

Ensayos sobre POLÍTICA ECONÓMICA



HETEROGENEIDAD OBSERVADA Y NO OBSERVADA EN LA FORMACIÓN DE LOS PRECIOS DEL IPC COLOMBIANO

JUAN MANUEL JULIO

ENSAYOS SOBRE POLÍTICA ECONÓMICA,
VOL. 28, NÚM. 63
EDICIÓN DICIEMBRE 2010
PP. 66-99

Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos Sobre Política Económica (*ESPE*). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de *ESPE*. El(los) autor(es) del documento puede(n) además poner en su propio website una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de *ESPE*. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa de su Editor de *ESPE*.

HETERogeneidade OBSERVADA E NÃO OBSERVADA NA FORMAÇÃO DOS PREÇOS DO IPC COLOMBIANO

JUAN MANUEL JULIO*

* O autor trabalha como pesquisador principal na Unidade de Pesquisas do Banco da República da Colômbia e como professor associado do Departamento de Estatística da Universidad Nacional de Colombia. O autor agradece os comentários que Édgar Caicedo fez a uma versão anterior deste trabalho e a inestimável colaboração de Eduardo Freire, diretor técnico do Departamento Administrativo Nacional de Estatística, DANE. Agradece também a Héctor Zárate. No entanto, as conclusões e opiniões assim como qualquer erro que contenha este documento são responsabilidade exclusiva do autor e não comprometem o Banco da República da Colômbia ou sua Junta Directiva.

Correio electrónico:
jjulioro@banrep.gov.co

Documento Recebido no dia Maio 10, 2010.; versão final aceita no dia Agosto 25, 2010.

Este trabalho caracteriza as regras dos preços dos varejistas colombianos através de funções de *hazard* e enfatiza a redução do viés derivado da heterogeneidade observada e não observada nestas funções. O efeito da heterogeneidade observada é reduzido através da estimação de *hazard* em níveis muito desagregados, através da classificação por classes, através da inclusão de variáveis de estado e sua estimação por separado para incrementos e diminuições. O efeito da heterogeneidade não observada é reduzido a través da introdução de um termo de efeitos aleatórios conhecido com fragilidade, *fragility*, que permite aos varejistas da mesma classe social ter períodos de preços mais curtos que outros. A base de dados contém 12'052.970 relatórios de preços e abrange um período de tempo com inflação decrescente e outro com inflação crescente, o que faz com que seja ideal para estudar a presença de custos de menu (menu costs).

Classificação JEL: E31, E52, E58.

Palavras Chave: Fixação de Preços, Rigidez de Preços, Modelos de Duração, Função de *Hazard*.

OBSERVED AND UNOBSERVED HETEROGENEITY IN THE PRICE SETTING BEHAVIOR OF COLOMBIAN CONSUMER PRICES

JUAN MANUEL JULIO*

* The author works as a Researcher at the Department of Macroeconomic Models of the Banco de la República de Colombia and as an Associate Professor at the Department of Statistics, Universidad Nacional de Colombia.

The pricing rules of colombian retailers of goods and services are characterized through *hazard* functions. Special attention is given to reducing the bias arising from observed and unobserved heterogeneity on these functions. The effect of observed heterogeneity is reduced by estimating the *hazard* at the highest disaggregation, through stratified estimation, by including state variables as regresores, and by estimating separate *hazards* for price increases and reductions. The effect of unobserved heterogeneity is reduced by adding a random effects term known as frailty, which permits two retailers from the same strata to have different price spell durations. The database under analysis contains 12'052.970 price records and covers a time span in which the CPI inflation decreases and then increases, which makes it ideal to study the presence of menu costs.

JEL Classification: E31, E52, E58.

Keywords: price setting behavior, price stickiness, duration models, *hazard* function.

The author acknowledges Édgar Caicedo, from Banco de la República de Colombia, for his comments to an earlier version of this paper and the invaluable collaboration of Eduardo Freire, Technical Director of the Colombian Statistics Bureau, DANE. The author is also grateful to Héctor Zárate, from Banco de la República de Colombia, for providing the dataset under analysis. However, the conclusions and opinions, and any errors contained herein, are the sole responsibility of the author and do not necessarily represent the views of the Banco de la República or its Board of Directors .

E-mail: jjulioro@banrep.gov.co

Document received: 10 May 2010; final version accepted: 25 August 2010.

HETERogeneidad OBSERVADA Y NO OBSERVADA EN LA FORMACIÓN DE LOS PRECIOS DEL IPC COLOMBIANO

JUAN MANUEL JULIO*

* El autor trabaja como investigador en el Departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República de Colombia y como profesor asociado del Departamento de Estadística de la Universidad Nacional de Colombia.

El autor agradece los comentarios de Édgar Caicedo a una versión anterior de este trabajo y la invaluable colaboración de Eduardo Freire, director técnico del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE. También agradece a Héctor Zárate, del Banco de la República de Colombia, por proveer la base de datos que fue sometida a análisis. Sin embargo, las conclusiones y opiniones contenidas en este documento, y cualquier error que éste contenga, son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República de Colombia o a su Junta Directiva.

Correo electrónico:
jjulioro@banrep.gov.co
Documento recibido
el 10 de mayo de 2010;
versión final aceptada el
25 de agosto de 2010.

