



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 003 | 2019

¿Cómo cambian los precios al consumidor en Costa Rica? Un análisis con microdatos

Evelyn Muñoz Salas
Adolfo Rodríguez Vargas

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

¿Cómo cambian los precios al consumidor en Costa Rica? Un análisis con microdatos

Evelyn Muñoz Salas[‡]
Adolfo Rodríguez Vargas[†]

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

Este documento presenta un análisis del comportamiento de los precios individuales al consumidor en Costa Rica tomando como base más de 887 mil observaciones de cambios en precio a nivel de producto y establecimiento, recopiladas para el período agosto de 2006 a diciembre de 2013 como parte del proceso de elaboración del Índice de Precios al Consumidor (IPC) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). El análisis se enfocó en cuatro dimensiones que no siempre se encuentran juntas en estudios de esta naturaleza: frecuencia, duración, magnitud y sincronía de los cambios de precios.

La caracterización de los cambios en precio se realizó para dos periodos: uno de baja inflación que inició en 2009 y un período previo en el que Costa Rica experimentó tasas de inflación de dos dígitos. En general, se encontró que el período de baja inflación se asocia con menor frecuencia de cambios de precio, mayor duración de los precios y menor magnitud de variación. La evidencia para el agregado de los cambios de precios es más coherente con un esquema de fijación de precios dependiente del estado, aunque para agrupaciones como servicios y regulados se encontró mayor apoyo empírico para un esquema dependiente del tiempo.

Palabras clave: frecuencia de cambio en precios, duración, sincronización, costos de menú

Clasificación JEL.: C81, D40, E31

[‡] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. munozse@bccr.fi.cr

[†] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. rodriguezva@bccr.fi.cr

How do consumer prices change in Costa Rica? A microdata analysis

Evelyn Muñoz Salas[‡]
Adolfo Rodríguez Vargas ⁺

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Abstract

This paper analyzes the behavior of individual consumer prices in Costa Rica using more than 887 000 observations of price changes at the product and establishment levels, gathered by the National Institute of Statistics and Census (INEC) for the period August 2006 to December 2013 in order to compute the Consumer Price Index (CPI). The analysis focuses on four dimensions that are not always found together in studies of this nature: frequency, duration, magnitude and synchronization of changes.

The characterization of price changes is done for two periods: one of low inflation that began in 2009 and a previous period in which Costa Rica experienced double-digit inflation rates. The analysis shows that the period of low inflation is associated with less frequent price changes, longer duration and lower magnitude in price variation. The evidence for all price changes is more consistent with a state-dependent scheme of price adjustment, although for groups like services and regulated items more empirical support is found for a time-dependent adjustment scheme.

Key words: Frequency of changes in prices, duration, synchronization, menu costs
JEL codes: C81, D40, E31

[‡] Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. Email address munozse@bccr.fi.cr

⁺ Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. Email address rodriguezva@bccr.fi.cr

¿Cómo cambian los precios al consumidor en Costa Rica?

Un análisis con microdatos

Contenido

1. Introducción	1
3. Descripción de los datos	6
4. Análisis de los datos	8
4.1. Frecuencia de cambio en precios	9
4.1.1 <i>Análisis mediante el número de elementos que cambia de precio</i>	10
4.1.2 <i>Análisis mediante la ponderación de los elementos que cambian de precio</i>	13
4.1.3 <i>Relación entre frecuencia de cambio en precio e inflación</i>	15
4.2. Análisis de duración	18
4.2.1 <i>Estimación implícita de la duración</i>	19
4.2.2 <i>Estimación de la duración a partir de rachas de precio</i>	20
4.2.3 <i>Probabilidad condicional de cambio en precio</i>	21
4.3. Análisis de magnitud de los cambios en precio	23
4.4. Sincronía en los cambios de precio	28
4.5. Hechos estilizados y teorías sobre ajuste de precios	30
5 Consideraciones finales	31
6 Referencias	33
7 Anexos	36
7.1 Cuadros	36
7.2 Gráficos	43

¿Cómo cambian los precios al consumidor en Costa Rica?

Un análisis con microdatos

1. Introducción

La Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica (Ley 7558) establece en el artículo 2 que sus principales objetivos son mantener la estabilidad interna y externa de la moneda nacional y asegurar su conversión a otras monedas. En reiteradas oportunidades el Banco Central de Costa Rica (BCCR) ha comunicado a la sociedad que el mantenimiento de la estabilidad macroeconómica es una de las mayores contribuciones que esta entidad puede dar a la sociedad costarricense, lo cual requiere de inflaciones bajas y estables como condición para facilitar el crecimiento y el desarrollo del país.

Como estrategia para lograr y mantener niveles de inflación similares a los que exhiben los principales socios comerciales, en enero del año 2005 el BCCR anunció su intención de migrar en el mediano plazo a un esquema monetario de meta de inflación. Un elemento indispensable para el diseño de la política monetaria para orientar la toma de decisiones en el marco de este nuevo esquema, es un adecuado conocimiento del proceso de formación de los precios y de la relevancia de los diferentes mecanismos de transmisión de la política, lo cual ha orientado gran parte de la investigación económica y la modelación en el BCCR.

La capacidad de la política monetaria de influir en el corto plazo sobre la actividad económica real, y por tanto sobre la inflación, está determinada por el grado de rigideces nominales que existen en una economía. Los modelos desarrollados en el BCCR suponen cierto grado de rigidez en el comportamiento de los precios, supuesto que encuentra respaldo en la evidencia que se deriva de la formulación de la curva de Phillips Neokeynesiana que integra el Modelo de Proyección (MoP).

El objetivo de este estudio es incrementar el conocimiento sobre el comportamiento de los precios en Costa Rica, en particular sobre su grado de rigidez. En línea con estudios desarrollados para Reino Unido, Estados Unidos, Unión Europea, Canadá, Colombia, entre otros, se adopta un enfoque de microdatos y se generan indicadores que permiten cuantificar frecuencia, duración, magnitud y sincronía de los cambios de precios, así como hacer inferencias sobre la concordancia de esos hechos estilizados con las principales vertientes teóricas sobre ajustes de precio.

En Costa Rica no se ha estudiado sistemáticamente el comportamiento de los precios en su nivel más amplio de desagregación, en parte porque el detalle de la información que se requiere no es de carácter público. Sin embargo, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) facilitó al BCCR los datos sobre las variaciones de precio de los artículos que conforman la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC) con base julio de 2006, de acuerdo con el artículo, la variedad del artículo, y el establecimiento informante; todo ello

con periodicidad mensual desde agosto del 2006 a diciembre del 2013¹, para un total de 887 765 observaciones². Se ha tenido especial cuidado para garantizar la confidencialidad de los datos³.

El análisis se realizó mediante un enfoque comprensivo que enfatiza cuatro dimensiones que no siempre se encuentran juntas en estudios de esta naturaleza: frecuencia, duración, magnitud y sincronía de los cambios de precios. Este es el primer estudio que incorpora todas estas dimensiones en el análisis para los precios de Costa Rica. La caracterización de los cambios en precio se realizó para dos periodos: uno de baja inflación que inició en 2009 y un período previo en el que Costa Rica experimentó tasas de inflación de dos dígitos.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente forma: en la segunda sección se repasa brevemente algunos aspectos teóricos sobre fijación de precios y rigideces nominales; en la tercera se describe la información base utilizada en este estudio; los hechos estilizados que permiten caracterizar el comportamiento de los cambios en precio se muestra en la cuarta sección; las consideraciones finales que se desprenden de este estudios se exponen en la quinta sección.

2. Rigidez de precios

La modelación macroeconómica considera la existencia de rigideces de precios como principal determinante de la efectividad de la política monetaria (Galí et al, 2006). Sin embargo, no existe consenso acerca de la forma más adecuada de modelar esta característica del proceso de fijación de precios en una economía. En términos muy generales, destacan dos vertientes de la literatura sobre el tema.

El primer enfoque propone que la rigidez de precios es “dependiente del estado de la economía” (*state-dependent*) y del mercado en que participen las empresas, las cuales enfrentarán algún costo cuando tomen la decisión de cambiar sus precios. De acuerdo con este enfoque, los precios cambian a intervalos irregulares porque una empresa ajustará su precio solo si el costo se compensa con el beneficio extraordinario que obtendría al hacerlo. En este caso la sincronización de cambios en precio es endógena, lo cual constituye una característica realista pero difícil de incorporar en los modelos macroeconómicos.

Dentro de este primer enfoque se encuentran la teoría de costos de menú propuesta por Mankiw (1985), que postula que si hay costos de ajuste de precios nominales incluso pequeños, ante un cambio en la demanda, la mejor decisión podría ser hacer frente a la

¹ En este período en el cual no hay cambios de la canasta de consumo que conforma el IPC.

² La información base corresponde directamente a relativos $\left(P_t^i / P_{t-1}^i\right)$ a diferencia de otros estudios sobre el tema que parten de los precios cotizados cada mes por artículo y por establecimiento, y por tanto mencionan que pierden información al generar los cambios en precio.

³ Los nombres de los establecimientos informantes fueron codificados por INEC, de forma que no es posible su identificación.

demanda sin modificar los precios. Esto sucede porque las ganancias se afectan muy poco como producto de esa decisión⁴.

Por otra parte, Rotemberg (1982) propone un costo de ajuste de precios nominales que es creciente con respecto al tamaño del aumento del precio. En un contexto de competencia imperfecta en el que dado un precio los productores ofrecen todo lo que se les demanda, los vendedores tienen poder monopólico que consiste en generar clientes relativamente cautivos, quienes en caso de aumentos de precio confrontan al productor y tienen la posibilidad de cambiar de proveedor, por lo que el vendedor deberá enfrentar el costo de perder su cliente. La estrategia que siguen los productores es entonces realizar los ajustes de precio poco a poco de manera que ese aumento más gradual sea más fácil de aceptar por el comprador. En este caso los precios cambian lentamente aunque haya fuertes choques de demanda.

Otros estudios que adoptan un enfoque de costos de menú son Dotsey, King, y Wolman (1999); Golosov y Lucas (2007), cuyo modelo logra reproducir la frecuencia de cambios de precios en la economía israelí expuesta por Lach y Tsiddon (1992); Gertler y Leahy (2008), que derivan una curva de Phillips que también es capaz de reproducir la magnitud y temporalidad de cambios en precios a nivel micro.

Un segundo enfoque es el “dependiente del tiempo” (*time-dependent*), de acuerdo con el cual la probabilidad de cambio en el precio depende solo del tiempo que ha pasado desde el último cambio. Entre estos se encuentra el modelo de Taylor (1980) de ajustes de precio escalonados, en el que las firmas optimizan a lo largo de n períodos, y el modelo de Calvo (1983), quien propone que las empresas tienen una probabilidad fija igual a $1/n$ de cambiar sus precios en cada momento del tiempo. Este tipo de fijación de precios ha sido incorporada en la modelación, por ejemplo, en Galí y Gertler (1999), Smets y Wouters (2003) y Christiano, Eichenbaum y Evans (2005).

Ahora bien, la literatura refiere a dos formas para medir el grado de flexibilidad de precios: una constituye una aproximación macro mediante modelación a la Galí y Gertler (1999), y otra es micro, que se basa en encuestas dirigidas a empresas o bien en los microdatos recopilados en cada establecimiento informante y para cada variedad de artículo por la agencia encargada de generar el indicador de precios al consumidor.

Cuando se recurre a encuestas, por lo general la muestra es pequeña, pero tiene la gran ventaja de que permite conocer las razones por las cuales un empresario considera realizar cambios en los precios de los artículos, además de tener información sobre la frecuencia con la que revisan sus precios y aquella con la que efectivamente los cambian⁵. En contraste, el uso de micro datos brinda la posibilidad de estimar un mayor número de características del proceso de formación de precios. En muchos casos, la duración de los precios que se estima a partir de un enfoque micro tiende a ser menor (precios más flexibles) que aquella que se estima siguiendo un enfoque macro.

⁴ Esta dinámica es la que podría observarse en un restaurante en el que hay cambios transitorios en la demanda en el transcurso de un día sin que los precios cambien, de ahí su nombre de “costos de menú”.

⁵ Por ejemplo, Blinder (1994) y Amirault, Kwan y Wilkinson (2005).

Uno de los primeros estudios con datos a nivel de precios individuales es Lach y Tsiddon (1992), que utilizan precios principalmente de productos alimenticios en Israel para el período 1978-1984, y encuentran que la inflación esperada tiene un mayor efecto sobre la variabilidad de precios que la inflación inesperada, y que los cambios de precios no están en sincronía entre firmas. Baharad y Eden (2004) también analizan precios de alimentos en Israel para los años 1991-1992 y no encuentran evidencia de que la rigidez de precios esté relacionada con la dispersión de precios, lo que contradice la teoría de ajustes escalonados de precios.

Konieczny y Skrzypacz (2005) estudian datos principalmente de productos alimenticios en Polonia en un período que abarca la transición de una economía planificada a una de mercado, y encuentran que la frecuencia y el tamaño de los ajustes de precios caen al declinar la tasa de inflación.

Varios estudios analizan el comportamiento de los precios a nivel micro en los Estados Unidos de América. Gopinath y Rigobon (2008) utilizan datos desagregados de precios de importación y de exportación “en el muelle” para el período 1994-2005 y calculan la mediana de la duración de los precios y la fracción de los precios de importación calculada en dólares. Concluyen que la rigidez de los precios ha aumentado, y que existe un bajo grado de traspaso de cambios en el tipo de cambio a los precios de importación.

Nakamura y Steinsson (2008) utilizan datos del Índice de precios al productor y del Índice de precios al consumidor de los Estados Unidos para el período 1988-2005 y obtienen tres conclusiones que apoyan la teoría estándar de los costos de menú: que la frecuencia de cambios en los precios sin incluir ofertas es la mitad que la correspondiente incluyendo ofertas, que las disminuciones de precio excluyendo ofertas constituyen un tercio de todos los cambios en precio, y que la frecuencia de los incrementos de precios covaría altamente con la inflación. Dos conclusiones no apoyan la teoría de los costos de menú: que la frecuencia de cambios es altamente estacional con énfasis en el primer trimestre, y que no hay evidencia de que la función de riesgo para cambios de precios de productos individuales tenga pendiente positiva.

Klenow y Kryvtsov (2008) usan información para el período 1988- 2004 y hallan una mediana para la frecuencia de cambios en precio muy similar a la de Nakamura y Steinsson (2008), pero concluyen que la decisión metodológica sobre cómo tratar las ofertas puede alterar significativamente las mediciones de rigidez de precios. Además, sus funciones de riesgo estimadas son planas.

Nakamura y Steinsson (2013) realizan una revisión exhaustiva de la literatura y analizan la relación entre las características del proceso de fijación de precios y la velocidad con la cual el nivel de precios agregado reacciona ante los choques.

Para el Reino Unido, Ellis (2009) usa una base datos semanal y encuentra baja rigidez de precios en el comercio al por menor incluso descartando rebajas y promociones, con una duración media de 2 semanas. El rango estimado para las variaciones es muy amplio, al igual que Nakamura y Steinsson (2008, 2013), no halla evidencia de funciones de riesgo con pendiente positiva. Bunn y Ellis (2011) utilizan una base de datos desagregados

mensuales que cubre dos tercios del IPC. Estiman en 15% la frecuencia de cambios en precio excluyendo ofertas, y encuentran que los bienes cambian de precio más frecuentemente que los servicios, que la probabilidad de cambios de precios no es constante en el tiempo, que los precios que cambian más frecuentemente lo hacen en montos menores y que la distribución de cambios en precios es amplia y con un número significativos de cambios cercanos a cero. En general, la marcada heterogeneidad de sus resultados no concuerda con un único esquema de fijación de precios.

Álvarez et al. (2006) resumen la evidencia sobre el ajuste en precios a nivel individual en la zona del euro que se obtuvo como parte del programa de investigación de *la Inflation Persistence Network* del Banco Central Europeo. Encuentran que los precios en la zona del euro son más *pegajosos* que en los Estados Unidos, que hay evidencia de heterogeneidad y asimetrías en la fijación de precios, que la rigidez de precios a la baja no es mucho mayor que la rigidez al alza y que los costos de menú son menos importantes para las firmas a la hora de fijar sus precios.

