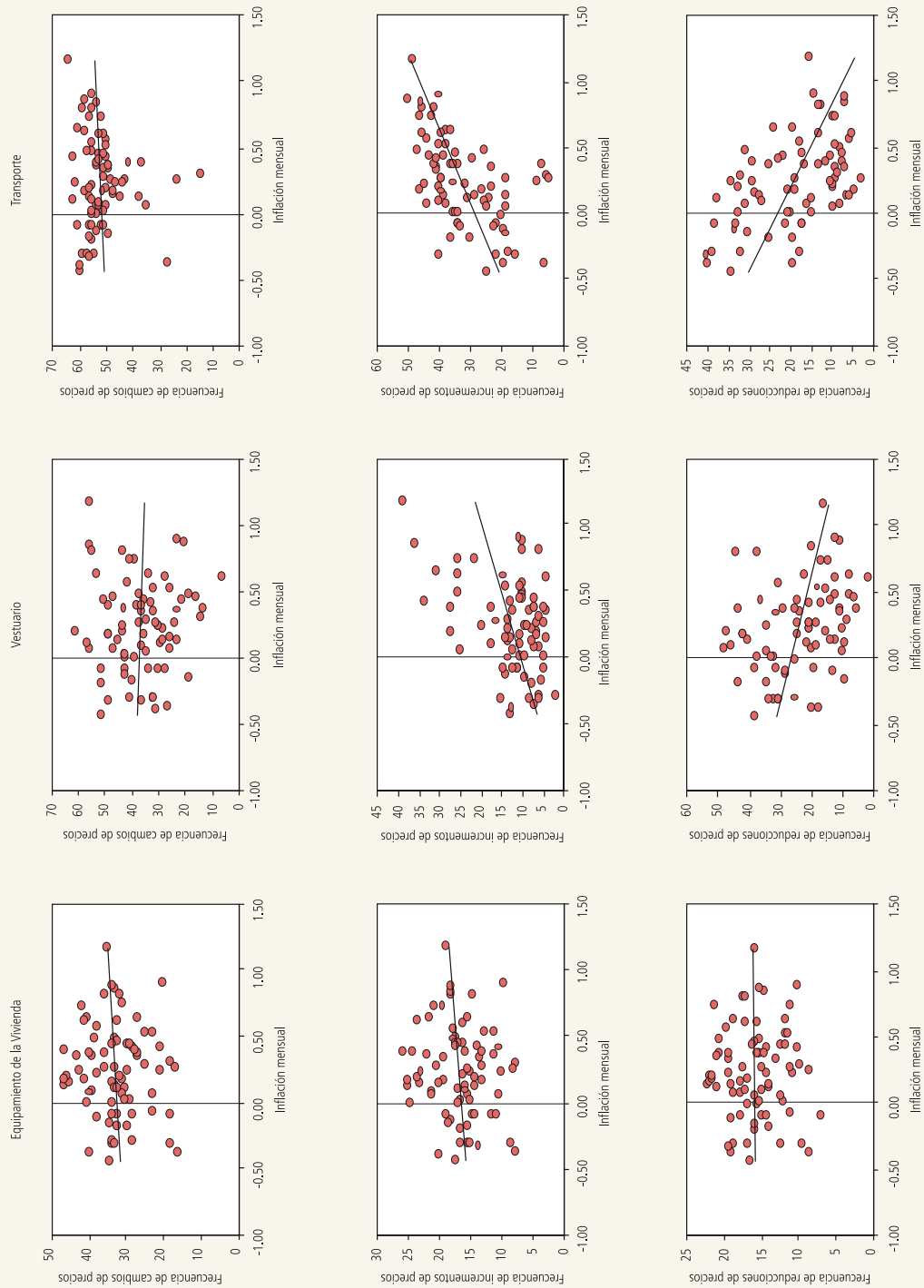
Frecuencia y Magnitud de Cambios de Precios y la Inflación Agregada: Alimentos, Combustibles y Vivienda



Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

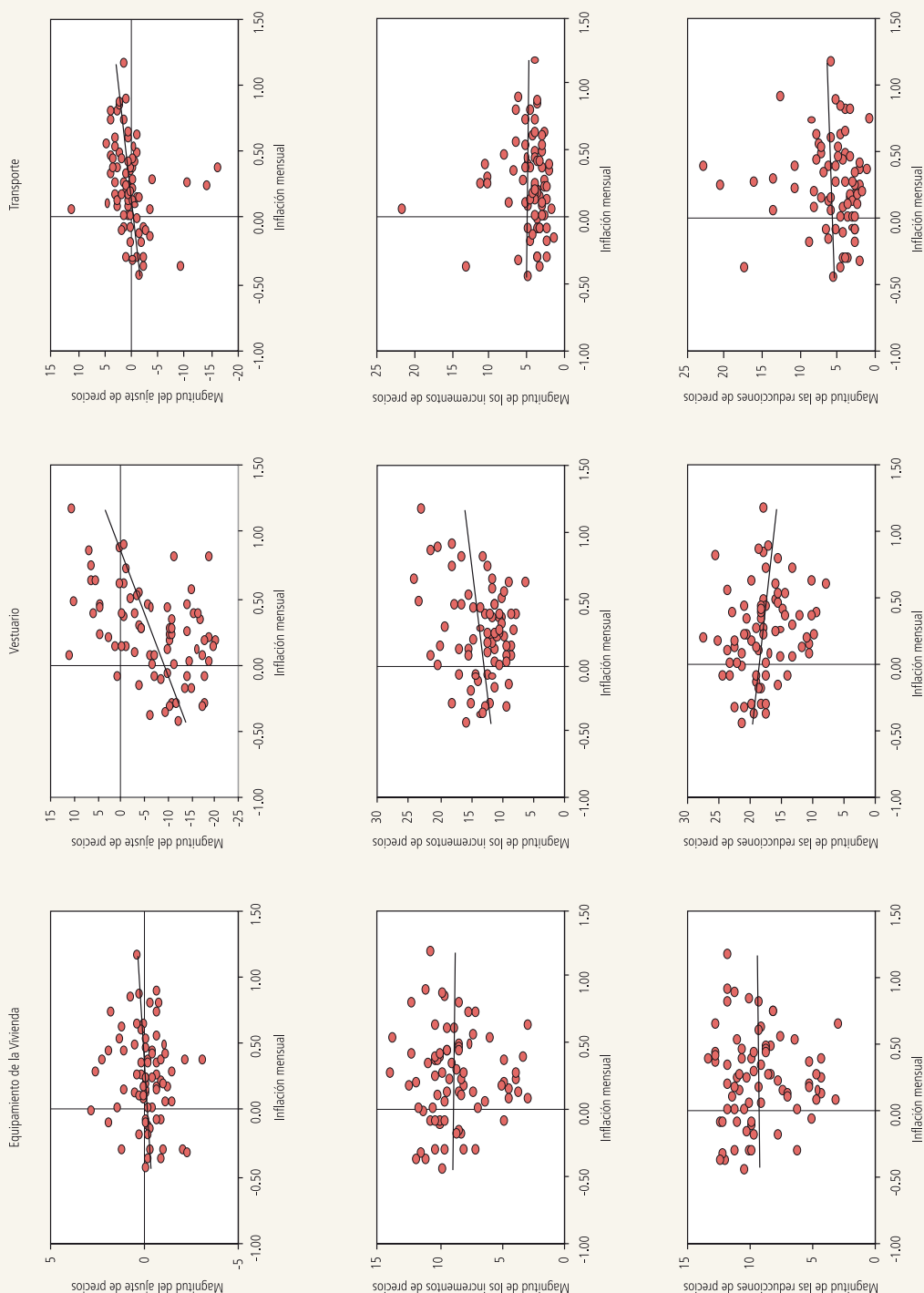
GRÁFICO 4

**Frecuencia y Magnitud de Cambios de Precios y la Inflación Agregada:
Equipamiento de la Vivienda, Vestuario y Transporte**