En este trabajo se caracterizan las reglas de precios de los minoristas colombianos a través de funciones de *hazard*. Se enfatiza la reducción del sesgo derivado de la heterogeneidad observada como no observada en dichas funciones. El efecto de la heterogeneidad observada se reduce al estimar la *hazard* a niveles muy desagregados, a través de la estratificación, al incluir variables de estado y al estimar estas separadamente para incrementos y disminuciones. El efecto de la heterogeneidad no observada se reduce al introducir un término de efectos aleatorios denominado fragilidad, *frailty*, que permite a minoristas del mismo estrato tener rachas de precios más cortas que otros. La base de datos contiene 12'052.970 reportes de precios y cubre un periodo de tiempo con inflación decreciente y otro con inflación creciente, la cual la hace ideal para estudiar la presencia de costos de menú.

Clasificación JEL: E31, E52, E58.

Palabras clave: fijación de precios, rigideces de precios, modelos de duración, función *hazard*.

I. INTRODUCCIÓN

Los modelos para el análisis e implementación de la política monetaria se clasifican como aquellos que se basan en contratos asíncronos, “staggered contract models”, y los que no. La diferencia entre ellos radica en que los modelos de contratos asíncronos enfatizan en el papel de la formación de los precios y los salarios en el análisis y diseño de la política monetaria. Los modelos de contratos sincronizados, en cambio, enfatizan en la persistencia del efecto de la política monetaria sobre la inflación y los salarios, dejando de lado algunos elementos de la microfundamentación de los precios. Al respecto, véase Taylor (1999), por ejemplo.

A pesar de las ventajas de los modelos de contratos asíncronos, su utilización para el análisis y diseño de la política monetaria en bancos centrales es limitada debido a la falta de persistencia en el efecto de las innovaciones monetarias sobre la inflación y los salarios. Para solucionar este problema, los modelos de contratos sincronizados utilizan reglas de fijación de precios con indexación a la inflación pasada; véase Taylor (1999); Fuhrer y Moore (1995); Eichengreen y Fisher (2003), por ejemplo.

Más precisamente, los modelos de contratos asíncronos reproducen adecuadamente los siguientes hechos estilizados de los precios de las economías de mercado. Primero, los precios tienen movimientos escalonados. Segundo, la sincronización de los cambios de los precios es baja. Tercero, la heterogeneidad en la fijación de los precios entre y dentro de distintas variedades de bienes y servicios es alta; véase, por ejemplo, Taylor (1999) y Golosov y Lucas (2003).

Por el contrario, los modelos de contratos sincronizados no reproducen estas características de los precios. Bajo una inflación positiva, si el 30% de las firmas (escogidas al azar en cada período) indexan sus precios a la inflación del período anterior y el 70% restante cambia sus precios al nivel que aclara los mercados (Market Clearing Price), los cambios de los precios presentarán una alta sincronización, los precios no mostrarán el comportamiento escalonado estilizado y la heterogeneidad en la manera como las firmas fijan sus precios será muy baja.

Estudios recientes hacen énfasis en la trascendencia de la heterogeneidad en la formación de los precios a la hora de explicar el efecto real de la política monetaria. En su trabajo galardonado con el premio Arrow de macroeconomía, Carvalho (2006) encuentra que el problema de la falta de persistencia del efecto real de la política monetaria en modelos de contratos escalonados podría solucionarse al introducir heterogeneidad en la rigidez de los precios. De igual forma, Carvalho y Schwartzman (2008) muestran que, para choques empíricamente plausibles, el efecto real de los choques monetarios se puede caracterizar a través de los tres primeros momentos de la distribución de las rigideces de los precios. Adicionalmente, Carvalho y Nechoio (2008) señalan la importancia de introducir la heterogeneidad de las rigideces de precios para reproducir el efecto persistente de los choques monetarios sobre la tasa de cambio real.

En modelos de contratos asíncronos la heterogeneidad de las rigideces de precios se puede especificar a través de la función *hazard*. La *hazard* es la probabilidad instantánea de un cambio de precio, condicional al tiempo transcurrido desde el último cambio de precio. Por esta razón, tanto el trabajo de Carvalho y Schwartzman (2008) como el de Carvalho y Nechoio (2008) se basan en formulaciones generales de la función *hazard* para modelar la heterogeneidad de las reglas de precios¹.

Las reglas de precios se clasifican, globalmente, como dependientes del tiempo o dependientes del estado. En reglas dependientes del tiempo la duración de los precios sigue un proceso estocástico o determinístico exógeno al ambiente económico que enfrenta la firma. Por ejemplo, en un contrato de Taylor de duración T , la función

¹ Si la duración de los precios tiene función de densidad $f_D(d)$, la función de sobrevida de los precios es la probabilidad de que éstos permanezcan constantes más de k períodos de tiempo, $S_D(k) = P[D > k] = 1 - F_D(k)$, y la función *hazard* es la probabilidad de que el precio cambie en un período infinitesimal de tiempo después de k , dado que ha permanecido constante hasta el período k , $h_D(k) = \frac{f_D(k)}{S_D(k)}$.

hazard es distinta de cero para todo $k = nT$; $n = 1, 2, 3, \dots$ y cero en cualquier otro plazo. En la regla de Calvo (1983) la función *hazard* es constante igual a $1 - \theta$ en todos los plazos. En una regla de Calvo truncada en el plazo T , la función *hazard* es $1 - \theta$ en todos los plazos hasta T donde se incrementa a la unidad y es cero luego de este plazo.

En reglas dependientes del estado la duración de los precios depende del ambiente económico que enfrenta la firma. Bajo costos de menú, por ejemplo, la duración de los precios depende de la inflación sectorial; en consecuencia, la *hazard* se incrementa con ésta. Al respecto, véanse Taylor (1980); Calvo (1983); y Golosov y Lucas (2003).