Algunos estudios han analizado el comportamiento de los precios a nivel desagregado en varios países de Latinoamérica. Para el caso de Argentina, Burstein, Eichenbaum, y Rebelo (2005), usan información desagregada del índice de precios al consumidor, de una encuesta propia y de capturas de precios de supermercado mediante escáner, y encuentran que la principal razón para la caída en el tipo de cambio real que sigue a grandes devaluaciones es el lento ajuste en el precio de los bienes no transables y los servicios.

Gagnon (2007) utiliza una base de datos para México que captura variación considerable en precios pues contiene información de la mayoría de bienes y servicios del índice de precios al consumidor, y que al cubrir datos de enero de 1994 a diciembre de 2004, considera períodos tanto de baja como de alta inflación. El análisis se realiza considerando la frecuencia y magnitud de los cambios en precio, así como de su variancia y distribución, y se encuentra que cuando la inflación es baja, la economía mexicana tiene algunas características de los modelos de fijación de precios dependientes del tiempo, pero que cuando la inflación es alta la fijación de precios muestra alta dependencia del tiempo.

Barros et al. (2009) estudian el comportamiento de los precios en Brasil para lo cual utilizan una base de datos desagregados que cubre todos los elementos del IPC para un período de alta variabilidad en el ambiente macroeconómico (1996-2008), incluyen cambio de los regímenes cambiario y monetario, crisis financieras, racionamiento eléctrico y crisis electoral. Concluyen que los incrementos de precio son menos frecuentes tras un período de apreciación cambiaria, y más frecuentes cuando la inflación es más alta, o tras un período de depreciación, o en períodos de mayor actividad económica. Da Silva Correa, Petrassi y Santos (2016) utilizan información de una encuesta realizada a 7002 empresas en todo Brasil, en manufactura, servicios y comercio, y encuentran que los costos de revisar precios son bajos pero que hay importante rigidez nominal (firmas cambian precios 3,6 veces por año) y que el comportamiento dependiente del estado parece ser más frecuente que el dependiente del tiempo.

Dos estudios analizan el caso de Chile. Medina, Rappoport y Soto (2007) utilizan datos desagregados del IPC para el período 1999-2005 y encuentran que las rigideces nominales

parecen ser menores que si se estiman en datos agregados. Además, la frecuencia del ajuste en los precios es estable durante todo el período muestral, pero la frecuencia de subidas y caídas de precio parece estar correlacionada con el nivel agregado de inflación para algunos grupos de productos. Finalmente, sugieren que existe un alto grado de sincronización en los precios. Chaumont et al. (2010) utilizan información semanal de precios de escáneres, y concluyen que hay considerable heterogeneidad en el comportamiento de fijación de precios en los comerciantes individuales, y que esas diferencias no corresponden a fijación estratégica en los precios.

Borraz y Zipitría (2011) analizan el comportamiento de los precios en Uruguay mediante una base de datos sustancialmente más amplia que la de estudios previos para Latinoamérica. La suya consta de más de 30 millones de precios diarios para el período 2007 y 2010, y encuentran que los precios cambian alrededor de 5 veces al año, que no hay patrones estacionales marcados, que los cambios en precios están muy sincronizados y en general se concentran en el primer día del mes. Para los productos alimenticios los autores encuentran que las empresas cambian el porcentaje de ajuste y no su frecuencia. En general, sugieren que sus hallazgos son coherentes con modelos de fijación de precio dependientes del estado.

Para el caso de Costa Rica, León y Valerio (2014) estudian el grado de persistencia inflacionaria y la rigidez de precios a nivel de los artículos del Índice de Precios al Consumidor y en las agrupaciones de bienes, servicios, regulados y no regulados. Generan algunos indicadores como frecuencia de cambios y duración, y los resultados de su análisis sugieren que el comportamiento de los precios regulados y servicios tiene una mayor varianza que otros subíndices del IPC, además de un mayor grado de rigidez.

Por su parte, Vindas (2014) explora el proceso de ajuste de los precios, utiliza el conjunto de microdatos que subyace el IPC de Costa Rica para determinar si corresponde más cercanamente a un esquema de determinación dependiente del estado que a uno dependiente del tiempo. A partir de regresiones de efectos fijos (para 73 categorías de bienes y servicios) entre la tasa de inflación y la magnitud y la frecuencia de ajuste de los precios, encuentra evidencia de que el proceso de ajuste de precios en Costa Rica es más compatible con un proceso dependiente del estado.

3. Descripción de los datos

El indicador de precios que se emplea en Costa Rica como referencia para establecer la meta de inflación y por tanto para dar seguimiento a la efectividad de la política monetaria es el Índice de Precios al Consumidor (IPC). De forma complementaria, el BCCR genera un conjunto de indicadores de inflación subyacente derivados del IPC (ver Rodríguez y Vega, 2013, y Esquivel, Rodríguez y Vásquez, 2011).

El Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) es la entidad responsable del cálculo del IPC⁶. La canasta de consumo a la que corresponden los datos de investigación es la

⁶ En Costa Rica se compila un indicador de precios al consumidor desde el año 1936, en el Cuadro 12 del anexo se puede consultar los años en que ha sido revisado.

que se estableció en julio de 2006. Así, la primera observación de cambio en precio con base en el IPC julio 2006 corresponde al mes de agosto de ese año. La muestra se extiende hasta diciembre del 2013⁷ y consta de 887 765 observaciones, cada una correspondiente a la variación mensual del precio de determinada variedad o presentación de un artículo en un establecimiento específico y para un mes en particular. El cuadro 13 del anexo presenta la distribución de las observaciones por año y por grupo del IPC. La canasta de consumo para el IPC con base julio de 2006 estaba compuesta por 292 artículos (225 bienes y 67 servicios) distribuidos en 12 grupos. La frecuencia de recopilación de datos para el IPC es mensual. Estos grupos se presentan en cuatro niveles de desagregación: subgrupo, clase, subclase y artículo. Después de este último nivel se encuentra la variedad. En el gráfico 1 se muestra la distribución porcentual de los 292 artículos entre los diferentes grupos.

No tener acceso a la información completa de los artículos y establecimientos que conforman la base para el IPC no es una característica exclusiva de esta investigación. Bunn y Ellis (2011) en su estudio para Reino Unido, reconocen que no fue posible incorporar un conjunto de precios que se recopilan a nivel nacional de ciertas compañías; para mantener homogeneidad en la muestra, Gagnon (2007) considera únicamente artículos que son comunes a diferentes canastas del indicador de precios al consumidor en México.

Es preciso aclarar que esta investigación no considera las variaciones de precios de servicios como electricidad, telefonía, agua, limpieza de calles y recolección de basura (servicios municipales); tampoco considera servicios de taxi y combustibles. En la mayoría de estos casos, existe un procedimiento particular para realizar el cálculo de la variación de precio⁸, éste no se obtiene directamente en el proceso de recolección de información en los diversos establecimientos, por tanto no se utilizan en estudios de precios a nivel micro. Al igual que en algunas otras investigaciones sobre este tema, tampoco se consideran artículos en oferta.

En general, la representación de cada grupo dentro de la muestra es coherente con la que tiene en el IPC. No obstante, por lo indicado en el párrafo anterior algunos grupos tienen menor representación en este estudio (existe un menor número de observaciones), como en el caso de *Comunicaciones, Transportes y Alquiler y servicios de vivienda*.

La ponderación del grupo *Comunicaciones* dentro del IPC es relativamente baja, por lo que no se espera que los resultados se afecten por su menor representación en la muestra. Por el contrario, el grupo *Transporte* tiene mayor peso en el IPC, y los artículos que no están representados en este estudio en su mayoría son regulados. Para éstos, los cambios de precio los determinan las autoridades, quienes recurren a criterios técnicos y otras fórmulas para autorizar las modificaciones respectivas.

A partir de esa información disponible para este estudio, se define como *elemento*⁹ a la variación de precio de determinada variedad o presentación de un artículo en un

⁷ A partir de julio del 2015 el INEC publica el IPC con una canasta de consumo actualizada y revisada, cuya base es junio del 2015. Esta nueva canasta consta de 315 artículos.

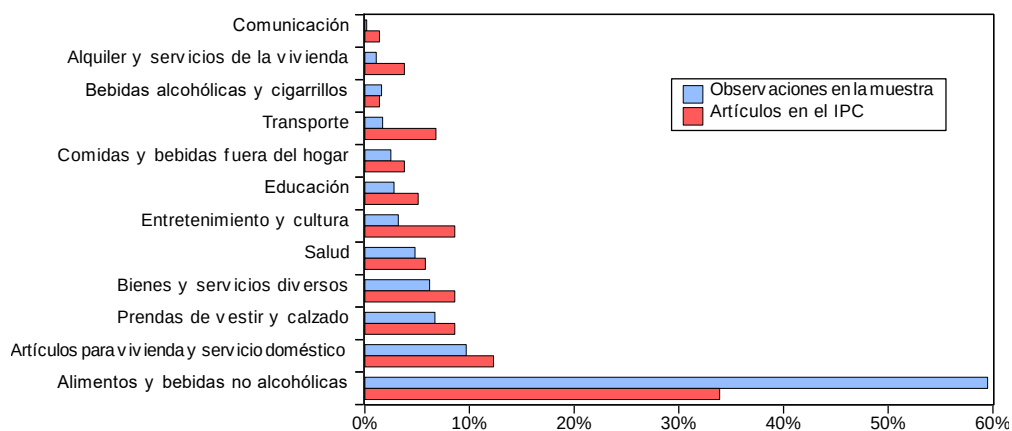
⁸ En Instituto Nacional de Estadística y Censos (2006a) se detalla el ejemplo de cálculo del Índice de energía eléctrica.

⁹ La literatura sobre el tema hace referencia a cada elemento como "ítem".

establecimiento específico, al cual se da seguimiento en el tiempo, constituyendo una *trayectoria de precio o racha de precio*. La base así definida constituye un panel no balanceado, es decir, hay *elementos* que desaparecen y otros nuevos se van incorporando¹⁰. El gráfico 1 indica la distribución de las observaciones de la muestra por grupo del IPC. Puede apreciarse que la forma de la distribución de observaciones en la muestra utilizada corresponde cercanamente con la de los artículos en el IPC, si bien en la muestra existe una mayor preponderancia de observaciones relacionadas con el grupo de *Alimentos y bebidas no alcohólicas*.

Adicionalmente, los bienes representan 90,1% del total de la muestra y los servicios el restante 9,9%; mientras que los transables tienen una participación de 50,9% contra un 49,1% de los no transables. Debe destacarse que un 99% de las observaciones corresponde a bienes y servicios no regulados¹¹.

Gráfico 1
Artículos en la canasta del IPC y observaciones en la muestra
Por grupo del IPC base 2006



Fuente: Elaboración propia con base en datos del INEC.

4. Análisis de los datos

La tasa de inflación interanual para todo el periodo de estudio es en promedio 7,5%¹², sin embargo hay un cambio estructural en el 2009, documentado en Torres (2012). La media de la inflación entre agosto 2006 y abril 2009 es 11,4%, en tanto de mayo 2009 a diciembre 2013 fue 5,0% (gráfico 2).

Para caracterizar los cambios en precios en la economía costarricense, en esta sección se muestran los hechos estilizados que parten de un análisis de frecuencia, magnitud, duración y sincronía de los cambios en precios. El análisis trata de verificar si las

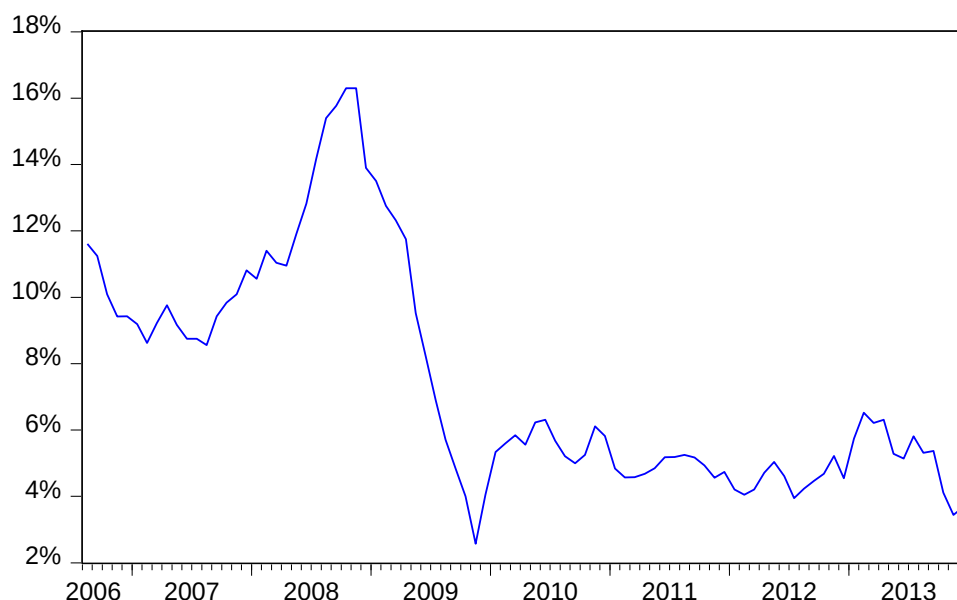
¹⁰ Esto sucede cuando no se logra obtener el precio de un artículo ya sea por cambio en el establecimiento informante, o porque el artículo no estaba disponible en el momento en que se realizó la visita.

¹¹ Ver detalle en cuadro 14 del anexo.

¹² 6,9% para el periodo de enero del 2006 a octubre del 2015.

características de los cambios en precios son independientes del nivel de inflación o si niveles altos de inflación van acompañados de cambios más frecuentes y de mayor magnitud que los que se observan en periodos de baja inflación (Gagnon, 2007; Nakamura y Steinsson, 2008). Es decir, si el grado de rigidez de precios depende del estado de la economía (*state-dependent*). Para considerar este hecho, no solo se realiza un análisis de los hechos estilizados para el periodo completo, sino que en la medida de lo posible se realiza una comparación entre los dos subperíodos identificados.

Gráfico 2
Costa Rica: Tasa de inflación interanual
Agosto 2006- diciembre 2013



Fuente: INEC.

4.1. Frecuencia de cambio en precios

Para analizar esta característica de los cambios en precios se seguirá dos enfoques. Para el primero se considera el número de elementos que cambian de precio cada mes con respecto al total de registros, de forma que cada elemento tiene igual importancia relativa dentro del cálculo del indicador de frecuencia de cambios (ponderación simple)¹³.

La estimación de la frecuencia basada en el número de cambios es una metodología recomendada aun cuando el periodo de estudio sea corto, e inclusive cuando ha habido un cambio en la canasta del indicador de precios, puesto que permite aprovechar la mayor cantidad de información disponible.

¹³ Véase, Bunn y Ellis (2011).

El segundo enfoque utiliza la ponderación dentro del IPC de cada elemento que cambió de precio para aproximar el promedio del porcentaje del índice que cambia cada mes¹⁴.

4.1.1 Análisis mediante el número de elementos que cambia de precio

A lo largo de todo el periodo muestral, en promedio un 32,4% de los artículos que conforman el IPC cambia de precio cada mes. Como se muestra en el Cuadro 1, después de mayo de 2009 el porcentaje total de cambios en precios se redujo de alrededor de 38% a poco menos de 30%. En el período más reciente, el porcentaje de precios que aumentan cada mes es 8,5 puntos porcentuales menor que el del período de inflación más alta, en tanto el porcentaje de precios que disminuye prácticamente no se modifica a lo largo de todo el periodo muestral.

Cuadro 1
Porcentaje de cambios de precios
Con base en número de artículos

	Período completo	Antes de mayo 2009	Luego de mayo 2009
Total	32,4	37,8	29,4
Aumentos	19,7	25,1	16,6
Disminuciones	12,7	12,6	12,7

Fuente: Elaboración propia.