continuación GRÁFICO 4

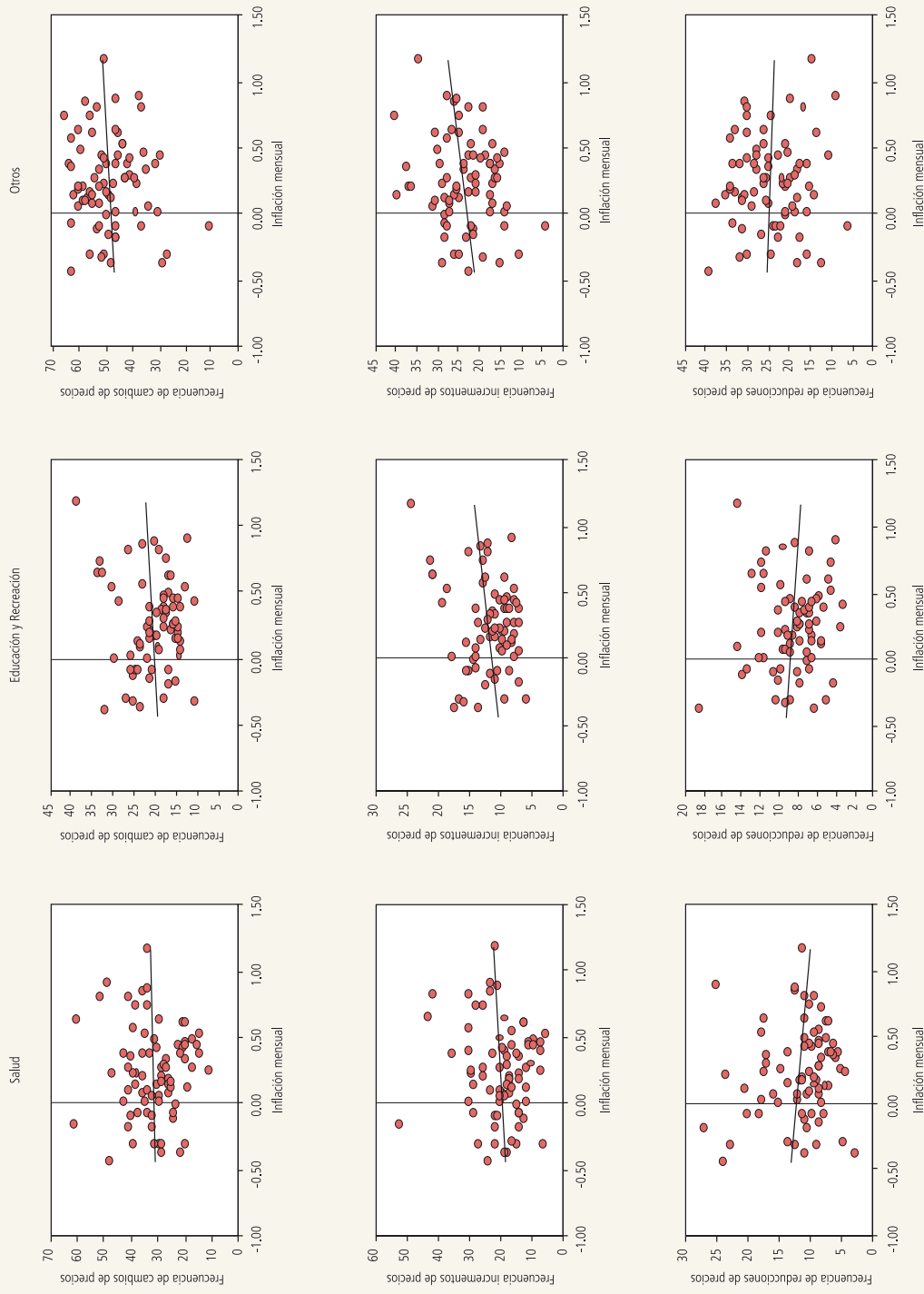
Frecuencia y Magnitud de Cambios de Precios y la Inflación Agregada: Equipamiento de la Vivienda, Vestuario y Transporte



Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

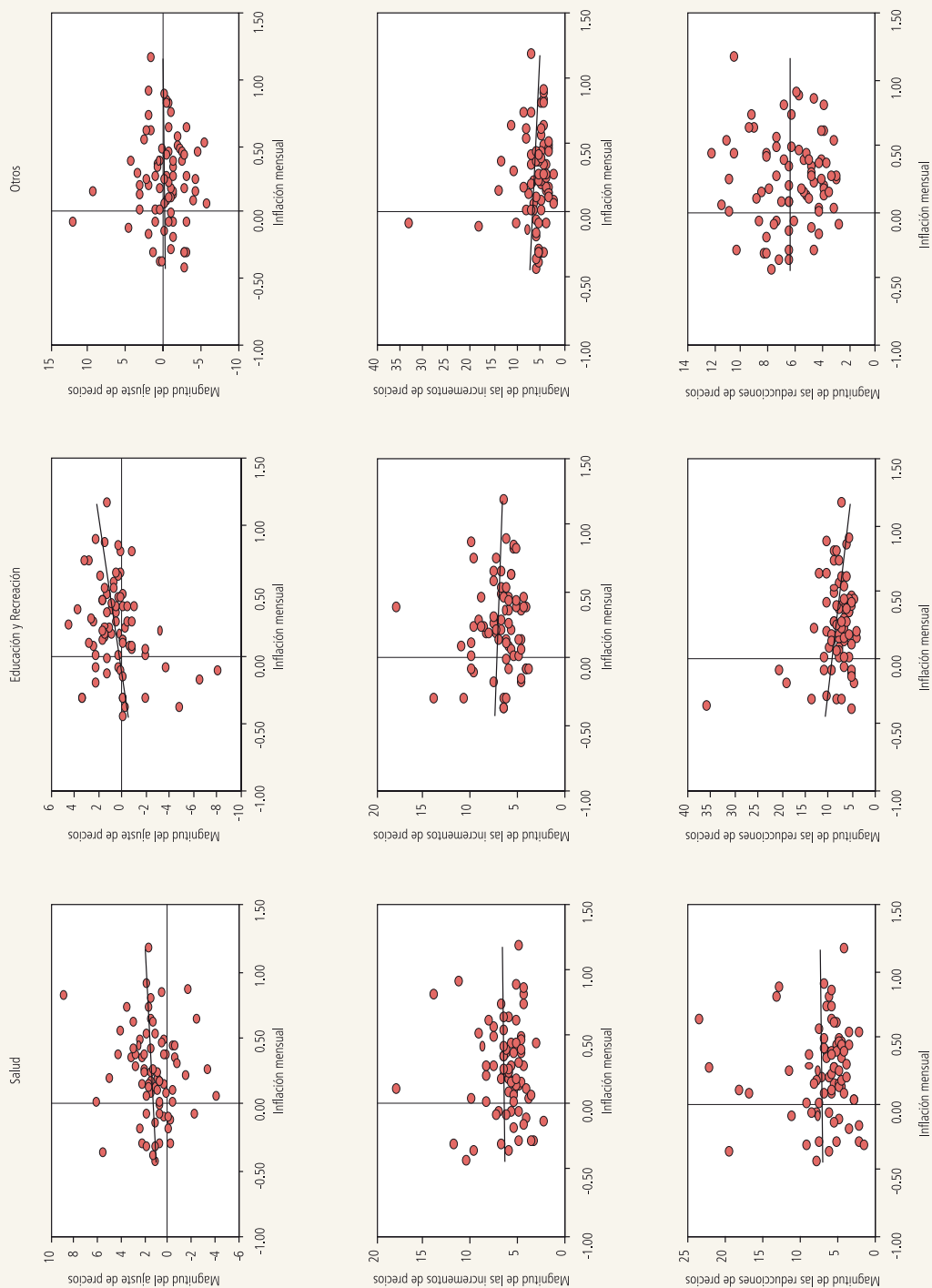
GRÁFICO 5

Frecuencia y Magnitud de Cambios de Precios y la Inflación Agregada: Salud, Educación y Recreación y Otros



continuación GRÁFICO 5

Frecuencia y Magnitud de Cambios de Precios y la Inflación Agregada: Salud, Educación y Recreación y Otros



Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

la dispersión de precios tiende a aumentar. Uno habría esperado lo opuesto, dado que la existencia de rigideces de precios implicaría que, cuando la inflación agregada es más alta, la dispersión de precios relativos tendería a exacerbarse. La evidencia presentada en los cuadros 6 y 7 es confirmada en el gráfico 6, donde graficamos la correlación entre la dispersión de precios y la inflación agregada en

base mensual para distintos grupos de productos. En general, el nivel agregado de inflación no parece tener una asociación con la dispersión de precios para los distintos grupos de productos en la muestra. Este resultado puede estar señalando que la distribución de los *shocks* idiosincrásicos puede ser de primer orden para determinar la dispersión de precios a nivel de establecimientos.

CUADRO 6

Promedio de la Desviación Estándar de los Precios a Través de Establecimientos

	1999-2005	1999-2000	2001-2003	2004-2005
Todos los grupos	0.27	0.24	0.26	0.31
Alimentos	0.21	0.19	0.20	0.25
Combustibles	0.04	0.04	0.04	0.03
Vivienda	0.23	0.20	0.23	0.25
Equipamiento de la vivienda	0.29	0.25	0.29	0.34
Vestuario	0.36	0.34	0.37	0.39
Transporte	0.31	0.14	0.14	0.34
Salud	0.22	0.24	0.21	0.25
Educación y recreación	0.28	0.28	0.28	0.32
Otros	0.24	0.22	0.23	0.26
Crecimiento del PIB	3.67	1.86	3.16	6.26
Inflación	2.63	3.42	2.18	3.05

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

a. Corresponden a los promedios geométricos de las cifras anuales.