La principal diferencia entre los precios del productor y los precios al consumidor es que en los primeros el cliente no es anónimo y, dependiendo del tamaño de su negocio, puede resistirse a los incrementos de precios o puede negociar contratos explícitos o implícitos sobre la duración de los precios. En precios al consumidor, por el contrario, el cliente es anónimo y, en consecuencia, es tomador de precio, lo cual elimina la posibilidad de tener contratos explícitos o implícitos para la duración de los precios al consumidor, excepto para servicios que típicamente requieren este tipo de contratos.

Este trabajo caracteriza las reglas de precios de los minoristas colombianos de bienes y servicios a través de la función *hazard*. Para realizar este trabajo se cuenta con una base de datos que contiene 12.052.970 reportes mensuales de precios de todas las variedades de bienes y servicios considerados en el cálculo del IPC colombiano desde marzo de 1999 hasta mayo de 2008.

Una característica que hace especial a esta base de datos, en comparación con las de trabajos similares de otros países, es que contiene un período de inflación decreciente (marzo de 1999 a junio de 2006) y otro de inflación creciente (junio de 2006 a mayo de 2008), los cuales proveen suficiente variación muestral para estudiar la presencia de costos de cambios de precios, particularmente costos de menú.

Dado que es ampliamente reconocido que las estimaciones de las funciones *hazard* son sensibles a la heterogeneidad en las duraciones, en este trabajo se hace énfasis especial en modelar adecuadamente su efecto. La heterogeneidad de las duraciones sesga la *hazard* estimada y el efecto de variables de estado sobre ésta. Véase, por ejemplo, Heckman y Singer (1984) y Meeker y Escobar (1998).

La heterogeneidad de las duraciones en los precios del IPC se descompone como heterogeneidad observada y no observada. La heterogeneidad observada se relaciona con eventos identificables en los datos, como las diferencias de comportamiento de las duraciones entre (1) distintas variedades de bienes y servicios; (2) diferentes tipos de minoristas; (3) distintos períodos de tiempo, debido al estado cambiante de la economía; y (4) incrementos y disminuciones de precios. La heterogeneidad no observada se refiere a diferencias en el comportamiento de las duraciones producidas por factores no observados como las características propias de la oferta o demanda de cada minorista y, en nuestro caso particular, la marca o calidad de la variedad específica del bien o servicio.

El efecto de la heterogeneidad observada se reduce, de manera correspondiente, estimando la *hazard* (1) a niveles muy desagregados como la variedad del bien o servicio; (2) estratificando o estimando la *hazard* de acuerdo con el tipo de minorista; (3) incluyendo el efecto de variables de estado como la inflación, la devaluación y la brecha de PIB; y (4) estimando la *hazard* para incrementos y disminuciones de precios. La heterogeneidad no observada se modela a través de un factor de efectos aleatorios denominado fragilidad, “*frailty*”, que permite a ciertos minoristas tener rachas de precios más cortas que otros del mismo tipo. En total, se estiman más de 4.500 modelos de duración para este trabajo. Los coeficientes estimados de estos modelos de duración son la materia prima para los resultados.

Las siguientes secciones del artículo están organizadas de la siguiente manera: en la sección 2 se detalla la base de datos y se puntualizan algunas definiciones preliminares para el análisis. En la sección 3 se describe la estrategia econométrica para la estimación de las diferentes funciones de *hazard*. En la sección 4 se resumen los resultados y en la 5 el lector encontrará las conclusiones del trabajo.

II. DEFINICIONES Y BASE DE DATOS

El IPC colombiano se compone de 176 gastos básicos, es decir, las canastas mínimas de bienes o servicios para las cuales el IPC es estadísticamente representativo a nivel de cada ciudad y grupo de gasto. El grupo de gasto es un indicador del nivel de ingresos de los hogares. Cada gasto básico contiene, en promedio, 3 a 4 variedades; una variedad es un bien o servicio claramente definido, para el primero, por su cantidad, envase, contenido, presentación, etc., y por la cantidad de insumos, la forma de

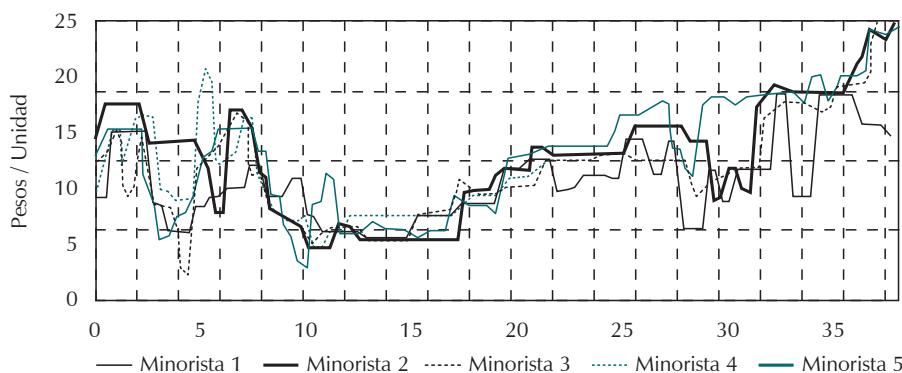
prestación, el tipo de instrumentos y equipos y el sitio de prestación, etc., para el segundo. Sin embargo, la variedad no identifica la marca o calidad del bien o servicio. Por ejemplo, el gasto básico arroz se compone de tres variedades, Arroz-para-sopa, arroz para seco y arroz integral. La variedad arroz para seco, a su vez, se compone de diversas marcas y calidades no identificadas en la base datos.

Una *secuencia de precios* es una sucesión interrumpida de reportes de precios de una variedad que tiene una marca específica (no observada) ofrecida por un minorista particular en una ciudad determinada. Cada secuencia de precios se compone de rachas sucesivas de precios, que son reportes ininterrumpidos de precios constantes. La longitud de cada racha se denomina duración de los precios.