La frecuencia de cambio no es uniforme a lo largo del tiempo, pues existen regularidades en los promedios por mes, como se aprecia en el gráfico 3 siguiente y en el cuadro 15 del anexo. En particular destaca que:

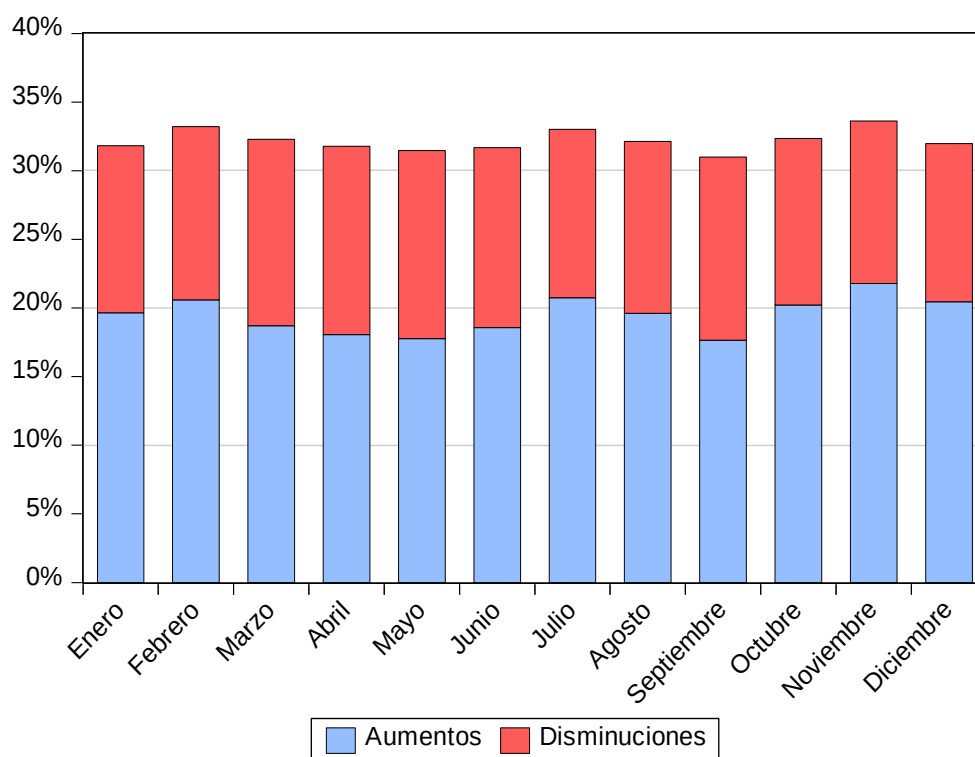
- Para todos los meses del año el porcentaje de artículos cuyo precio sube es superior que el porcentaje cuyo precio disminuye.
- Febrero, julio y noviembre son los meses que evidencian mayor frecuencia de cambio en precios: más de 33% de los artículos cambia su precio.
- En setiembre se registra el menor porcentaje de cambios en precio (31%);
- En noviembre se presenta el mayor porcentaje de aumentos de precio (21,8%) mientras que en setiembre se presenta el menor porcentaje (17,7%), esto último coincide con el cierre del periodo fiscal¹⁵.
- El mes en el que menor porcentaje de precios baja es diciembre (11,5%).

¹⁴ Véase, Gagnon (2007) y Bunn y Ellis (2011).

¹⁵ Antes de la entrada en vigencia de la Ley 9635 “Fortalecimiento de las finanzas públicas” en diciembre de 2018, el cierre del año fiscal en Costa Rica era el 30 de setiembre, por tanto durante ese mes era común ver ofertas y liquidaciones, que si bien no están consideradas en este estudio, sí podrían influir en que en este mes haya un menor porcentaje de ajustes de precio de los elementos que conforman la muestra.

En general, el grado de flexibilidad de los precios no es alto, pues cerca de un 68% no cambia cada mes. Debe advertirse, sin embargo, que no es posible inferir cuántos establecimientos revisaron sus precios cada mes y finalmente decidieron no cambiarlos¹⁶. El cuadro 17 del anexo muestra una recopilación de algunos resultados de estudios similares a nivel internacional, llama la atención que los resultados que se obtienen para Costa Rica indican precios relativamente más flexibles que en economías como Estados Unidos y algunos países europeos¹⁷.

Gráfico 3
Porcentaje de precios que cambia cada mes^a



^a Considera años completos.
Fuente: Elaboración propia.

La información disponible permite repetir este ejercicio tomando en consideración las diversas agrupaciones del IPC, como se muestra en el cuadro 2. Para todas las agrupaciones se cumple que la mayoría de cambios en precio corresponde a aumentos. Destaca la heterogeneidad en la frecuencia de cambio en precios entre componentes del IPC. El grupo Alimentos y bebidas no alcohólicas es el que muestra mayor frecuencia de variación de precio, con más de 40% de los precios cambiando cada mes, mientras que en

¹⁶ La información para determinar esta proporción se obtiene de encuestas a “fijadores de precio”, metodología que algunos autores han empleado para analizar la rigidez de precios, véase Amirault, Kwan y Wilkinson (2005).

¹⁷ Nakamura y Steinsson (2008), por ejemplo, estiman que la media de la frecuencia de cambios en precios en EEUU en el período 1998-2005 se ubica en el rango de 20,9 - 23,1% excluyendo ofertas. Álvarez et al (2006) estiman en 15.1% la frecuencia de cambios mensuales en precio en los países de la zona del euro.

Prendas de vestir y calzado y Educación, menos del 7% de los precios cambia cada mes. El grupo de Comunicaciones es la excepción notable, pues son más frecuentes las disminuciones que los aumentos. Esto debe tomarse con cautela puesto que este grupo está constituido en su mayoría por servicios regulados.

En general, los bienes exhiben mayor flexibilidad que los servicios, característica que también se encuentra en estudios para otras economías, como Bunn y Ellis (2011), y los artículos no transables muestran cambios en precio más frecuentemente que los transables.

Cuadro 2
Porcentaje de precios que cambian por mes
Varias agrupaciones

Agrupación:	Todos los cambios	Aumentos	Disminuciones
Alimentos y bebidas no alcohólicas	41,5	24,6	16,9
Bebidas alcohólicas y cigarrillos	27,4	19,1	8,3
Comidas y bebidas fuera del hogar	10,4	9,5	0,8
Prendas de vestir y calzado	4,4	3,5	0,9
Alquiler y servicios de la vivienda	38,1	24,5	13,6
Artículos para vivienda y servicio doméstico	26,4	16,8	9,6
Salud	17,0	12,0	5,0
Transporte	38,0	20,8	17,1
Comunicación	25,7	9,7	16,0
Entretenimiento y cultura	25,8	14,9	10,9
Educación	6,9	5,8	1,1
Bienes y servicios diversos	19,4	12,9	6,4
Bienes	34,3	20,7	13,6
Servicios	15,2	10,6	4,6
Regulados	48,0	28,6	19,4
No regulados	32,3	19,7	12,6
Transables	26,6	16,5	10,1
No transables	37,9	22,7	15,1

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro 18 del anexo se muestra el mismo análisis para los periodos de alta y baja inflación. En todos los casos se confirma lo indicado previamente para el total de observaciones: los precios cambian con menor frecuencia en periodos de inflación más baja¹⁸, cuando los aumentos de precio son menos frecuentes. El cuadro 3 ilustra este punto.

¹⁸ Las únicas excepciones a esto son los grupos de Transporte y Comunicaciones, que como ya se mencionó están sub representados en este estudio.

En 2008 se dio el mayor porcentaje de precios que cambiaron cada mes, lo que coincide con la tasa de inflación más alta del período muestral¹⁹. En contraposición, el año con menor inflación (2013) es el que presenta una menor proporción de los precios que cambia cada mes. Nótese además que es también en 2008 que se presenta la mayor diferencia entre el porcentaje de aumentos y el de disminuciones de precio, con más de 14 puntos porcentuales. Sin embargo, a partir de 2009 esa diferencia ha permanecido por debajo de 6 puntos porcentuales.

Cuadro 3
Tasa de inflación y porcentaje de precios
que cambia cada mes
Anual, 2007-2013^a

	Todos los cambios	Aumentos	Disminuciones	Inflación
2007	37,0	25,2	11,8	10,8
2008	39,4	26,9	12,5	13,9
2009	32,7	18,2	14,5	4,1
2010	29,4	17,4	11,9	5,8
2011	30,9	17,4	13,5	4,7
2012	29,1	16,4	12,7	4,6
2013	26,8	14,7	12,1	3,7

^a Comprende años completos.

Fuente: Elaboración propia.

4.1.2. Análisis mediante la ponderación de los elementos que cambian de precio

Este enfoque para evaluar la frecuencia de cambio en precios permite obtener un indicador de la proporción del índice de precios al consumidor que cambia cada mes. Siguiendo a Gagnon (2007), se inicia con la definición de un indicador de inflación a partir de los elementos de la muestra, como se explica a continuación.

Sea la variable $I_{i,t}$ un indicador de cambio en el precio de un *elemento* i en el periodo t .

$$I_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta P_{i,t} \neq 0 \\ 0 & \text{si } \Delta P_{i,t} = 0 \end{cases}$$

Donde $\Delta P_{i,t}$, representa la variación del precio de i en el periodo t . La inflación se puede aproximar como:

¹⁹ Corresponde a la tasa de inflación interanual calculada sobre el IPC.

$$\pi_t \cong \sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot \pi_{i,t} \quad (1)$$

donde:

Y_t : es el conjunto de todos los elementos para los cuales se definió $I_{i,t}$.

$\omega_{i,t}$: es la ponderación del elemento i. Para calcularla se utiliza el mismo peso que el grupo al cual pertenece ese elemento tiene dentro del IPC, dividido entre el número de elementos de ese grupo²⁰.

La expresión de inflación en (1) equivale a:

$$\pi_t \cong \underbrace{\left(\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t} \right)}_{\bar{f}_t} \underbrace{\left(\frac{\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t} \cdot \Delta P_{i,t}}{\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}} \right)}_{dp_t} \quad (2)$$

$\bar{f}_t$: corresponde a cuánto ponderan en el IPC los elementos cuyo precio cambió en t. Se considera un indicador de la frecuencia de cambio en precio.

dp_t : es la magnitud promedio de esos cambios en precio.

Si se mantiene todo lo demás constante, el indicador $\bar{f}_t$ brinda información acerca del grado de rigidez de los precios en la economía. Entre mayor sea $\bar{f}_t$, más flexibles son los precios. El cuadro 4 muestra la estimación de la frecuencia de cambio en precios de basada en la expresión (2). En este caso para todo el periodo de análisis, los elementos que cambian de precio representan un 27,5% del IPC.

Las principales conclusiones sobre la frecuencia de cambio en precios comentada en la subsección anterior se mantienen al utilizar esta metodología: es más frecuente observar aumentos de precio que disminuciones, tanto en periodos de baja como de alta inflación. Para el periodo posterior al cambio estructural de la inflación en mayo de 2009, la frecuencia con que se observan aumentos de precio se redujo en 5,9 p.p., en tanto la frecuencia con que se observan reducciones de precio aumentó 2,5 p.p.

²⁰ Por ejemplo, si el grupo Alimentos y bebidas no alcohólicas pondera 18,6%, en el IPC y en el mes t se tienen 80 registros de precio en ese grupo, la ponderación en el mes t de cada elemento i perteneciente a Alimentos y bebidas no alcohólicas será $18,61\%/80 = 0,23\%$.

Cuadro 4
Frecuencia de cambios de precios
Con base en la ponderación de los artículos

	Período completo	Antes de mayo 2009	Después de mayo 2009
Total	27,5	29,7	26,3
Aumentos	16,8	20,6	14,7
Disminuciones	10,7	9,1	11,6

Fuente: Elaboración propia.

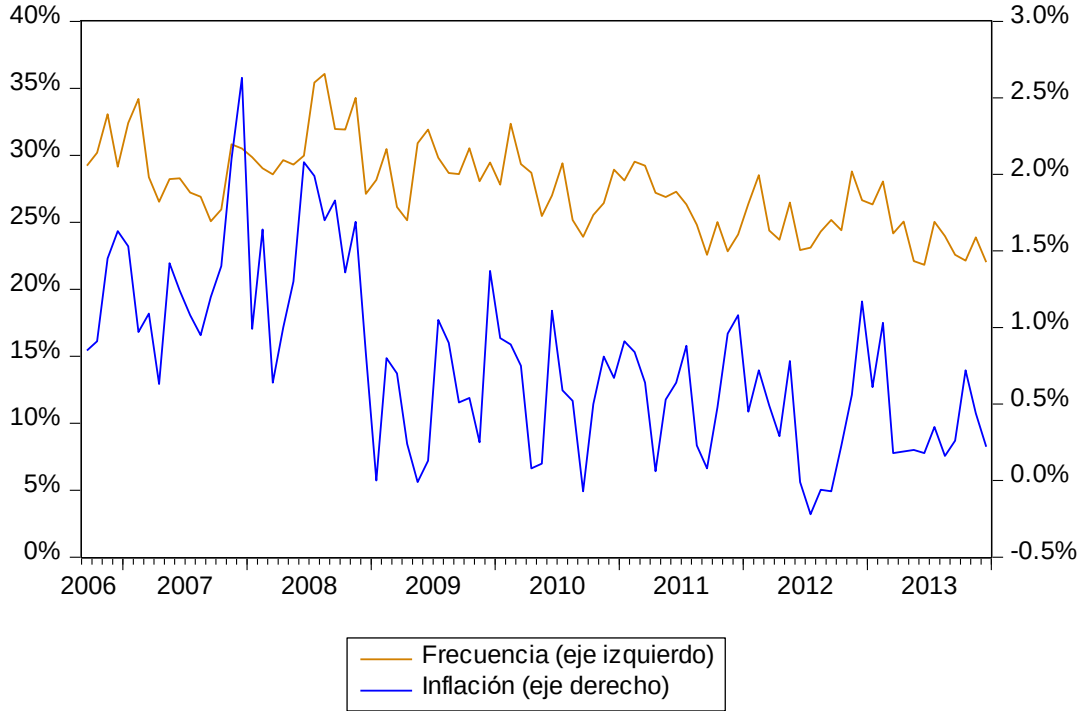
De los cuadros 1 y 4 se concluye que en promedio cada mes un 32% de los artículos que comprenden el IPC cambia de precio, y que esos artículos representan un 27,5% del IPC.

4.1.3. Relación entre frecuencia de cambio en precio e inflación

La frecuencia de cambio en precio no es constante, tampoco lo es su relación con la tasa de inflación. El gráfico 4 presenta la relación entre la inflación mensual calculada según la expresión (2) y la frecuencia de cambio en precios (fr).

A partir de la segunda mitad del año 2009 se da una reducción en la tasa de inflación ya comentada. Para el periodo setiembre 2006 – abril 2009 la inflación mensual es en promedio 1,25% (16% anualizada), mientras que para mayo 2009 – diciembre 2013 baja a 0,5% mensual (6,1% anualizada). La variación en la frecuencia de cambio en precios a lo largo del periodo muestral no es tan evidente como en el caso de la inflación, aunque sí se confirma que en periodos de alta inflación el porcentaje de cambios en precio es mayor.

Gráfico 4
Inflación mensual y frecuencia de cambio en precios



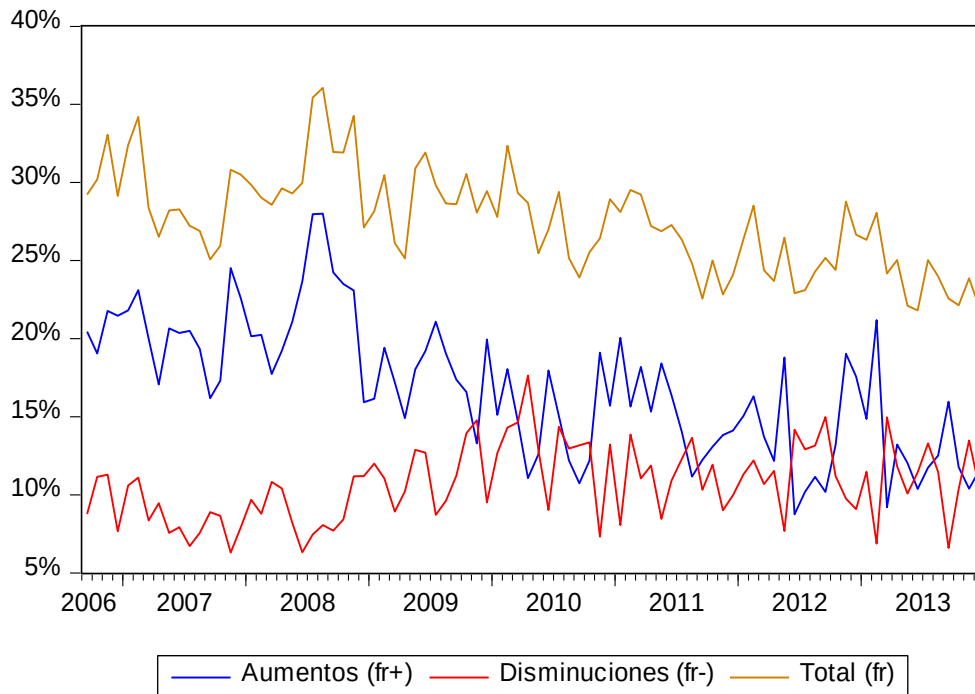
Nota: Inflación mensual calculada a partir de la información de cambio en precio por elemento.
Fuente: Elaboración propia.