CUADRO 7

Mediana de la Desviación Estándar de los Precios a través de Establecimientos

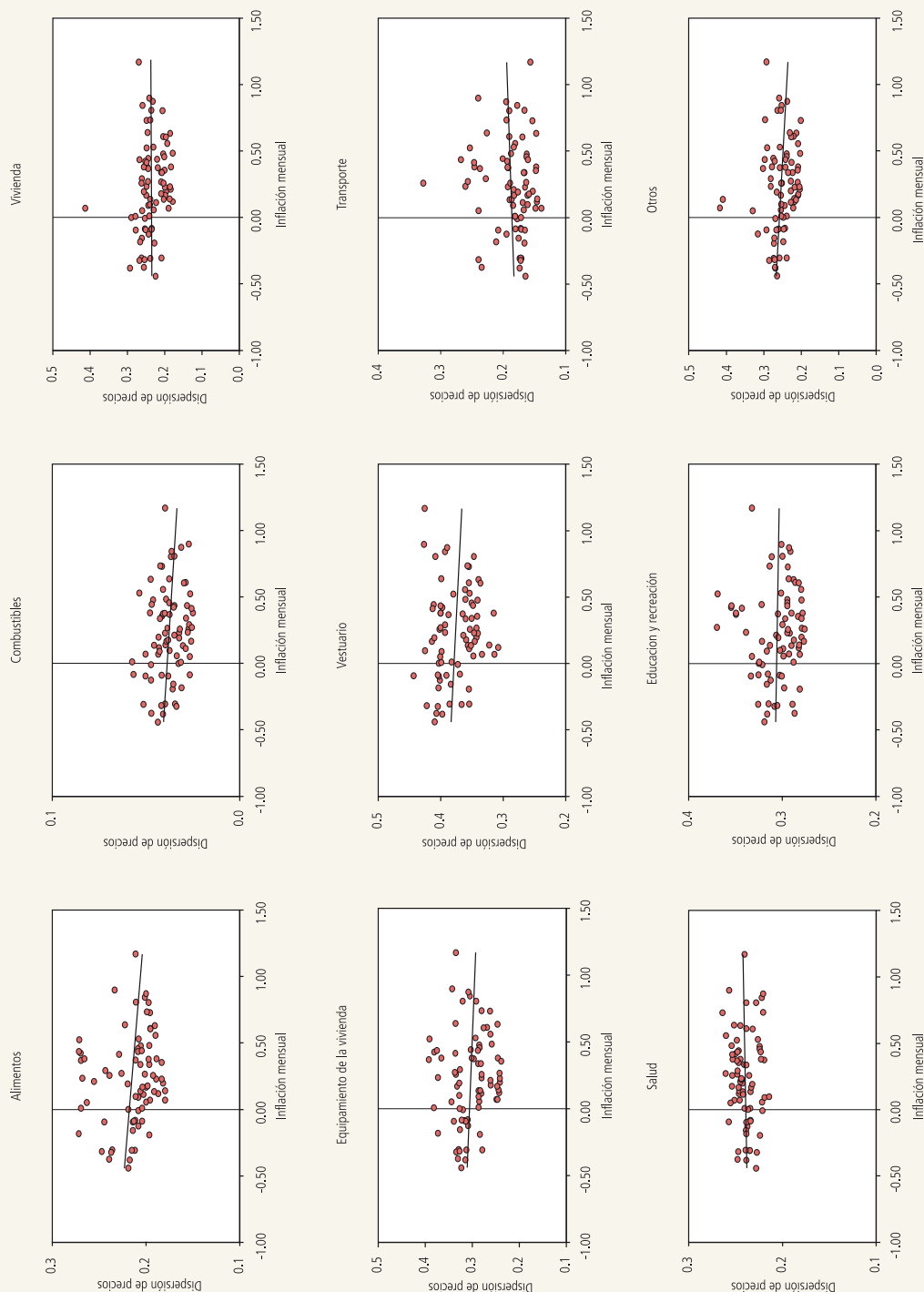
	1999-2005	1999-2000	2001-2003	2004-2005
Todos los grupos	0.22	0.17	0.18	0.24
Alimentos	0.16	0.13	0.15	0.16
Combustibles	0.03	0.03	0.03	0.03
Vivienda	0.21	0.19	0.19	0.20
Equipamiento de la vivienda	0.21	0.15	0.21	0.25
Vestuario	0.35	0.33	0.35	0.35
Transporte	0.27	0.07	0.04	0.31
Salud	0.12	0.11	0.11	0.11
Educación y recreación	0.21	0.21	0.21	0.23
Otros	0.18	0.17	0.17	0.19
Crecimiento del PIB ^a	3.67	1.86	3.16	6.26
Inflación ^a	2.63	3.42	2.18	3.05

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

a. Corresponden a los promedios geométricos de las cifras anuales.

GRÁFICO 6

Dispersión de Precios e Inflación Agregada



Fuente: Elaboración propia en base a los datos del INE.

4. Sincronización

Finalmente, reportamos estadísticos que dan cuenta del grado de sincronización de los ajustes de precios entre establecimientos que venden la misma variedad (ver cuadro 7). La media del estadístico s_i de sincronización de precios para todas las variedades es 0.437 y su mediana es 0.369. El valor de este estadístico es mayor que cero para todos los grupos, lo cual implica que en todos ellos existe algún grado de sincronización entre establecimientos en su proceso de ajustes de precios.¹² Al comparar nuestros resultados con los de Aucremanne y Dhyne (2004) observamos que el grado de sincronización en Chile es superior al reportado por estos autores para Bélgica, el cual es del orden de 0.24. Esto podría indicar que ciertos factores comunes (grado de indización, liquidaciones, estacionalidad e importancia de la regulación en la fijación de precios) son más importantes en el proceso de ajuste de precios en Chile que en Bélgica. Este resultado también podría indicar que en Chile la importancia relativa de los *shocks* idiosincrásicos —respecto de los *shocks* agregados— es menor que en el caso de Bélgica.