El Gráfico 1 muestra cinco secuencias de precios de una variedad de detergente para ropa reportados por sendos informantes de una ciudad colombiana.

Gráfico 1

Secuencias de precios de una variable de detergente distribuido por cinco minoristas del mismo tipo en una ciudad colombiana



En este gráfico se puede observar el efecto que genera el tipo de minorista; se observa, además, para distintos períodos de tiempo. El primer minorista mantiene el precio del detergente constante por períodos cortos de tiempo, a lo sumo seis meses, mientras que el segundo lo mantiene constante hasta por 16 meses. Esto es consistente con el hecho de que el primer minorista sea un hipermercado y el segundo sea un supermercado, lo cual revela la heterogeneidad observada entre las duraciones de diferentes tipos de minoristas.

La heterogeneidad observada dentro de cada secuencia se debe a la dependencia de las duraciones al estado cambiante de la economía en que opera el minorista. Esto es claro en el Gráfico 1 para el período julio del 2001 a julio del 2003, cuando las rachas presentan duraciones extendidas en comparación con otros períodos. Esta heterogeneidad parece tener relación con factores de estado como la inflación, el crecimiento de la economía y la tasa de devaluación, variables de estado consideradas en el presente trabajo.

En este gráfico también se puede observar que la primera racha de precios del primer minorista consiste de dos reportes de 2.083,6 pesos colombianos por unidad de detergente; la segunda consiste de seis reportes consecutivos de 2.465,0 pesos; la tercera de dos reportes de 2.052,5 pesos, la cuarta de cuatro reportes de 1.882,5 pesos, y así sucesivamente. De esta forma, la duración de la primera racha de precios es de dos meses, la de la segunda es de seis meses y las de la tercera y cuarta sonde dos y cuatro respectivamente.

Sin embargo, es ampliamente reconocido que la primera y última racha están truncadas, ya que no se conoce el inicio de la primera ni el final de la última. Por esta razón, se elimina la primera racha de cada secuencia y se modela el truncamiento de la última, la cual se reconoce como censurada, en el lenguaje de modelos de duración.

La segunda racha del primer minorista inicia en el segundo período de observación de la muestra y termina en el séptimo; la tercera inicia en el octavo y termina en el noveno; la siguiente inicia en el 10 y termina en el 13, etc. La última racha del primer minorista inicia en el período 110 y termina en el 114 y es la única censurada en esta secuencia. La anterior descripción enfatiza el hecho de que éste no es un problema ordinario de modelos de duración, sino uno de *eventos recurrentes* o de *rachas múltiples* en cada secuencia.

Otro elemento que se debe tener en cuenta es la heterogeneidad observada en la decisión de reducir o incrementar precios. Para el IPC colombiano, Julio *et al.* (2009) encontraron ligeras rigideces nominales a la baja, las cuales apuntan a la existencia de este tipo de comportamientos diferenciados. De la misma manera, Misas *et al.* (2009) reportan comportamientos diferenciados a nivel de las firmas en Colombia. Este tipo de análisis se denomina de *riesgos competitivos* en la literatura de modelos de duración.

III. ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

De la discusión de la sección anterior concluimos que la muestra se compone de: (1) múltiples rachas de precios en cada secuencia; (2) heterogeneidad observada entre secuencias debido a comportamientos diferenciados de los distintos tipos de minoristas; (3) heterogeneidad observada dentro de cada secuencia debida a cambios en las variables de estado; (4) heterogeneidad observada debido a comportamientos diferenciados en la decisión de reducir o incrementar precios, o riesgos competitivos; y (5) heterogeneidad no observada entre las duraciones de diferentes secuencias de precios de la misma variedad debida a condiciones particulares de la oferta o demanda de los minoristas y, en este caso particular, a diferencias (no observadas) entre marcas o calidades del bien o servicio de la misma variedad.

A. MODELO DE HAZARD PROPORCIONALES DE COX

En este trabajo se utiliza el modelo de Cox, una estrategia semiparamétrica que no impone supuestos sobre la distribución de las duraciones pero que es suficientemente flexible para la inclusión de covariables (variables de estado), cuyos valores cambian con el tiempo, términos de fragilidad, estratificación, y se extiende de manera natural al caso de múltiples rachas en cada minorista del estrato; véanse Fougere *et al.* (2005) y Dias y Santos (2005).

Dentro de cada estrato (tipo de minorista) se supone que la función *hazard* de la i -ésima racha de la j -ésima secuencia tiene la siguiente forma:

$$\lambda_{ij}(t) = \lambda_0(t) e^{\mathbf{x}_{ij}^T(t)\boldsymbol{\beta} + Z_j} \quad (1)$$

donde $t > 0$ es el período transcurrido de tiempo desde un cambio de precio, $\lambda_0(t)$ es una función positiva que se conoce como *hazard* de base, la cual es única para todas las rachas de precios del estrato y no depende de las covariables. El factor $\mathbf{x}_{ij}^T(t)\boldsymbol{\beta} = \sum_k \beta_k x_{ijk}(t)$ es una combinación lineal de un vector de parámetros desconocidos $\boldsymbol{\beta}$ y el vector de las covariables $\mathbf{x}_{ij}(t)$, las cuales pueden variar a lo largo del tiempo. Este último factor es el componente sistemático de la *hazard* y determina el efecto de las covariables sobre la probabilidad de un cambio de precio dada la sobrevivencia del precio hasta el período t . Un incremento de una unidad en $x_{ij}(t)$ incrementa la *hazard* en e^{β_k} .