Para el análisis resulta conveniente separar la expresión (2) de la forma sugerida por Gagnon (2007), en una suma ponderada de los aumentos en precio (+) y las disminuciones en precio (-), de la siguiente forma:

$$\pi_t \cong \underbrace{\left(\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}^+ \right)}_{fr_t^+} \underbrace{\left(\frac{\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}^+ \cdot \Delta P_{i,t}}{\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}^+} \right)}_{dp_t^+} + \underbrace{\left(\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}^- \right)}_{fr_t^-} \underbrace{\left(\frac{\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}^- \cdot \Delta P_{i,t}}{\sum_{i \in Y_t} \omega_{i,t} \cdot I_{i,t}^-} \right)}_{dp_t^-} \quad (3)$$

El siguiente gráfico muestra esta información por mes a lo largo de todo el periodo analizado. Conforme se pasa de periodos de alta inflación hacia periodos de baja inflación, el porcentaje de precios que aumenta tiende a disminuir (fr^+). Lo contrario sucede en el caso del porcentaje de precios que disminuye cada mes (fr^-).

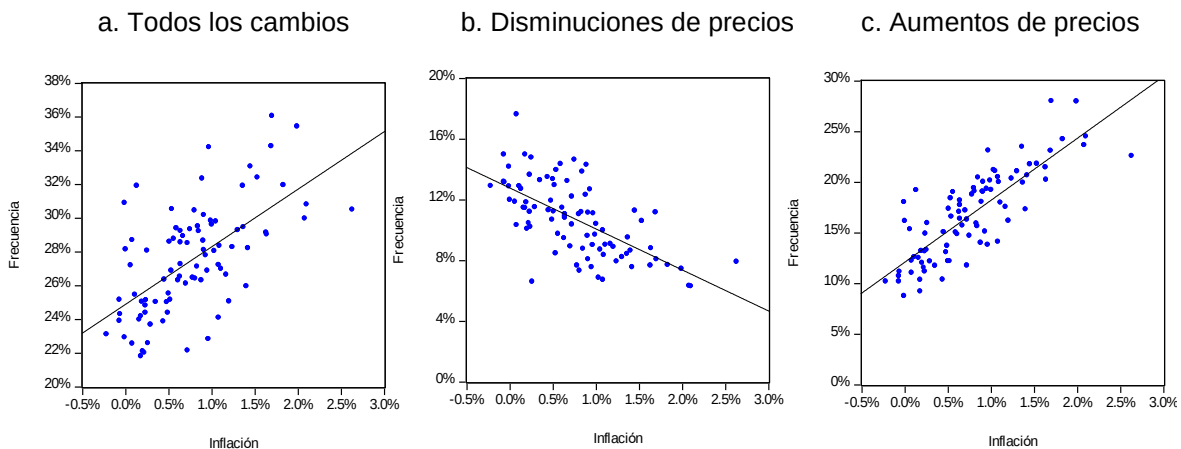
Gráfico 5
Frecuencia de cambio en precio, total, aumentos y disminuciones



Fuente: Elaboración propia.

Interesa identificar si existe una relación entre el porcentaje de precios que cambia cada mes y la magnitud de la inflación mensual. Una primera aproximación se puede inferir del gráfico 6, panel a, en el que se observa una relación positiva entre inflación y frecuencia de cambio en precios. Cuando se observan tasas de inflación mensual bajas, el porcentaje de precios que cambia cada mes es menor que el observado cuando hay tasas de inflación mensual altas.

Gráfico 6
Relación entre frecuencia de cambio en precios e inflación



Nota: Inflación mensual calculada a partir de datos de cambio en precio por elemento.

Fuente: Elaboración propia.

Una regresión lineal estimada usando datos para todo el periodo muestral, sugiere que por cada punto porcentual adicional de inflación la frecuencia con que cambian los precios se incrementa 0,25 p.p. La regresión correspondiente para la frecuencia de aumentos de precio muestra que se incrementa 0,45 p. p. ante aumentos de 1p.p en la inflación, mientras que la frecuencia de las disminuciones se reduce en 0,2p.p. Todos los coeficientes estimados resultaron significativos al 1%.

Cuadro 5
Regresión para la frecuencia de cambios en precios y tasa de inflación mensual anualizada

	Todos los cambios			Aumentos			Disminuciones		
	Constante	Pendiente	R ² ajustado	Constante	Pendiente	R ² ajustado	Constante	Pendiente	R ² ajustado
Todo el periodo	25,02 0,00	0,25 0,00	0,37	12,35 0,00	0,45 0,00	0,65	12,68 0,00	-0,20 0,00	0,40
Antes de mayo 2009	26,62 0,00	0,19 0,00	0,23	11,86 0,00	0,45 0,00	0,43	11,03 0,00	-0,12 0,00	0,31
Después de mayo 2009	24,91 0,00	0,23 0,00	0,14	11,86 0,00	0,45 0,00	0,43	13,06 0,00	-0,23 0,00	0,21

Variable dependiente: cambio en precio (todos, aumentos, disminuciones).

Valores p bajo el coeficiente estimado.

Fuente: Elaboración propia.

Si se realiza el análisis para los dos subperíodos identificados se observa que al pasar del periodo de inflación alta al periodo de inflación baja, un aumento de un punto porcentual en la tasa de inflación mensual se asocia con precios que cambian con mayor frecuencia, lo cual se podría explicar por la respuesta de la frecuencia en las disminuciones de precio, pues la respuesta de los aumentos de precios no se modifica antes y después del cambio estructural en la inflación.

El análisis de la frecuencia de cambio en precios en conjunto con el de magnitud de los cambios permite tener una idea más precisa de la forma en que la fijación de los precios individuales se asocia con el nivel de inflación, como se verá más adelante.

4.2. Análisis de duración

El cálculo de la duración se realiza a partir de las trayectorias de precio de cada artículo en un establecimiento particular a lo largo del periodo de estudio. Este concepto busca aproximar cuánto tiempo se mantiene sin cambios una trayectoria de precio, concepto al

que se hará referencia como racha de precios²¹. La duración es un indicador complementario de la frecuencia de cambio en precios. Usualmente se asocia una larga duración con rigidez de precios, y una duración corta con flexibilidad.

Se siguen dos enfoques para cuantificar la duración: el primero es un cálculo implícito a partir de la frecuencia de cambios de precio, en el que no es necesaria la información de las rachas de precio en la muestra, a diferencia del segundo enfoque, en el cual esta información sí se utiliza.

4.2.1. Estimación implícita de la duración

Una aproximación de la duración de los precios parte de la frecuencia de cambio estimada en la sección 4.1. Se debe tener presente que la información base utilizada posee únicamente un registro por mes del precio de cada artículo por establecimiento. En la práctica, el precio de un artículo en un establecimiento particular podría haber cambiado más de una vez en el mismo mes. Suponiendo tiempo continuo y que la duración de las rachas de precios sigue una distribución exponencial, se puede aproximar la duración promedio de una racha de la siguiente forma²²:

$$D_j^{prom} = \frac{-1}{\ln(1 - fr_j)} \quad (4)$$

La duración implícita se calcula para cada grupo y luego estas estimaciones se ponderan en un solo indicador para lo cual se emplea el peso que cada uno tiene dentro del IPC.

Cuadro 6
Duración implícita de los precios
En meses, con base en número de artículos.

	Período completo	Antes de mayo 2009	Después de mayo 2009
Total	3,1	2,8	3,3
Aumentos	5,4	4,3	6,3
Disminuciones	8,8	10,5	8,1

Fuente: Elaboración propia.

²¹ La literatura se refiere a este concepto como “*price spells*”. Una racha de precios se refiere a una sucesión ininterrumpida de no cambio en el precio de un artículo. El número de elementos que contenga cada racha corresponde con el concepto de duración, es decir el número de meses que un precio se mantuvo sin variación.

²² La probabilidad de que un precio cambie en el transcurso de un mes es una función continua. La ecuación (4) es una estimación insesgada de la duración promedio de las rachas de precio, a diferencia del cálculo usual que sería: $D = 1 / fr$.

Cuadro 7
Duración implícita promedio

En meses, con base en la ponderación de los artículos

	Período completo	Antes de mayo 2009	Después de mayo 2009
Total	2,6	2,1	2,9
Aumentos	4,5	3,5	5,5
Disminuciones	7,4	7,4	7,3

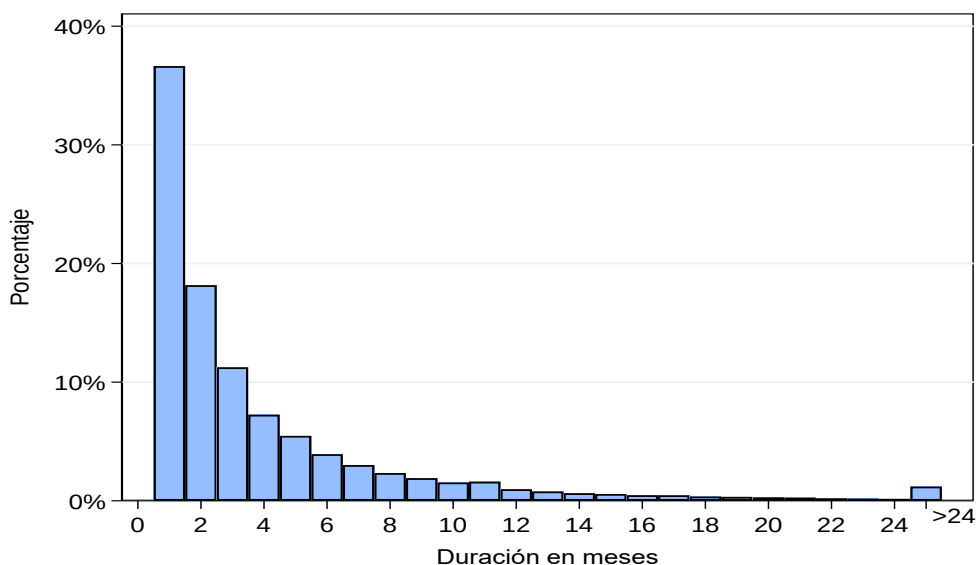
Fuente: Elaboración propia.

Puede apreciarse cómo la duración promedio de los meses ha aumentado de alrededor de 2 meses durante el período de alta inflación a cerca de 3 meses en el período más reciente de inflación más baja.

4.2.2. Estimación de la duración a partir de rachas de precio

De forma complementaria, es posible estimar la duración de los precios a partir de las rachas de precio, es decir, trayectorias en las que un precio no cambia. Para ello, cada cadena de precio (es decir, de un artículo por establecimiento) se usa una única vez y se mide el número de meses que transcurre entre el primer y segundo cambio en el precio. Esto significa que no se están tomando rachas de precios truncadas o censuradas, puesto que se conoce exactamente cuándo inicia cada racha y cuándo termina. Esto evita contaminar la medición con unos pocos elementos cuyo precio cambia muy frecuentemente. En la muestra disponible se identificaron un total de 114 813 rachas, cuya distribución se muestra en el gráfico 7, y sus estadísticas de resumen en el cuadro 8.

Gráfico 7
Distribución de la duración de las rachas de precios



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 8
Rachas de precios
Estadísticas descriptivas

Número de rachas	114 813
Duración promedio	4,1
Mediana	2,0
Mínima	1,0
Máxima	81,0
Desviación estándar	5,2
Percentil 5	1,0
Percentil 95	14,0

Fuente: Elaboración propia

El promedio de las rachas de precios para el período de estudio es de 4,1 meses, superior a las medidas que se obtuvieron con el método de cálculo de la duración implícita. Es notable que un 50% de los precios dura dos meses o menos.

4.2.3. Probabilidad condicional de cambio en precio

La estimación del porcentaje de precios que cambia a la que se hizo referencia en la sección anterior es una probabilidad incondicional de cambio en precios. Sin embargo, interesa saber si los precios que acaban de cambiar tienen mayor probabilidad de cambiar de nuevo, o bien si los precios que han permanecido constantes por un largo periodo tienen mayor probabilidad de cambiar. Para aproximar una probabilidad condicional y responder a estas preguntas, se puede utilizar la función de riesgo (en inglés, *hazard function*), $h(t)$, que indica la probabilidad de que un precio cambie en el período t dado que no cambió en los $t-1$ períodos anteriores.

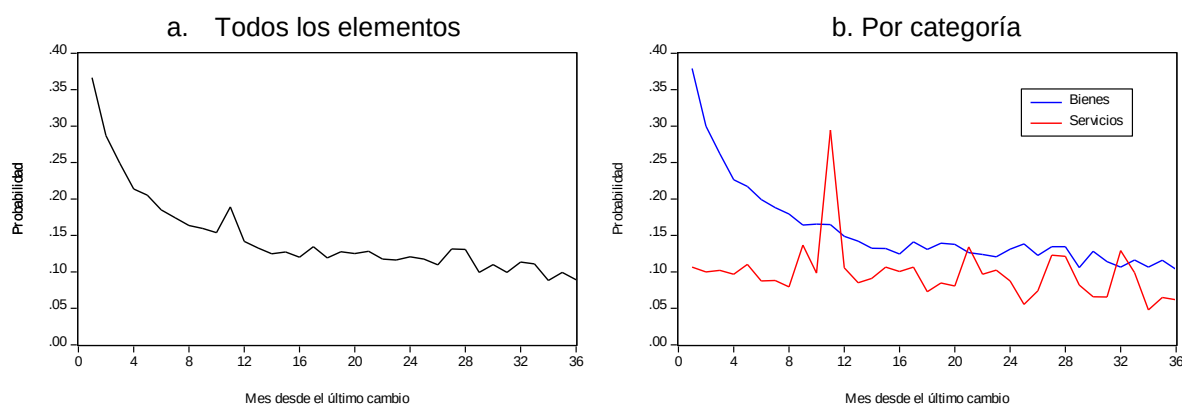
Para estimar las funciones de riesgo se requiere utilizar las rachas de precios y calcular los meses que transcurren entre dos cambios en precio de un artículo en un establecimiento particular. Se calcula como la razón entre el número de elementos que cambian precio en el periodo t , referida como $f(t)$ y la proporción de elementos que no cambiaron de precio en los últimos $t-1$ meses, denotado por $s(t)$

$$h(t) = \frac{f(t)}{s(t)} \quad (5)$$

Como se aprecia en el gráfico 8, panel a, la tasa de riesgo para todas las rachas de precio es decreciente en el tiempo cuando se considera todos los elementos, lo cual indica que conforme más meses transcurran sin que un precio cambie, menor es la probabilidad de que se experimente un cambio. La forma de esta función tiene un pico en el mes once, lo que concuerda con la evidencia internacional que ubica un pico similar en el mes doce

(Gagnon, 2007; Bunn y Ellis, 2011). Como se aprecia en el panel b de dicha figura, ese pico se asocia con la función de riesgo para los servicios, que por lo demás es relativamente plana durante los primeros 20 meses. La función para la categoría de bienes tiene una forma decreciente muy similar a la del total, aunque sin el pico ya mencionado.