A nivel de grupos, los precios de los productos del grupo *Transporte* aparecen como los más sincronizados de todos los tipos de productos, con una mediana de cerca de 0.85. En contraposición a este último grupo, los precios del grupo *Alimentos* parecen ser los menos sincronizados, con un estadístico de 0.17. Es relevante mencionar que para los grupos

de *Vivienda, Transporte y Educación y recreación*, existen variedades de productos en las cuales los cambios de precios están perfectamente sincronizados a través de establecimientos ($s_i=1$). En el caso del grupo *Vivienda*, esto puede reflejar prácticas de indización automáticas, mientras que en el grupo *Educación y recreación* esto puede estar capturando el hecho de que el reajuste de los precios de las instituciones educacionales se realiza en marzo de cada año. Por último, en el grupo *Transporte* existen variedades que corresponden a tarifas reguladas y, por lo tanto, sus modificaciones son las mismas entre establecimientos.

V. CONCLUSIONES

Este trabajo caracteriza la dinámica de ajustes de precios en Chile usando datos a nivel microeconómico. Calculamos la frecuencia de ajuste de precios para todos los grupos de productos incluidos en la canasta del IPC, así como medidas de magnitud, dispersión y sincronización entre cambios de precios.

Nuestros principales resultados indican que la frecuencia de ajuste de precios a nivel micro tiende a estar por debajo de la implícita en estudios que estiman la curva de Phillips a nivel agregado.

¹² El análisis de la sincronización restringió la muestra de variedades a aquellas que eran vendidas por más de un establecimiento en promedio durante el período considerado.

CUADRO 8				
Sincronización				
	Promedio	Mediana	Mínimo	Máximo
Todos los grupos	0.44	0.37	0.09	1.00
Alimentos	0.20	0.17	0.09	0.67
Combustibles	0.50	0.51	0.39	0.54
Vivienda	0.42	0.32	0.23	1.00
Equipamiento de la Vivienda	0.36	0.34	0.22	0.80
Vestuario	0.44	0.46	0.22	0.79
Transporte	0.78	0.85	0.28	1.00
Salud	0.54	0.61	0.21	0.85
Educación y Recreación	0.56	0.56	0.24	1.00
Otros	0.49	0.50	0.26	0.77

Fuente: Elaboración propia en base a datos del INE.

Esto puede ser el reflejo de que otras rigideces son necesarias para generar efectos persistentes de *shocks* observados a nivel agregado. No obstante, esta gran flexibilidad de los precios a nivel microeconómico puede estar contaminada por el comportamiento de las liquidaciones y el efecto en precios de cambios en la calidad de las variedades. Dejamos para futuras investigaciones un análisis del rol de las liquidaciones en la dinámica de precios a nivel microeconómico utilizando esta base de datos.

La comparación de nuestros estadísticos con la evidencia internacional sugiere que los precios son modificados con mayor frecuencia en Chile que en otras economías desarrolladas y en línea con los resultados de otros países en desarrollo.

Nuestros resultados también indican que la frecuencia de ajuste de precios es heterogénea a través de los distintos tipos de productos. Al menos la mitad de los precios del grupo *Combustibles* cambian dos veces en un mes. A su vez, los precios de los servicios del grupo *Educación y recreación* son reajustados con la menor frecuencia: la mitad de estos son modificados cada doce meses. La frecuencia de ajuste de precios no muestra una correlación con el nivel de la inflación agregada en el período analizado. No obstante, si descomponemos la frecuencia de ajuste de precios entre alzas y recortes de precios, encontramos que la fracción de firmas subiendo y bajando precios tiende a estar vinculada a la inflación. Esto da cuenta de la importancia del margen *extensivo* en los ajustes de precios para explicar la dinámica de la inflación agregada. Asimismo, la fracción de establecimientos reduciendo precios no es despreciable, lo cual denota que la flexibilidad de precios no es sólo al alza sino que también a la baja.