El término final, Z_j , es una variable aleatoria positiva con distribución gamma que representa fragilidad para mantener los precios constantes por períodos extendidos de tiempo. Cuanto más grande es la realización de esta variable, z_j es más alta la probabilidad de cambiar precios, es decir, los precios son más flexibles. Se supone, adicionalmente, que la fragilidad es común a todas las rachas de una secuencia pero es distinta entre secuencias; por ejemplo, véanse Vaida y Xu (2000).

En resumen, las rachas de un mismo estrato comparten la *hazard* de base del estrato. Bajo dependencia del tiempo el componente sistemático $e^{\mathbf{X}_y^T(t)\beta} = e^{\sum_k x_{ijk}\beta_k}$ es igual a uno, lo cual implica que $\beta = \mathbf{0}$. Por el contrario, si $\beta \neq \mathbf{0}$, los cambios en el valor de las covariables afectan la probabilidad de cambiar los precios y, en consecuencia, la duración de los precios depende del estado. Un incremento de una unidad en $x_{ij}(t)$ incrementa la *hazard* en e^{β_k} . Las variables de estado son la inflación del gasto básico, la tasa de devaluación del peso, ambas acumuladas desde el último cambio de precio, y la brecha desestacionalizada del PIB. De esta manera, un incremento de 100 pbs en una variable de estado incrementa la *hazard* en $e^{\beta_k/100} - 1$ por ciento.

Finalmente, en el modelo de Cox descrito anteriormente, el evento que determina la finalización de la racha es el cambio de precio. Si éste se sustituye, por ejemplo, por un incremento o una disminución de precio, se generan dos modelos que permiten determinar asimetrías en la forma como los agentes fijan la duración de sus precios.

Más específicamente, se quiere determinar si inflaciones y devaluaciones acumuladas positivas, así como brechas positivas, incrementan la probabilidad de un aumento del precio, y si inflaciones y devaluaciones acumuladas negativas, así como brechas negativas, incrementan la probabilidad de una reducción de los precios. A este tipo de modelos se les reconoce como de riesgos competitivos.

Una manera simple de estudiar este problema es separar las dos muestras de duraciones de acuerdo con el evento en que terminan y estimar las funciones *hazard* bajo el supuesto de *hazard* independientes. Al respecto, véanse Vaida y Xu (2000) y Dias *et al.* (2005).

IV. RESULTADOS

Con el fin de ilustrar el procedimiento econométrico y la interpretación de los resultados, se estudia en A el caso de la variedad de arroz para seco. Esta exposición facilita la interpretación de los resultados para toda la muestra que se resumen en B.

A. HETEROGENEIDAD OBSERVADA Y NO OBSERVADA EN LOS PRECIOS DEL ARROZ PARA SECO

1. **Modelo simple de duración**

El Gráfico 2 muestra la función *hazard* estimada para las 16.224 duraciones de las correspondientes rachas de precios del arroz para seco. Para esta estimación se hizo caso omiso de la heterogeneidad observada, así como de la no observada, se eliminó la primera racha de precios de cada secuencia y se modeló la censura de la última racha en cada secuencia de precios.

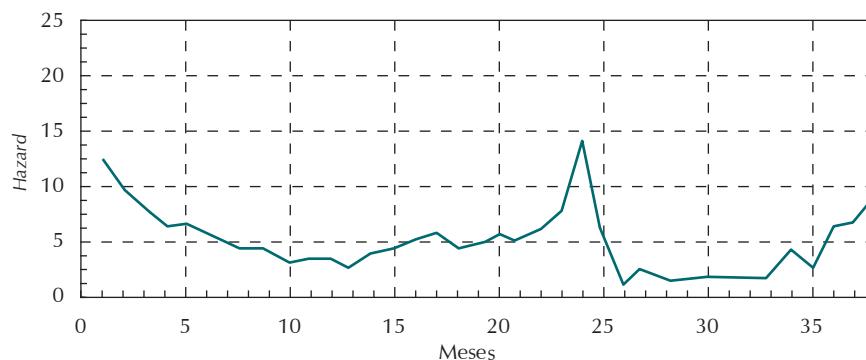
La *hazard* estimada del Gráfico 2 revela que los precios del arroz para seco son flexibles. Luego de un cambio de precio, durante el primer mes el 50% de las rachas cambian de precio. Dado que los precios han durado un mes, durante el segundo mes 40,5% de las rachas restantes cambian de precio, lo cual genera un acumulado de $70,4\% = (50 + (40,5 \cdot 50))\%$ de rachas que cambian de precio antes del segundo mes. Dado que los precios han durado dos meses, durante el tercer mes el 33,0% de las rachas restantes de precios termina, para un acumulado de $80,2\% = (50 + (40,5 \cdot 50) + (33 \cdot 29,6))\%$ de cambios de precios antes del cuarto mes. Al realizar este procedimiento sucesivamente observamos que el 95% de las rachas cambia de precio antes del décimo mes y el 99% antes de dos años.

La *hazard* del Gráfico 2 no es monótona creciente ni decreciente, sino a trozos. Decrece de manera monótona desde el final del primer mes, un 0,50, hasta el final del mes 13, 0,10. Luego crece de manera no monótona hasta un máximo localizado al final del mes 24, 0,57, para luego decrecer y permanecer en un valle, luego de lo cual crece de nuevo produciendo una forma de W.

Es ampliamente reconocido que las funciones *hazard* decrecientes (es decir la probabilidad de que cambien los precios y se reduzcan a lo largo del horizonte) no son sensatas. En datos de duración de precios se espera que ésta sea constante o preferiblemente

creciente cuando no se compone de picos. La forma de W del Gráfico 2 indica la presencia de heterogeneidad en las duraciones de las rachas de precios del arroz para seco.