Gráfico 8
Tasa de riesgo instantáneo

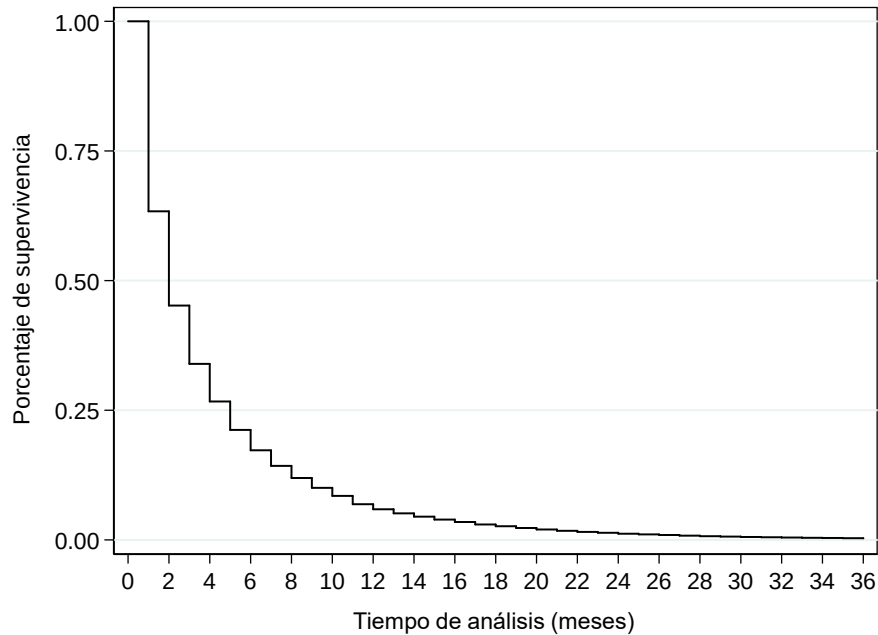


Fuente: Elaboración propia

Hay notoria variedad en las funciones de riesgo para grupos del IPC (figura 19 del anexo). Se aprecia que el pico en el mes 11 en la función de riesgo para la categoría de servicios se asocia especialmente a los grupos de Educación, Transportes y Salud. La función para el grupo de Alimentos y bebidas no alcohólicas es la que más correspondencia muestra con la función general, pero la del grupo de Prendas de vestir y calzado tiene una función de riesgo relativamente plana. Otras categorías de servicios como Alquiler y servicios de vivienda, y Entretenimiento y cultura tienen un comportamiento más similar al total general. La función de riesgo es también marcadamente distinta entre regulados y no regulados: la de los primeros es muy similar al total general, pero la estimada para no regulados tiene pendiente positiva a partir de los 22 meses y de hecho sugiere que ningún precio regulado sobrevive más allá de los 24 meses (gráfico 20 del anexo).

Como complemento a la función de riesgo se calcula la función de sobrevivencia. Esta función indica la probabilidad de que un precio no cambie en los siguientes t meses luego del último cambio. Por ello, puede utilizarse para estimar la probabilidad de que un precio cambie. De acuerdo con la función de sobrevivencia estimada (gráfico 9) la probabilidad de que un precio cambie en los primeros cuatro meses posteriores al último cambio es aproximadamente 75%. Tras seis meses sin cambio en precio, esa probabilidad sube a 80%, y es bastante cercana a 100% tras 24 meses.

Gráfico 9
Función de supervivencia agregada



Nota: Estimador Kaplan-Meier, que mide la proporción de rachas que duraron hasta t dado que no habían cambiado.
Fuente: Elaboración propia.

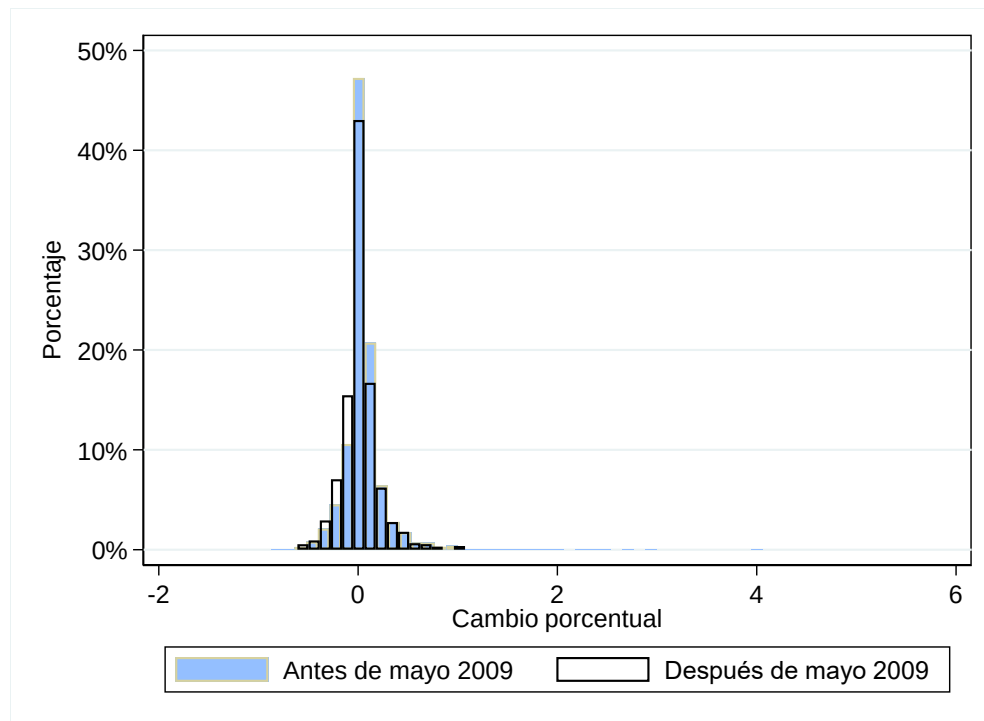
Si se compara la función de supervivencia para el periodo antes y después del quiebre estructural en la inflación, se observa que la probabilidad condicional de que un precio cambie en el segundo y tercer mes posterior a un cambio era superior antes del quiebre estructural en el nivel de inflación. De acuerdo con la prueba de Wilcoxon, se rechaza la hipótesis nula de que las funciones de supervivencia para estos dos periodos son iguales²³. Este resultado unido con las conclusiones de las secciones anteriores, puede concluirse que existe evidencia estadística de que luego de mayo del 2009 los precios tienen una duración mayor.

4.3. Análisis de magnitud de los cambios en precio

El gráfico 10 muestra la distribución de los cambios en precio según su magnitud considerando ambos periodos de estudio. Destaca que tras el cambio estructural en 2009 parece haber un desplazamiento a la izquierda de la distribución, indicando que en el periodo de baja inflación el porcentaje de precios que baja es mayor. En ambos periodos se aprecia una considerable preponderancia de variaciones de baja magnitud.

²³ Ver gráfico 21 y cuadro 20 del anexo.

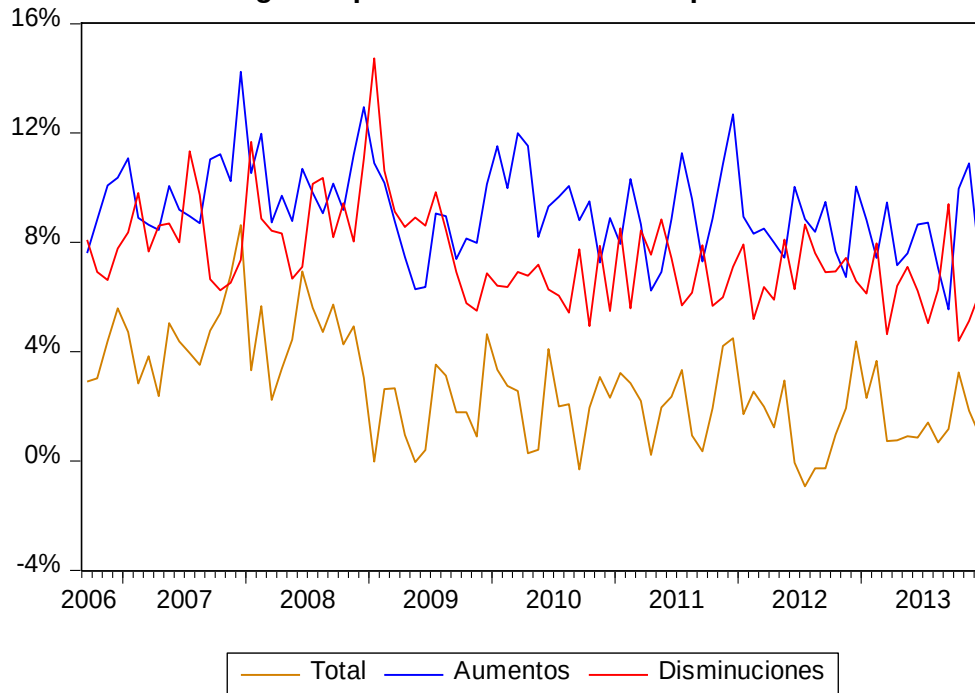
Gráfico 10
Distribución de los cambios en precios según su magnitud
Periodos de alta y baja inflación



Fuente: Elaboración propia.

En adelante, como indicador de magnitud de cambio en precio se utilizará la estimación que proviene de las ecuaciones (2) y (3).

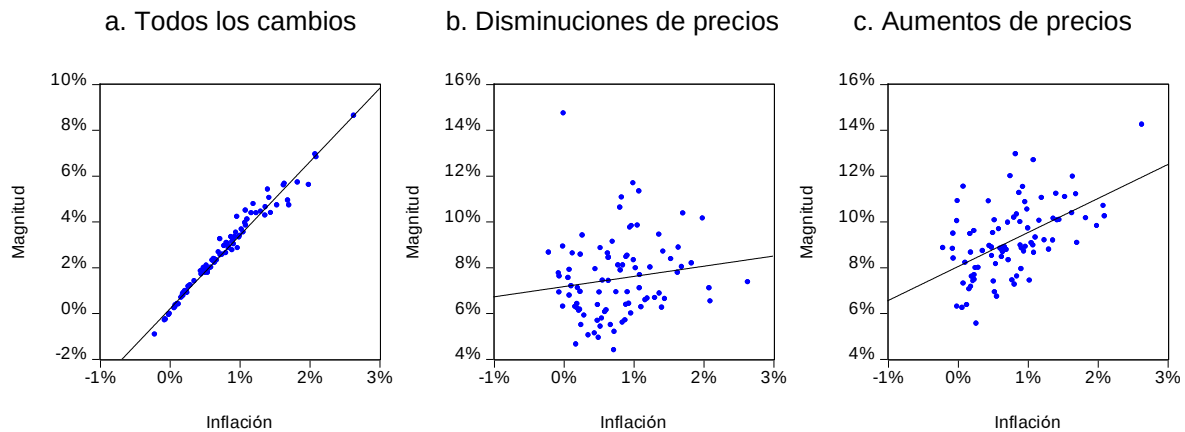
Gráfico 10
Magnitud promedio de cambio en precios



Fuente: Elaboración propia.

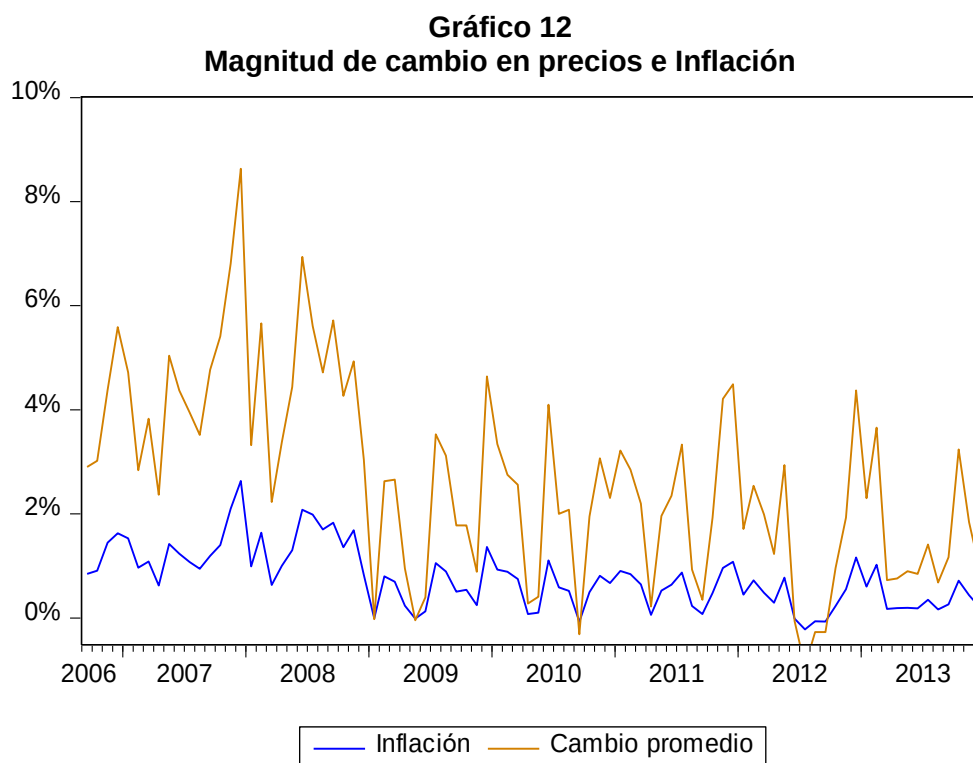
Existe una relación directa entre la magnitud del cambio en precio y la inflación (coeficiente de correlación de 0,98 para todo el periodo muestral). Niveles de inflación mensual alta van acompañados de aumentos de precio de mayor magnitud, pero en el caso de las disminuciones no es posible inferir una relación tan clara a partir del gráfico.

Gráfico 11
Relación entre magnitud de cambio en precios e Inflación



Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, la relación observada entre inflación mensual y la magnitud de disminución de precios, si bien no muy fuerte, contrasta con lo que documenta Gagnon (2007) para el caso mexicano, en el cual altos niveles de inflación mensual se acompañan de reducciones de menor magnitud. Para el caso de Costa Rica, la correlación entre ambas series es baja (0,15).



Fuente: Elaboración propia.

En general, en lo referente a la magnitud promedio de los cambios en precio puede destacarse que:

- Para todo el período muestral, la magnitud de los aumentos es superior a la de disminuciones de precio.
- La magnitud promedio de los cambios de precio estimada para el período previo a mayo de 2009 es 2,3 puntos porcentuales más alta que la correspondiente al período posterior.
- Al pasar del período de alta inflación al de baja inflación, tanto la magnitud de los aumentos como de las disminuciones de precio se reduce; no obstante, la frecuencia con que se dan estas disminuciones de precio es mayor.

Cuadro 9
Magnitud promedio de los cambios en precio

	Período completo	Antes de mayo 2009	Después de mayo 2009
Total	2,7	4,1	1,8
Aumentos	9,2	9,9	8,8
Disminuciones	7,5	8,7	6,8

Fuente: Elaboración propia.

Para explorar esta relación con un poco más de detalle, siguiendo la ecuación (2) se realiza un análisis de regresión entre la magnitud de cambio en precio y la tasa de inflación mensual, cuyos resultados se muestran en el cuadro 10.

Cuadro 10
Regresión para la magnitud de cambios en precio y la tasa de inflación mensual anualizada

	Todos los cambios			Aumentos			Disminuciones		
	Constante	Pendiente	R ² ajustado	Constante	Pendiente	R ² ajustado	Constante	Pendiente	R ² ajustado
Todo el período	0,32	0,24	0,96	8,09	0,11	0,28	-7,19	-0,03	0,01
	0,00	0,00		0,00	0,00		0,00	0,17	
Antes de mayo de 2009	0,59	0,22	0,95	8,35	0,10	0,24	-10,49	0,11	0,18
	0,00	0,00		0,00	0,00		0,00	0,01	
Después de mayo de 2009	0,08	0,28	0,98	7,98	0,13	0,15	-6,90	0,28	-0,02
	0,09	0,00		0,00	0,00		0,00	0,71	

Variable dependiente: cambio en precio (todos, aumentos, disminuciones).

Valores p bajo el coeficiente estimado.

Fuente: Elaboración propia.

Una prueba de Wald sobre los coeficientes de las regresiones indica que el efecto de cambios en la inflación sobre la magnitud de cambio en precios no es estadísticamente diferente entre periodos de alta y baja inflación (cuadro 19 del anexo). La relación entre magnitud de cambio y tasa de inflación es estadísticamente significativa al considerar todos

los cambios, así como los aumentos, pero no al considerar las disminuciones de precio, principalmente en el periodo de baja inflación. Esto último es coherente con la baja correlación entre las disminuciones de precio y la inflación mensual que se aprecia en el gráfico 8.