Otro resultado es que la dispersión de precios a través de los establecimientos ha aumentado ligeramente desde 1999. Sin embargo, no se encuentra una relación entre la dispersión de precios y la inflación agregada. Por último, los datos microeconómicos sugieren que los cambios de precios presentan un grado significativo de sincronización entre establecimientos, en promedio mayor que el observado para otras economías. Este alto grado de sincronización en los ajustes de precios puede explicarse por factores institucionales en el mecanismo de ajuste de precios que provocan ajustes simultáneos en los establecimientos (e.g. indización),

bien porque la canasta de precios al consumidor en el caso de la economía chilena pondera de manera más importante bienes con estacionalidad, o simplemente porque *shocks* comunes (*shocks* agregados) son más relevantes en el caso de Chile

REFERENCIAS

- Altig, D., L. Christiano, M. Eichenbaum y J. Lindé (2005). "Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities, and the Business Cycle." NBER Working Paper N°11034.
- Álvarez, L. e I. Hernando (2004). "Price Setting Behaviour in Spain: Stylised Facts Using Consumer Price Micro Data." ECB Working Paper N°416.
- Aucremanne L. y E. Dhyne (2004). "How Frequently Do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the Belgian CPI." ECB Working Paper N°331, Banco Central Europeo.
- Baharad, E. y B. Evans (2004). "Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from Micro Data." *Review of Economic Dynamics* 7(3): 613-41.
- Baudry, L., H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu (2004). "Price rigidity. Evidence from the French CPI micro-data." ECB Working Paper N°384, Banco Central Europeo.
- Bils, M. y P. Klenow (2004). "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices." *Journal of Political Economy* 112: 947-85.
- Burstein, A. (2005). "Inflation and Output Dynamics with State-Dependent Pricing Decisions." *Journal of Monetary Economics* 53: 1235-57.
- Caballero, R. y E. Engel (2003) "Adjustment Is Much Slower than You Think." Economic Growth Center Discussion Paper N°865, Yale University.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12: 383-98.
- Caplin, A. y D. Spulber (1987). "Menu Costs and the Neutrality of Money." *Quarterly Journal of Economics* 102: 703-26.
- Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2007). "New-Keynesian Models for Chile in the Inflation-Targeting Period." En *Monetary Policy under Inflation Targeting*, editado por F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2006). "Nominal Rigidities, Indexation and Inflation Persistence in Chile: A Structural Investigation." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "An Estimated New-Keynesian Phillips Curve for Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.

- Christiano, L., C. Evans y M. Eichenbaum (1997). "Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison." *European Economic Review* 41: 1201-49.
- Dhyne, E., L. Álvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler y J. Vilmunen (2006). "Price Changes in the Euro Area: Some Facts from Individual Consumer Price Data." *Journal of Economic Perspectives* 20: 171-92.
- Dotsey, M., R. G. King y A.L. Wolman (1999). "State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output." *Quarterly Journal of Economics* 114: 655-90.
- Fisher, T. y J. Konieczny (2000). "Synchronization of Price Changes by Multiproduct Firms: Evidence from Canadian Newspaper Prices" *Economics Letters* 68: 271-7.
- Gagnon, E. (2005). "Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico." Mimeo, Northwestern University.
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44: 195-222.
- Gertler, M. y J. Leahy (2005). "A Phillips curve with an Ss Foundation." Mimeo, New York University.
- Golosov, M. y R. Lucas (2003). "Menu costs and Phillips curves." NBER Working Paper N°10187.
- Gouvea, S. (2007). "Nominal Price Rigidity in Brazil: A Micro Evidence Approach." Mimeo. Banco Central do Brasil.
- Instituto Nacional de Estadísticas (INE) (2005). "Índice de Precios al Consumidor, IPC, Base Diciembre 1998=100: Aspectos Metodológicos." Disponible en www.ine.cl/01-ipc/metodologia.htm.
- Klenow, P. y J. Willis (2006). "Real Rigidities and Nominal Price Changes." Mimeo, Stanford University.
- Mankiw, G y R. Reis (2002). "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New-Keynesian Phillips Curve." *Quarterly Journal of Economics* 117: 1295-328.
- Midrigan, V. (2006). "Menu Costs, Multi-Product Firms, and Aggregate Fluctuations." Ohio State University, mimeo
- Nakamura, E. y J. Steinsson (2007). "Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models." Mimeo, Harvard University.
- Taylor, J. (1980) "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts." *Journal of Political Economics* 88: 1-23.
- Woodford, M (2003). *Interest and Prices*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.