Gráfico 2
Función estimada Hazard para la variedad Arroz para Seco



2. Modelo de *hazard* proporcionales estratificado

Para eliminar el efecto del tipo de minorista sobre la forma de la *hazard*, se realiza la estimación estratificada de las funciones *hazard* en la que cada estrato es un tipo distinto de minorista.

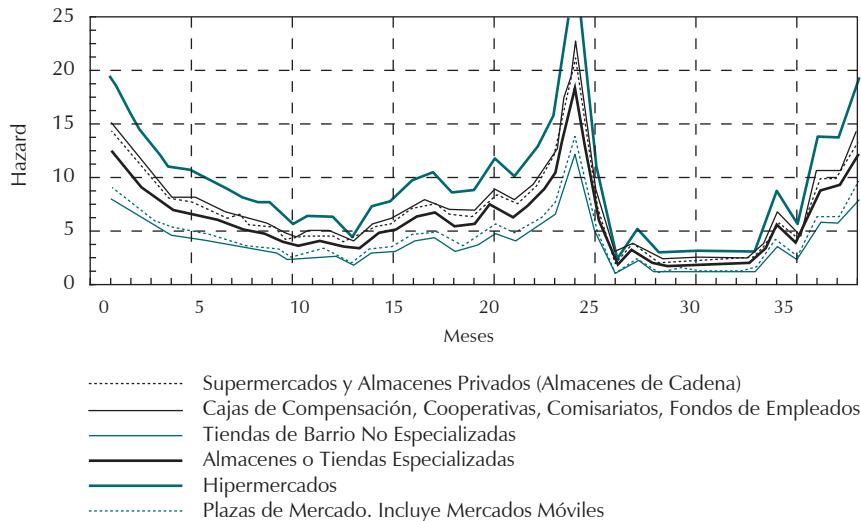
Si se supone que las funciones *hazard* son proporcionales, los regresores de la ecuación (1) son dummies que indican el tipo de minorista al que pertenece la duración. Para evitar la colinealidad se toma como base a las “plazas de mercado y mercados móviles” y en consecuencia su *hazard* es la *hazard* de base. La *hazard* de los demás tipos de minoristas es e^{β_i} veces la *hazard* de base, donde β_i es el coeficiente que acompaña la indicadora del tipo de minorista correspondiente para $i = 1, 2, \dots, m-1$ donde $m = 6$ es el número de distintos minoristas que expenden esta variedad.

El Gráfico 3 muestra las funciones de *hazard* estimadas para los tipos de minoristas que expenden esta variedad. Los precios del arroz para seco son más flexibles en los hipermercados que en las cajas de compensación, y aquéllos son, a su vez, más flexibles que los de los almacenes o tiendas especializadas, y así

sucesivamente hasta los más rígidos, que se encuentran en las tiendas de barrio no especializadas².

Gráfico 3

Función *Hazard* de base estimada para la variable Arroz para Seco para cada tipo de minorista que lo expende



El Cuadro 1 muestra los coeficientes estimados del modelo de *hazard* proporcionales de Cox a partir del cual se obtuvieron las *hazard* de los demás tipos de minoristas del Gráfico 3. Los valores de la tercera columna, “Exp(Coef)”, del Cuadro 1 revelan que la *hazard* de las tiendas de barrio no especializadas es el 89% de la de la *hazard* de las plazas de mercado; la *hazard* de las tiendas tradicionales de barrio no especializadas es 134% de la de la *hazard* de las plazas de mercado; la *hazard* de hipermercados es 209% de la de la *hazard* de las plazas de mercado, entre otros.

El Cuadro 1 evidencia una fuerte heterogeneidad en la rigidez de los precios del arroz para seco entre distintos tipos minoristas. Los precios del arroz para

2 Este resultado se explica a través de la teoría de las rigideces de información. La información para realizar los re-precios llega con cada carga de Arroz al minorista. Los Hipermercados tienen sistemas sofisticados de manejo de inventarios que permiten optimizar los costos de bodega, incrementando las oportunidades de re-precio de este tipo de bienes con mucha frecuencia. Las Tiendas-tradicionales-de-barrio-no-especializadas, a su vez, no tienen estos costos de bodega y entonces la información necesaria para los re-precios llega con una frecuencia más baja a estos distribuidores.

seco en los hipermercados son muy flexibles. Luego de un cambio de precio, $2,09*37,5\% = 77,6\%$ de los precios del arroz para seco cambia durante el primer mes en estos distribuidores. De manera equivalente, sólo 32,9% de los precios del arroz para seco cambia durante el primer mes en las tiendas tradicionales de barrio no especializadas. Para las tiendas especializadas de barrio, para los supermercados y almacenes de cadena y para las cajas de compensación, cooperativas, comisariatos y fondos de empleados este valor es 49,8%, 57,1% y 60,0%, respectivamente, durante el primer mes.

Cuadro 1

Estimación modelo de *Hazard* proporcionales de Cox para las duraciones de los precios Arroz para Seco

Tipo de Minorista	Coef	Exp(Coef)	SE(Coef)	z	Pr(> z)	Lower .95	Upper .95
Supermercados + Almacenes de Cadena	0,43	1,54	0,05	8,15	0,00	1,39	1,71
Cajas Compensación, Cooperativas, Comisariatos, Fondos Empleados	0,48	1,62	0,06	8,50	0,00	1,45	1,81
Tiendas Tradicionales de Barrio no Especializadas	-0,12	0,89	0,06	-2,12	0,03	0,80	0,99
Tiendas Especializadas de Barrio	0,30	1,34	0,07	4,07	0,00	1,17	1,55
Hipermercados	0,74	2,09	0,07	11,11	0,00	1,84	2,38

Las diferencias en las rigideces de precios entre los minoristas del arroz para seco son también significativas. La columna seis muestra el p-valor, “Pr(>|z|)”, de la prueba de igualdad de la *hazard* del minorista correspondiente con la de base. Un p-valor inferior a 0,05 indica que la *hazard* del minorista respectivo difiere significativamente de la de las plazas de mercado, resultado que se obtiene para todos los tipos de minoristas del arroz para seco.