4.4. Sincronía en los cambios de precio

Se dice que existe sincronización perfecta cuando todos los establecimientos cambian de precio de manera simultánea, o bien, cuando ninguno realiza un cambio en precios. Para medir el grado de sincronía en el cambio en precios se emplea el indicador propuesto por Fisher y Konieczny (2000) utilizado por Aucremanne y Dhyne (2004), que consiste en la razón entre la desviación estándar observada de la frecuencia mensual de cambio de precios a nivel de categoría de producto (SD_j), y la desviación estándar teórica ($SDMAX_j$), que es un indicador de sincronía cercano entre 0 y 1, donde 1 refleja sincronización perfecta de precios:

$$SYNC_j = \frac{SD_j}{SDMAX_j} \quad (6)$$

La desviación teórica proviene de la frecuencia promedio de cambio en precio calculada a nivel de categoría de producto que se observaría en el caso de sincronización perfecta. En caso de ausencia de sincronización perfecta, esta desviación teórica es cero. Constituye un límite superior para la desviación estándar de la proporción de cambios en precio. Así:

$$SDMAX_j = \sqrt{F_j (1 - F_j)} \quad (7)$$

donde F_j es la frecuencia promedio de cambio en precios para la categoría de producto j .

A su vez, la desviación estándar del cambio en precios por clasificación de producto (SD_j) viene dada por:

$$SD_j = \sqrt{\frac{1}{\tau - 1} \sum_{t=2}^{\tau} (F_{jt} - F_j)^2} \quad (8)$$

donde, $\tau \in [0, SDMAX]$ es la longitud del periodo de la categoría de producto j .

Para el total del IPC y considerando todo el periodo de estudio, el grado de sincronía es relativamente bajo (7,2%) explicado por la gran heterogeneidad en la composición de la canasta del IPC. Además, no hay evidencia de que el grado de sincronía difiera entre antes y después del mayo 2009.

El mayor grado de sincronización de cambio en precio se presenta en el grupo Educación (32,9%), lo cual probablemente se explica en gran medida porque los centros educativos

realizan sus ajustes de precio al inicio del ciclo lectivo. La menor sincronía se da en el grupo Alimentos y bebidas no alcohólicas (10,7%), lo que coincide con el hecho de que es el grupo con más observaciones y con mayor frecuencia de cambio en precio. En este último caso puede decirse que la escasa sincronía es un reflejo del grado de flexibilidad de los precios que conforman este grupo.

Cuadro 11
Sincronización de cambio en precios

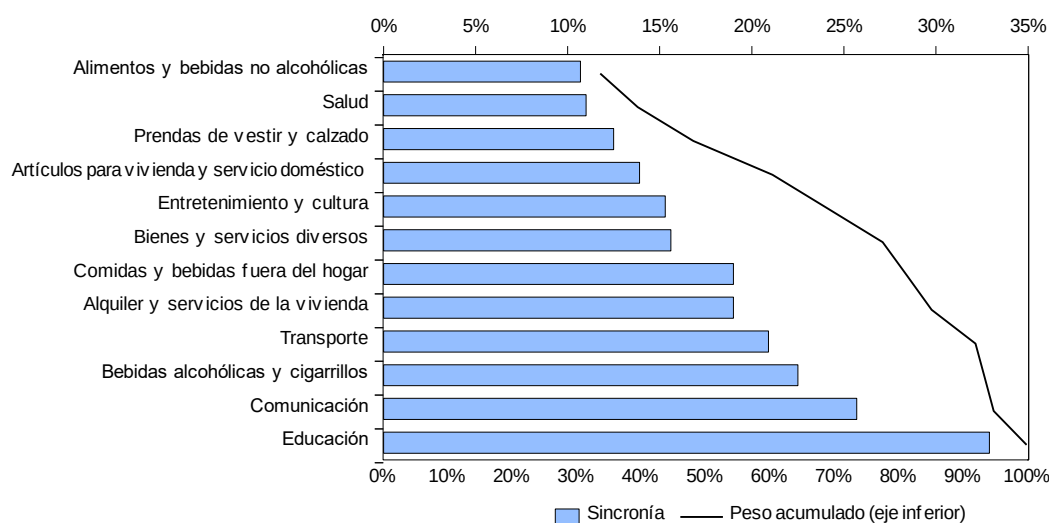
	Todo el período	Antes de mayo 2009	Después de mayo 2009
TOTAL	7,2	6,3	6,2
Grupos del IPC:			
Alimentos y bebidas no alcohólicas	10,7	7,0	6,3
Bebidas alcohólicas y cigarrillos	22,5	23,6	19,6
Comidas y bebidas fuera del hogar	19,0	15,9	12,8
Prendas de vestir y calzado	12,5	5,8	10,2
Alquiler y servicios de la vivienda	19,0	17,6	16,7
Artículos para vivienda y servicio doméstico	13,9	9,2	9,0
Salud	11,0	7,5	8,5
Transporte	20,9	11,7	14,2
Comunicación	25,7	26,8	25,2
Entretenimiento y cultura	15,3	10,0	11,3
Educación	32,9	32,0	31,8
Bienes y servicios diversos	15,6	10,9	8,7
Regulados	33,1	33,1	30,0
No regulados	10,1	5,6	5,1
Transables	10,6	5,6	5,8
No transables	10,3	6,9	5,5
Bienes	10,7	5,9	5,5
Servicios	10,7	11,2	10,5

Fuente: Elaboración propia.

Los artículos regulados exhiben mayor grado de sincronía que los no regulados, lo que muy probablemente refleje una sincronía exógena impuesta por el modelo de fijación de los precios de artículos regulados. Para las agrupaciones transables y no transables y para bienes y servicios no hay diferencias notorias en el grado de sincronía. Esta característica no parece depender del nivel de inflación, puesto que en la mayoría de casos no muestra cambios notorios antes y después de mayo del 2009. Además, el grupo de precios que

exhibe mayor sincronía tiene una ponderación relativamente baja en el IPC como es el caso de *Educación*, mientras que grupos con menor sincronía de precios (*Alimentos y bebidas no alcohólicas* y *Salud*, ambos con 11%) acumulan un 23% del IPC. Los grupos que acumulan un peso de 50% en el IPC tienen un grado de sincronía inferior a 16%.

Gráfico 13
Grado de sincronía en precio por grupo del IPC



Fuente: Elaboración propia.

4.5. Hechos estilizados y teorías sobre ajuste de precios

Como se mencionó en la introducción, es de interés analizar en qué medida los hallazgos de este estudio apoyan las principales vertientes teóricas que tratan de explicar la forma en que los precios se ajustan en la economía: si de forma dependiente del tiempo o dependiente del estado. El análisis de la frecuencia, magnitud, duración y sincronía de los cambios en precios permitió encontrar evidencia para apoyar ambos esquemas de ajuste de precio.

Hay varios hechos estilizados sobre el ajuste de precios en Costa Rica que sugieren que el esquema de fijación de precios no es dependiente del tiempo. En primer lugar, el hecho de que la frecuencia de cambios de precio varíe a lo largo del período de estudio no es coherente con el esquema de fijación de precios de Calvo (1983), que supone una probabilidad fija de cambio de precio en la economía.

En segundo lugar, la función de riesgo para los cambios de precio es decreciente, lo que también sugiere una probabilidad no constante de cambio en los precios, en contraposición con el esquema de Calvo, que esencialmente supone una función de riesgo plana (ver Bunn y Ellis, 2011; y Nakamura y Stensson, 2008, que comentan resultados similares). Además, la ausencia de estacionalidad marcada en los cambios de precio también sugiere escasa dependencia temporal (Aucremanne y Dhyne, 2004). Finalmente, se encontró evidencia de

que la frecuencia y la magnitud de los cambios de precio (especialmente aumentos) se asocian con el nivel de la inflación, lo que es coherente con un esquema de ajuste de precios dependiente del *estado*.

Sin embargo, otras características apuntan en la dirección contraria. La baja sincronía en los ajustes de precio a nivel general y la notable heterogeneidad en la sincronía de ajustes entre grupos de productos son hechos consistentes con un esquema de fijación escalonada de precios del tipo Taylor (1980). Además, la preponderancia de ajustes de precio de baja magnitud es lo contrario de lo esperable si la fijación de precios en la economía costarricense se explicara totalmente por un modelo de costos de menú (dependiente del estado).

Estos resultados podrían deberse a la heterogeneidad en propiedades para diferentes categorías de elementos. Es plausible que diferentes teorías sean más apropiadas para explicar el comportamiento de los precios en sectores específicos, en vez de asociar una única teoría con la economía en general.

Por ejemplo, los servicios muestran una menor frecuencia de cambios que los bienes, así como una distribución de cambios más concentrada, con más cambios de baja magnitud que en los bienes y menos disminuciones de precio (cuadro 2, gráfico 16 del anexo). Esto sugiere que las rigideces nominales, especialmente a la baja, son de mayor importancia en el sector de servicios. Además, algunas agrupaciones de servicios también muestran un grado de sincronía en los cambios de precio notablemente mayor que el promedio general, por ejemplo Educación, Comunicación, Transporte y Alquiler de vivienda. Esto, junto con una función de riesgo relativamente plana durante los primeros 20 meses tras el último cambio, con un pico marcado en los 11 meses, es más compatible con un esquema de fijación de precios dependiente del tiempo. La mayor preponderancia de cambios de baja magnitud, por su parte, no apoya un modelo de ajuste de tipo costos de menú para esta agrupación. Un modelo de ajuste de precios dependiente del tiempo también parece más razonable para el conjunto de los bienes y servicios regulados, considerando que también presenta una distribución más concentrada en cambios de menor tamaño, un mayor grado de sincronía en los ajustes y una función de riesgo con pendiente positiva a partir de los 22 meses.

En resumen, si se tuviese que asociar el proceso de formación de precios en Costa Rica con un único esquema, la mayoría de los hechos estilizados es más coherente con un esquema dependiente del estado. Esto concuerda con los resultados que obtuvo Vindas (2014) a partir de una regresión de efectos fijos considerando el nivel de la inflación y la frecuencia y magnitud de los cambios en precios. Sin embargo, la evidencia sugiere que es más razonable asociar distintos esquemas de fijación de precio para categorías como bienes y no regulados (dependiente de estado), o servicios y regulados (dependiente del tiempo).

5 Consideraciones finales

Este documento presentó algunos hechos estilizados del comportamiento de los precios en Costa Rica, por medio de un enfoque de micro precios basado en información del cambio mensual en el precio por artículo y por variedad en diversos establecimientos. Esta es la

primera vez que en un estudio de esta naturaleza para Costa Rica se abarca dimensiones de frecuencia, magnitud, duración y sincronía en los cambios en precio. Del análisis resaltan los siguientes hallazgos:

- Con datos para el período completo (agosto del 2006 a diciembre del 2013), se estima que un 32% de los precios al consumidor cambia cada mes, cuyo peso total en la canasta del IPC es de 27,5%. Durante el período de más baja inflación, posterior a mayo de 2009, el porcentaje de cambios es menor, particularmente en el caso de los aumentos de precio, cuya frecuencia ha disminuido sostenidamente durante este período. Existe además marcada heterogeneidad en la frecuencia de cambios entre los grupos que conforman el IPC: el grupo de *Alimentos y bebidas no alcohólicas* muestra la mayor frecuencia de variación (41,5%), seguido de *Alquiler y servicios de vivienda*, y *Transporte*. Los precios de *bienes, regulados y no transables* también cambian más frecuentemente que sus contrapartes.
- La duración promedio de los precios estimada a partir de las rachas es de 4,1 meses, y cerca de 50% de los precios tiene una duración inferior a 2 meses. La función de riesgo estimada tiene pendiente negativa, con un pico en los 11 meses asociado con los servicios, en general presentan una función de riesgo más plana. La función de sobrevivencia estimada para el período completo indica que la probabilidad de un cambio en precio durante los cuatro meses siguientes a la última modificación es aproximadamente 75%. Además, se encontró diferencia significativa entre las funciones de sobrevivencia estimadas para los dos períodos de referencia. En general, los indicadores concuerdan en mostrar un aumento en la duración de los precios en el período de inflación más baja.
- La magnitud promedio de los aumentos de precio es mayor a la de las disminuciones en todas las comparaciones realizadas. Si bien ambas magnitudes son menores durante el período de baja inflación, la diferencia es más amplia debido a la mayor disminución en la magnitud de las bajas de precio. Se encontró evidencia significativa de que variaciones en el nivel de inflación se asocian más fuertemente con la magnitud de los cambios de precios a niveles más bajos de inflación que a niveles mayores.
- Los cambios de precios no ocurren de forma sincrónica, y existe apreciable heterogeneidad en la sincronía entre grupos del IPC. Con pocas excepciones, este patrón no varía entre los períodos comparados. La categoría con mayor grado de sincronía en el cambio de sus precios es la de regulados, lo cual refleja sincronización exógena impuesta por el modelo de fijación de precios. Algunos grupos de servicios (educación, transporte, alquiler, comunicaciones) también muestran un mayor grado de sincronía que el total general. El grupo con el menor grado de sincronía (*Alimentos y bebidas no alcohólicas*) es también el grupo en el que las variaciones son más frecuentes y en el que se tienen más observaciones.

En general, este estudio aporta evidencia para sugerir que el BCCR se enfrenta a un proceso de fijación de precios distinto al vigente durante períodos de alta inflación. Después de 2009 los datos indican que los precios varían con menor frecuencia, permanecen inalterados durante más tiempo, en promedio varían en un monto menor y por lo general los cambios no ocurren de manera sincronizada.

Finalmente, si bien la evidencia para el agregado de los cambios en precio es más consistente con un esquema de fijación de precios dependiente del estado, para agrupaciones como servicios y regulados se encontró mayor apoyo empírico para un esquema dependiente del tiempo.

6 Referencias

- Álvarez, L., Dhyne, E., Hoeberichts, M., Kwapil, C., Le Bihan, H., Lunnemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., Stahl, H., Vermeulen, P., y Vilmunen, J. (2006). Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence. *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), pp. 575–584.
- Amirault, D. Kwan, C. y Wilkinson, G. (2005). Survey of Price Setting Behaviour of Canadian Companies. Bank of Canada Review, 2004-2005 (Winter), pp. 29-40.
- Aucremanne, L. y Dhyne, E. (2004), How frequently do prices change? *Evidence based on the micro data underlying the Belgian CPI*, Working Paper Series No. 331 / April 2004, European Central Bank.
- Baharad, E. y Eden, B. (2004). Price Rigidity and Price Dispersion: Evidence from Micro Data. *Review of Economic Dynamics*, 7(3), pp. 613-641.
- Barros, R., Bonomo, M., Carvalho, C. y Matos, S. (2009). *Price Setting in a Variable Macroeconomic Environment: Evidence from Brazilian CPI*. Documento sin publicar, Getulio Vargas Foundation y Federal Reserve Bank of New York. Disponible en <https://www.aeaweb.org/conference/2010/retrieve.php?pdfid=487>
- Baumgartner, J., Glatzer, E., Rumler, F. y Stiglbauer, A. (2005). *How Frequently do Consumer Prices Change in Austria? Evidence from Micro CPI Data*. Working Paper Series No. 523 / September 2005, European Central Bank.
- Blinder, A. (1994). On Sticky Prices: Academic Theories Meet the Real World,,en: *Monetary Policy*, ppp 117-154, National Bureau of Economic Research.
- Borraz, F. y Zipitria, L. (2012). Retail Price Setting in Uruguay. *Economia, LACEA Journal*, 12(2), pp. 77-109.
- Bunn, P. y Ellis, C. (2011), *How do Individual UK Consumer Prices Behave?* Working Paper No. 438, October 2011. Londres: Bank of England.
- Burstein, A., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2005), Large Devaluations and the Real Exchange Rate, *Journal of Political Economy*, 113(4), pp. 742-784.

- Calvo, G. (1983) Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp.383-398.
- Chaumont, G., Fuentes, M., Labbé, F. y Naudon, A. (2011). *A Reassessment of Flexible Price Evidence Using Scanner Data: Evidence from an Emerging Economy*. Working Papers Central Bank of Chile 641. Santiago: Banco Central de Chile.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. y Evans, C. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 1-45.
- Correa, A., Petrassi, M. y Santos, R. (2016). *Price-Setting Behavior in Brazil: survey evidence*. Banco do Brasil Working Papers 422. Brasília: Banco do Brasil.
- Dotsey, M., King, R., y Wolman, A. (1999). State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 655-690.
- Ellis, C (2009). *Do supermarket prices change from week to week?* Bank of England Working Paper No. 378. Londres: Banco de Inglaterra.
- Esquivel, M., Rodríguez, A. y Vásquez, A. (2011). *Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica*. Serie de Documentos de Investigación No. 01-2011. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Gagnon, E. (2007) *Price Setting during Low and High Inflation: Evidence from Mexico*, International Finance Discussion Papers No. 896. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Galí, J., Angeloni, I., Ehrman, M., Aucremanne, L., Levin, A., y Smets, F. (2006). New evidence on inflation persistence and price stickiness in the euro area: Implications for macro modeling. *Journal of European Economic Association*, 4(2-3), pp. 562-574.
- Galí y Gertler (1999) Inflation Dynamics: A structural Econometric Analysis". *Journal of Monetary Economics*, 44(2), pp.195-222.
- Gertler, M. y Leahy, J. (2008). A Phillips Curve with an Ss Foundation. *Journal of Political Economy*, 116(3), pp. 553-572.
- Gopinath, G., y Rigobon, R. (2008). Sticky Borders. *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), pp. 531–575.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2006a), *Metodología del Índice de precios al consumidor base julio 2006*, San José, Costa Rica,
<http://www.inec.go.cr/A/MT/Económicos/Índice%20de%20Precios%20al%20Consumidor%20Base%20Julio%202006/Metodología/Documento%20Metodológico%20Índice%20de%20Precios%20al%20Consumidor%20base%20julio%202006.pdf>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (2006b) *Principales características del Índice de precios al consumidor base julio 2006*, San José, Costa Rica,
<http://www.inec.go.cr/A/MT/Económicos/Índice%20de%20Precios%20al%20Consumidor%20Base%20Julio%202006/Metodología/Principales%20características%20del%20Índice%20de%20Precios%20al%20Consumidor%20base%20julio%202006.pdf>

- Klenow, P., y Kryvtsov, O. (2005). *State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation*. NBER Working Paper No. 11043.
- Konieczny, J. y Skrzypacz, A. (2005). Inflation and price setting in a natural experiment. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), pp. 621-632.
- Lach, S. y Tsiddon, D. (1992), The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data. *Journal of Political Economy*, 100(2), pp. 349-89.
- León J. y Valerio, M. (2014), *Persistencia inflacionaria en Costa Rica: Precios de servicios y regulados*, Documento de Investigación DI-07-2014, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Mankiw, N. G. (1985). Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), pp. 529-538.
- Medina, J., Rappoport, D. y Soto, C. (2007). *Dynamics of Price Adjustments: Evidence From Micro Level Data for Chile*, Working Papers Central Bank of Chile 432. Santiago: Banco Central de Chile.
- Nakamura, E. y Steinsson, J. (2008). Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), pp. 1415-1464.
- Nakamura, E., y Steinsson, J. (2013). *Price Rigidity: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications*. National Bureau of Economic Research, Working Paper 18705.
- Taylor, J.B. (1980). Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), pp. 1–23
- Torres, C. (2012) *Costa Rica: Determinación de cambios estructurales en el nivel de la tasa de inflación: periodo 1997-2011*, Documento de Trabajo, DT-02-2012. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Rodríguez, A. y Vega, M. (2013). *Indicadores de inflación subyacente para Costa Rica basados en exclusión y en reponderación*. Documento de Investigación DI-06-2013. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Smets, F y Wouters, R (2003). An estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), pp. 1,123-75.
- Vindas, A. (2014) Ajustes de precio en Costa Rica: una primera valoración usando datos microeconómicos. *Ciencias Económicas*, 32(2). Universidad de Costa Rica.

7 Anexos

7.1 Cuadros

Cuadro 12
Costa Rica: Indicadores de precios al consumidor

Nombre del índice	Área de cobertura	Cant. artículos	Base matemática	Periodicidad	Período vigencia		Responsable del cálculo
Índice de(l) costo de la vida en San José	San José	nd	1936=100	anual	1936	1945	Banco Nacional de Costa Rica
Índice de(l) costo de la vida	San José	nd	1936=100	mensual	Ene 1946	Dic 1952	Banco Nacional de Costa Rica
Índice de precios para el consumidor medio y obrero de San José	San José (ciudad de San José y sus alrededores)	144	Febrero a Diciembre 1952=100	mensual	Feb 1952	Jun 1965 ó Jul 1966 *	Dirección General de Estadística y Censos, Departamento de Estadísticas Sociales, Sección Índices de precios
Índices de precios para el consumidor agrícola de las zonas rurales	Zonas rurales de la Meseta (Valle) Central, Golfito, Quepos y Limón	101	Abril 1956 a Marzo 1957=100	mensual	Oct 1957	Dic 1972	Dirección General de Estadística y Censos, Departamento de Estadísticas Sociales, Sección Índices de precios
Índice de precios para el consumidor de ingresos medio(s) y bajo(s) del Área Metropolitana.	Área Metropolitana	153	1964=100	mensual	Ene 1965	Jun 1976	Dirección General de Estadística y Censos, Departamento de Estadísticas Sociales, Sección Índices de precios
Índice de precios al consumidor de ingresos medios y bajos del Área Metropolitana.	Área Metropolitana	158	1975=100	mensual	Ene 1976	Ene 1995	Dirección General de Estadística y Censos, Departamento de Estadísticas Sociales, Sección Índices de precios
Índice de precios al consumidor	Región Central	264	Enero 1995=100	mensual	Ene 1995	Jul 2006	Instituto Nacional de Estadística y Censos
Índice de precios al consumidor	GAM urbana	292	Julio 2006=100	mensual	Jul 2006	Jun 2015	Instituto Nacional de Estadística y Censos
Índice de precios al consumidor	Nacional urbana	315	Junio 2015=100	mensual	Jun 2015	a la fecha	Instituto Nacional de Estadística y Censos

* No fue posible verificar el período de vigencia de este índice.

Fuente: Banco Central de Costa Rica, Área de Números Índices.

Cuadro 13
Número de observaciones por grupo del IPC y por año

Grupos	2006 ^a	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Total
Alimentos y bebidas no alcohólicas	24 501	73 305	74 882	69 561	70 091	71 407	71 370	73 179	528 296
Bebidas alcohólicas y cigarrillos	633	1 872	1 923	1 749	2 012	2 058	1 996	2 007	14 250
Comidas y bebidas fuera del hogar	928	2 865	2 916	2 841	3 052	3 183	3 194	3 136	22 115
Prendas de vestir y calzado	2 709	7 734	7 519	6 734	7 843	8 635	9 036	9 331	59 541
Alquiler y servicios de la vivienda	400	1 278	1 294	1 282	1 374	1 433	1 525	1 465	10 051
Artículos para vivienda y servicio doméstico	4 100	12 710	12 629	11 248	11 514	11 437	11 346	11 386	86 370
Salud	1 954	5 851	5 802	5 604	5 847	5 908	5 775	6 017	42 758
Transporte	523	1 493	1 449	1 897	2 253	2 400	2 529	2 545	15 089
Comunicación	59	200	183	211	200	241	192	210	1 496
Entretenimiento y cultura	1 147	3 770	3 830	3 506	3 644	3 928	4 124	4 127	28 076
Educación	1 156	3 312	3 156	2 813	3 395	3 502	3 582	3 589	24 505
Bienes y servicios diversos	2 539	7 902	7 703	7 032	7 411	7 698	7 495	7 438	55 218
Total	40 649	122 292	123 286	114 478	118 636	121 830	122 164	124 430	887 765

^a Comprende información para los último cinco meses del año

Fuente: Elaboración propia con base en información provista por el INEC.

Cuadro 14
Número de observaciones según diferentes clasificaciones

Año	Total	Bienes	Servicios	Transables	No transables	Regulados	No regulados
2006	40 649	36 980	3 669	19 566	21 083	364	40 285
2007	122 292	110 994	11 298	58 795	63 497	1 105	121 187
2008	123 286	112 090	11 196	59 131	64 155	1 076	122 210
2009	114 478	103 304	11 174	54 078	60 400	1 106	113 372
2010	118 636	106 427	12 209	57 402	61 234	1 119	117 517
2011	121 830	109 139	12 691	63 206	58 624	1 121	120 709
2012	122 164	109 416	12 748	63 252	58 912	1 166	120 998
2013	124 430	111 921	12 509	60 743	63 687	1 242	123 188
Total	887 765	800 271	87 494	436 173	451 592	8 299	879 466

Fuente: Elaboración propia con información del INEC.

Cuadro 15
Número de observaciones por mes del año

Mes	Observaciones
Enero	71 623
Febrero	71 613
Marzo	69 735
Abril	68 419
Mayo	69 697
Junio	70 652
Julio	70 575
Agosto	70 948
Septiembre	81 674
Octubre	81 376
Noviembre	80 775
Diciembre	80 678
Total	887 765

Fuente: Elaboración propia con información del INEC.

Cuadro 16
Cambios en precio, estadísticos descriptivos

Periodo	Media	Mediana	Desv. Estándar	Coeficiente de variación
Agosto 2006- diciembre 2013	1,01	0,00	0,12	12,0
Agosto 2006-abril 2009	1,02	0,00	0,13	12,9
Mayo 2009- diciembre 2013	1,01	0,00	0,12	11,4

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 17
Porcentaje de precios que cambia cada mes
Por mes del año, sin reponderar ^a

Mes	Todos los cambios	Aumentos	Disminuciones
Enero	31,8	19,7	12,2
Febrero	33,2	20,6	12,6
Marzo	32,3	18,7	13,6
Abril	31,8	18,1	13,7
Mayo	31,5	17,8	13,7
Junio	31,7	18,6	13,1
Julio	33,0	20,7	12,3
Agosto	32,1	19,6	12,5
Septiembre	31,0	17,7	13,4
Octubre	32,4	20,2	12,1
Noviembre	33,6	21,8	11,8
Diciembre	32,0	20,5	11,5

^a Comprende años completos.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 18
Algunas referencias internacionales de estudios de cambios en precios
Porcentaje de precios que cambia cada mes

País	Periodo	Precios que cambian	Referencia
Reino Unido	1996-2006	19,0	Bunn y Ellis (2011)
	1995-1997	32,5	
México	2000-2002	24,9	Gagnon (2007)
	2003-2004	22,6	
Bélgica	1989-2001	17,0	Aucremanne y Dhyne (2004)
Austria	1996-2003	13,0	Baumgartner et al. (2005)
Estados Unidos	1995-1997	26,1	Citado por Gagnon (2007)
	1995-1997	21,0	Bils y Klenow (2004)

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 19
Porcentaje de precios que cambia cada mes
Por grupo, sin reponderar

	Antes de mayo 2009			Después de mayo 2009		
	Todos los cambios	Aumentos	Disminuciones	Todos los cambios	Aumentos	Disminuciones
Alimentos y bebidas no alcohólicas	47,01	30,42	16,59	38,32	21,22	17,10
Bebidas alcohólicas y cigarrillos	32,16	24,09	8,08	24,91	16,44	8,48
Comidas y bebidas fuera del hogar	15,69	14,64	1,05	7,58	6,84	0,74
Prendas de vestir y calzado	7,29	5,88	1,41	2,99	2,27	0,72
Alquiler y servicios de la vivienda	44,12	30,92	13,20	35,09	21,26	13,83
Artículos para vivienda y servicio doméstico	32,42	22,53	9,89	22,68	13,22	9,46
Salud	20,71	15,28	5,43	14,82	10,12	4,70
Transporte	26,19	19,00	7,19	42,05	21,48	20,56
Comunicación	25,15	11,99	13,15	26,05	8,48	17,57
Entretenimiento y cultura	32,41	21,18	11,23	22,23	11,50	10,73
Educación	10,23	8,99	1,24	5,11	4,12	0,99
Bienes y servicios diversos	25,69	18,45	7,23	15,61	9,68	5,93
Bienes	40,02	26,39	13,63	31,02	17,44	13,57
Servicios	15,42	12,76	2,66	15,02	9,48	5,54
Regulados	56,16	35,35	20,80	43,61	25,02	18,59
No regulados	37,60	25,05	12,55	29,24	16,55	12,69
Transables	31,86	21,64	10,22	23,59	13,56	10,03
No transables	43,20	28,36	14,83	34,77	19,49	15,28

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 20
Prueba de Wilcoxon (Breslow)
para igualdad de funciones de supervivencia

Periodo	Eventos		Suma de rangos
	Observados	Esperados	
Antes de mayo 2009	50 836	51 391,1	-33826974
Después de mayo 2009	63 977	63 421,9	33826974
Total	114 813	114 813,0	0

Chi ² (1)	9,75
Prob>Chi ²	0,0018

La prueba de Wilcoxon es una prueba no paramétrica diseñada para comparar dos muestras relacionadas que no necesariamente tienen una distribución normal.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 21
Prueba de igualdad del efecto del nivel de inflación sobre la magnitud
de los cambios en precio entre periodos

A. Con base en regresión para el periodo de alta inflación: *se rechaza la hipótesis nula*

Prueba de Wald:

Prueba	Valor	gl	Prob.
Estadístico			
-t	-7,040309	30	0,0000
Estadístico			
-F	49,56595	(1, 30)	0,0000
Chi-cuadrado	49,56595	1	0,0000

Hipótesis nula: $C(2)=0,283743$

Resumen hipótesis nula:

Restricción	Valor	Err.Est.
Normalizada(= 0)		
-0,283743 + C(2)	-0,064616	0,009178

Restricciones lineales en coeficientes.

B. Con base en regresión para el periodo de baja inflación: *se rechaza la hipótesis nula*.

Prueba de Wald:

Prueba	Valor	gl	Prob.
Estadístico			
-t	10,70723	54	0,0000
Estadístico			
-F	114,6448	(1, 54)	0,0000
Chi-cuadrac	114,6448	1	0,0000

Hipótesis nula: $C(2)=0.2191274041500125$

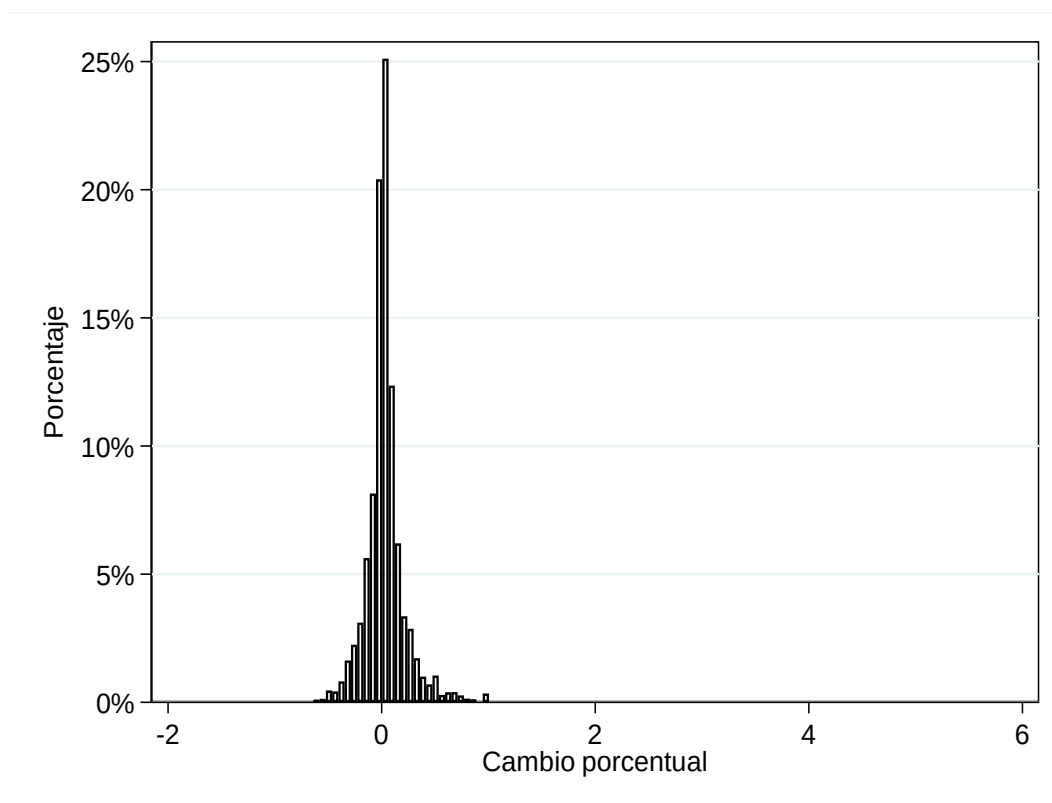
Resumen hipótesis nula:

Restricción	Valor	Err.Est.
Normalizada(= 0)		
-0,219127 + C(2)	0,064615	0,006035

Restricciones lineales en coeficientes.