Otra manera de verificar las diferencias en la rigidez de los precios del arroz para seco entre distintos tipos de minoristas es comprobar si se traslanan los intervalos de confianza para de las columnas 7 y 8. Se concluye que el comportamiento de las duraciones de los precios en los hipermercados es distinto al de cualquier otro tipo de minorista.

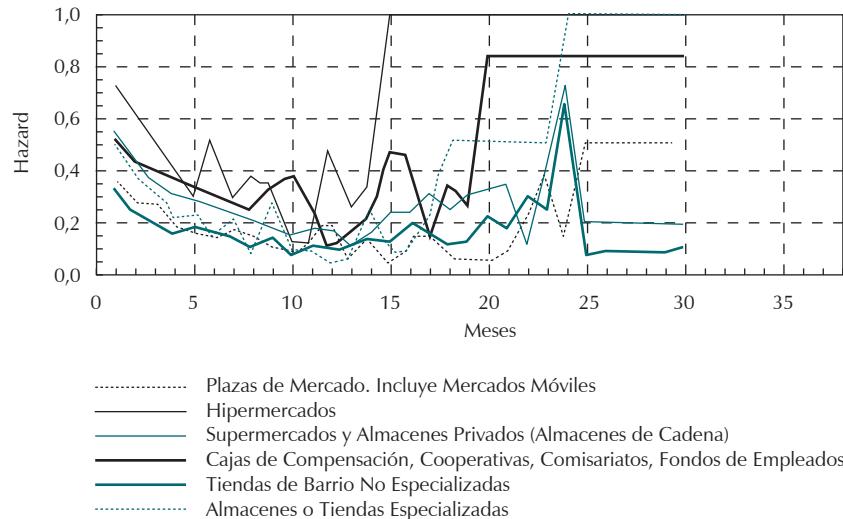
Adicionalmente, la hipótesis de proporcionalidad de las funciones *hazard* de distintos minoristas se rechaza. La prueba de Grambsch y Therneau (1994) para la nula de *hazard* proporcionales tiene una estadística Chi-cuadrado de 17,83 con un p-valor de 0,002, indicando que las *hazard* de distintos tipos de minoristas del arroz para seco se cruzan.

3. Modelo de Cox estratificado

El resultado la prueba de Grambsch y Therneau (1994) indica que las funciones de *hazard* de cada estrato no son proporcionales. En esta estimación cada uno de los estratos tiene su *hazard* propia, no necesariamente proporcional a la de los demás estratos, lo cual corresponde a estimar una *hazard* de base distinta para cada tipo de minorista.

El Gráfico 4 muestra las *hazard* estimadas para cada tipo de minorista de arroz para seco. Las *hazard* de los diferentes minoristas se entrecruzan a distintos plazos y en consecuencia no son proporcionales. Sin embargo, se mantiene el hecho de que los precios del arroz para seco son más flexibles en los hipermercados que en las tiendas de barrio no especializadas, los almacenes y tiendas especializadas y los supermercados y almacenes privados.

Gráfico 4
Funciones *Hazard* estimadas para los diferentes tipos de minoristas de Arroz para Seco



Es importante resaltar que las *hazard* estimadas tienen forma de U, lo cual indica que parte de la heterogeneidad se redujo, pero la debida a otros factores persiste. En la siguiente estimación se modela la posible heterogeneidad observada debido a cambios en el ambiente económico que enfrentan los minoristas del arroz para seco.

4. **Modelo de Cox estratificado con Co-Variable que cambian con el tiempo**

Con el fin de reducir el efecto de la heterogeneidad de las duraciones debida a los cambios en el estado de la economía, se estima un modelo de Cox estratificado con covariables cuyo valor cambia a lo largo del tiempo.

El Cuadro 2 contiene los resultados de la estimación del modelo estratificado de Cox para las duraciones de los precios del arroz para seco donde se incluye el efecto de las covariables que indican el estado de la economía. En esta estimación, los coeficientes que acompañan a las variables de estado son comunes para los diferentes estratos pero las *hazard* de base de distintos tipos de minoristas son diferentes. Las variables de estado son; DEV_ACUM, la devaluación acumulada desde el último cambio del precio, BRECHA_PIBS, la Brecha del PIB real desestacionalizado, e INF_ACUM, la inflación acumulada del gasto básico desde el último cambio del precio. En esta estimación se espera que incrementos en las variables de estado incrementen la probabilidad de un cambio de precios. En consecuencia, se espera que los coeficientes sean positivos.

Cuadro 2

Estimación modelo de *Hazard* proporcionales de Cox para el Arroz para Seco estratificado por tipo de minorista y con Co-Variable

Variable	Coef	SE	z	Pr(> z)	Exp(coef)	lower .95	upper .95
DEV_ACUM	-0,83	0,11	-7,80	0,00	0,44	0,35	0,54
INF_ACUM	-6,29	0,22	-28,04	0,00	0,00	0,00	0,00
BRECHA_PIBS	-3,97	0,42	-9,50	0,00	0,02	0,01	0,04

En el Cuadro 2 se observa que el orden de las magnitudes de los coeficientes es el adecuado pero el signo es contrario al esperado. El efecto más importante es el de la inflación, seguido por el de la brecha del PIB y terminando con la devaluación acumulada. Además, los cambios en las variables de estado afectan significativamente

la *hazard* de los precios del arroz para seco como lo revela la columna 5. Sin embargo, incrementos en las variables de estado reducen la probabilidad condicional de cambio de los precios del arroz.