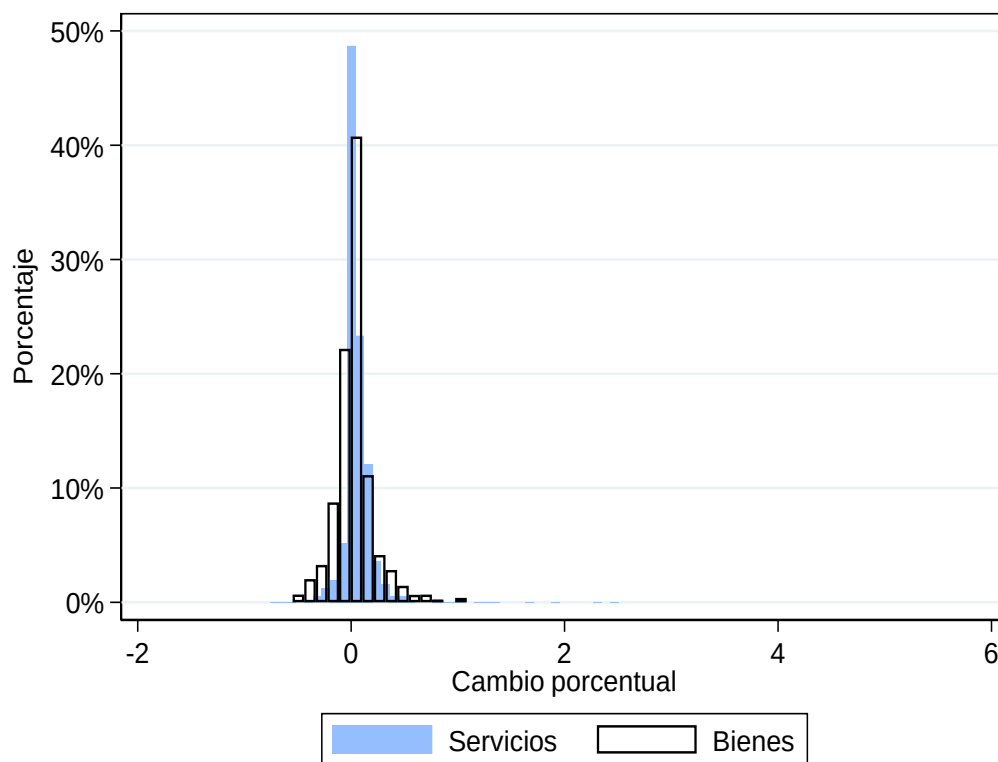
7.2 Gráficos

Gráfico 15
Distribución de los cambios en precios según su magnitud
2006-2013



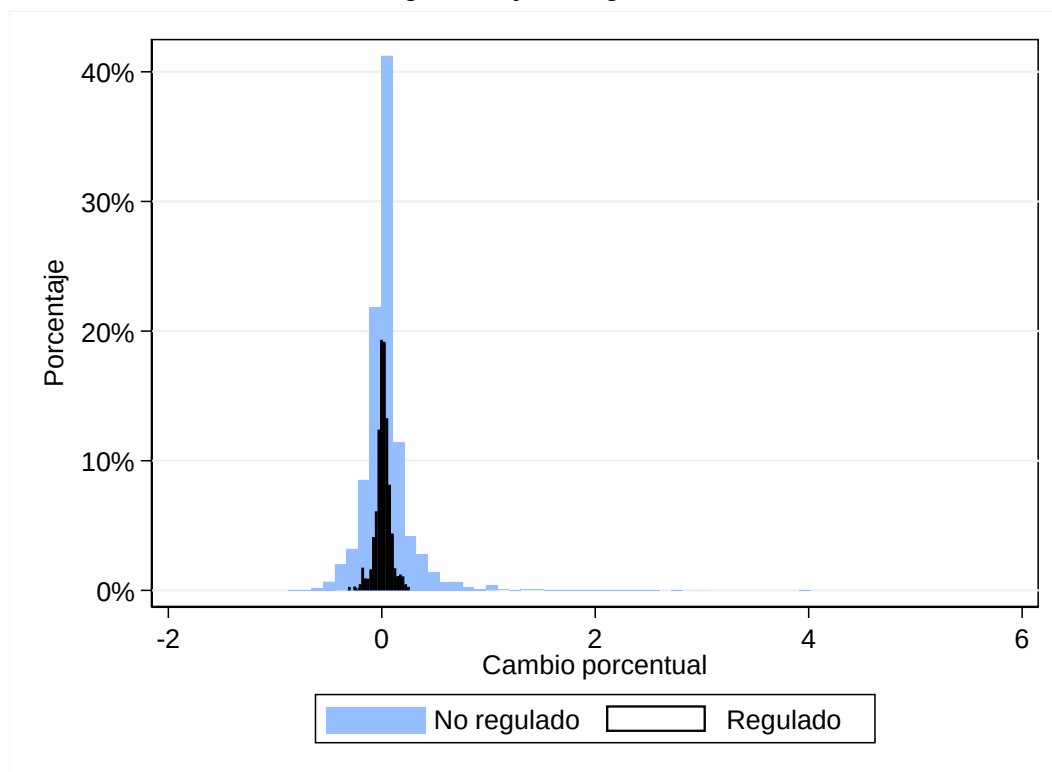
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 16
Distribución de los cambios en precios según su magnitud
Bienes y servicios



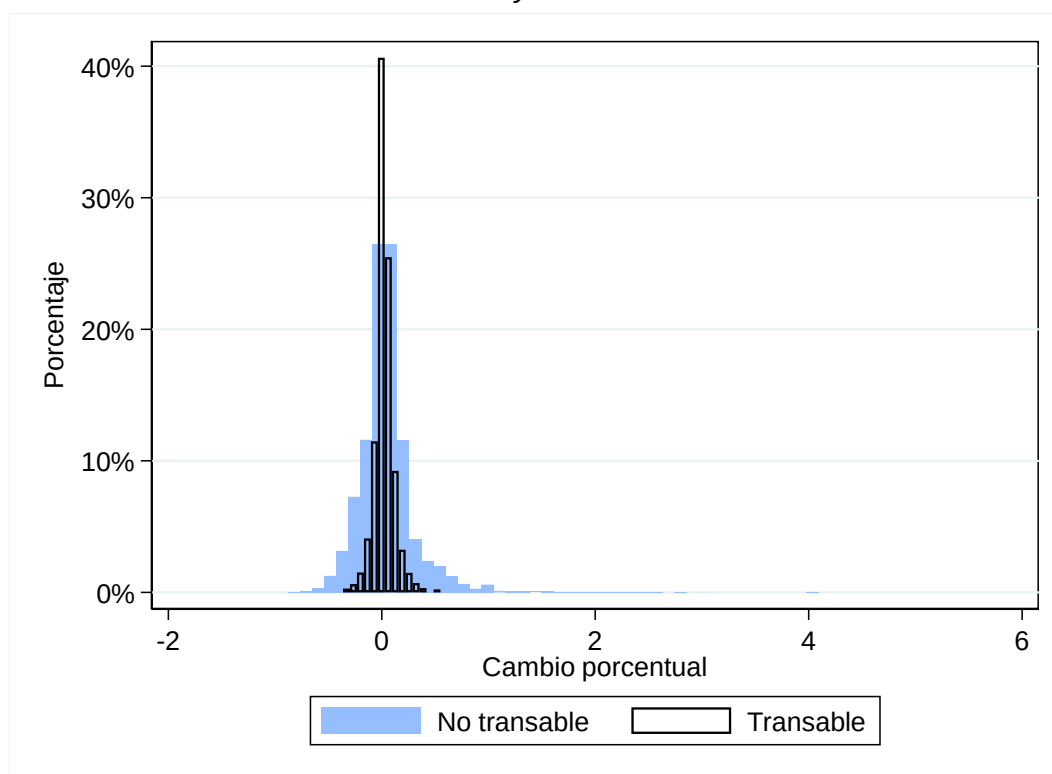
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 17
Distribución de los cambios en precios según su magnitud
Regulados y no regulados



Fuente: Elaboración propia.

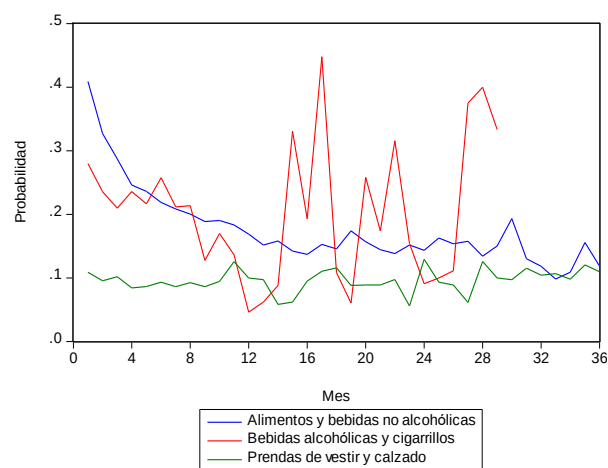
Gráfico 18
Distribución de los cambios en precios según su magnitud
Transables y no transables



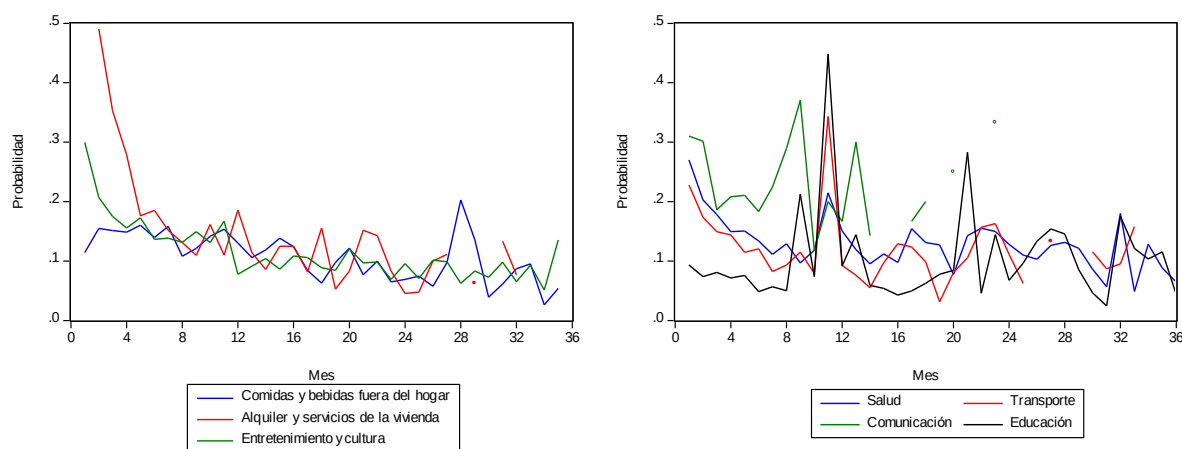
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 19
Tasa de riesgo instantáneo
Para grupos del IPC seleccionados

a. Bienes

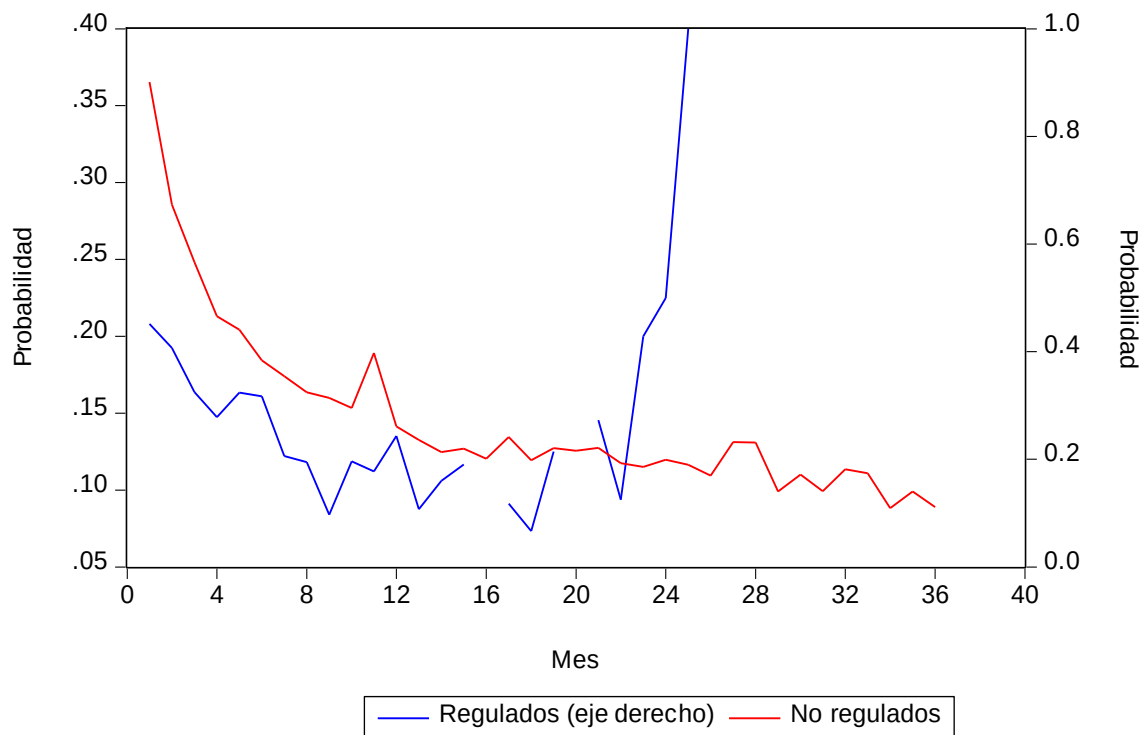


b. Servicios



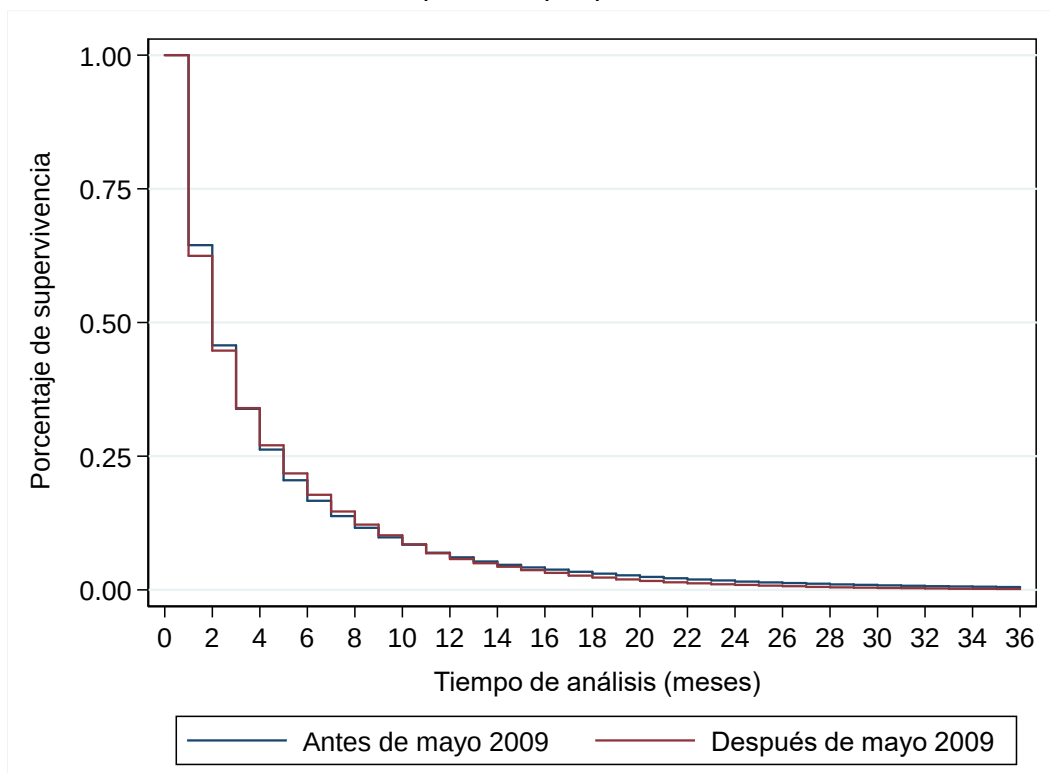
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 20
Tasa de riesgo instantáneo
Regulados y no regulados



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 21
Función de supervivencia de cambios en precios
Comparación por periodos



Fuente: Elaboración propia.