Los resultados del Cuadro 2 son insensatos y apuntan a la existencia de otras fuentes de heterogeneidad. Para explicarlos contamos con dos tipos de heterogeneidad, la heterogeneidad debida a comportamientos diferenciados de la duración hasta un incremento o hasta una disminución del precio y la heterogeneidad no observada.

5. Heterogeneidad no observada y riesgos competitivos

En esta sección se modela simultáneamente la heterogeneidad no observada, “*frailty*”, y las diferencias en el comportamiento de las duraciones hasta un incremento o una reducción de los precios. La principal fuente de heterogeneidad no observada en nuestros datos surge de la no identificación de la marca o calidad del bien o servicio dentro de cada variedad. En el caso del arroz para seco la muestra contiene arroces de diferentes marcas y calidades que pueden afectar el comportamiento de las duraciones y por ende sesgar las estimaciones. Así mismo, estudios previos sugieren que en la decisión de incrementar o reducir los precios los minoristas tienen en cuenta diferente información y, en consecuencia, el comportamiento de las duraciones hasta una disminución es diferente al de las duraciones hasta un incremento de precios. Para resultados del IPC colombiano véase Julio et al (2009); véase Misas *et al.* (2009) para resultados a nivel de firmas colombianas.

Para ilustrar el efecto de estos dos tipos de heterogeneidad se realiza la estimación de la *hazard* para incrementos y, de manera separada, para las disminuciones de precios del arroz para seco en los supermercados y almacenes privados.

El Cuadro 3 contiene los resultados de la estimación de un modelo de Cox con covariables que varían en el tiempo, con un término de fragilidad, “*frailty*”, para las duraciones de los supermercados y almacenes privados, para las duraciones de las rachas de precios que terminan en incrementos y para las que terminan en disminuciones.

El efecto de la heterogeneidad no observada, fragilidad, no sólo es significativo, sino cuantitativamente importante. El p-valor del término de fragilidad es prácticamente cero, lo cual indica que el efecto de la heterogeneidad no observada es muy significativo.

En general los signos de los efectos de las variables de estado son los esperados. Un incremento de 100 pbs en la inflación acumulada incrementa la *hazard* de un aumento del precio en $6,5\% = (e^{6,29/100} - 1) \%$. Una disminución de 100 pbs en la inflación acumulada incrementa la *hazard* de la reducción del precio en 8,6%. Para el caso de la devaluación las cifras son 0,1% y 1,4% respectivamente, pero el efecto sobre la *hazard* del incremento no parece ser estadísticamente significativo. De igual manera, el efecto de un incremento de 100 pbs en la brecha del PIB incrementa la *hazard* de un alza de los precios en 5,7% y una disminución de 100 pbs incrementa la *hazard* de una reducción de los precios en 5,2%.

Al comparar estos resultados con los del Cuadro 2 se concluye que la *hazard* de incrementos de precios es marcadamente distinta a la de disminuciones. La diferencia entre los resultados de los cuadros 2 y 3 se deben principalmente al hecho de que los minoristas exhiben comportamientos diferenciados hasta un incremento o una disminución de los precios. El efecto de una reducción de la inflación sectorial sobre la probabilidad de una disminución del precio es más grande que el de un incremento similar de ésta sobre la probabilidad de un incremento de precios. Lo mismo sucede con la devaluación y la brecha de PIB.

Cuadro 3

Riesgos competitivos de aumento y disminución de los precios en modelo de Cox para el Arroz para Seco en los supermercados y almacenes privados con Con-Variable y fragilidad

Efecto	Incrementos			Disminuciones		
	Coef	P_Vvalor	Exp(coef)	Coef	P_Vvalor	Exp(-coef)
INF_ACUM	6.29	0.00	536.46	-8.26	0.00	3866.09
DEV_ACUM	0.13	0.48	1.14	-1.40	0.00	4.06
BRECHA_PIBS	5.54	0.00	254.68	-5.05	0.00	156.02
Fragilidad		0.00			0.00	

Estos resultados no implican, sin embargo, que la frecuencia de cambio de los precios del arroz para seco sea más alta para disminuciones que para incrementos, ya que los niveles de la *hazard* de base pueden diferir.

6. Resumen de los resultados para el arroz para seco

De los resultados anteriores se concluye lo siguiente con respecto al comportamiento de las duraciones de los precios del arroz para seco. En primer lugar, se observa un alto nivel de heterogeneidad en las duraciones de los precios de diferentes tipos de minoristas. Los precios de los hipermercados tienden a ser significativamente más flexibles que los de las cajas de compensación: los de éstas son más flexibles que los de los supermercados y los más rígidos son los de las tiendas tradicionales de barrio no especializadas. En segundo lugar, hay fuerte evidencia de que el comportamiento de los minoristas de arroz para seco es diferente cuando deciden un incremento a cuando deciden una disminución del precio. En tercer lugar, hay fuerte evidencia a favor de dependencia del estado en las reglas de precios de los expendedores de arroz para seco. La dependencia de las duraciones sobre la inflación sectorial acumulada es, de acuerdo con Taylor (1999) y Golosov y Lucas (2007), evidencia de costos de menú. Sin embargo, los efectos de los cambios en las variables de estado son moderados, lo cual puede tener que ver con el hecho que éste es un bien con precios flexibles. En cuarto lugar, la heterogeneidad no observada, marca o calidad de la variedad, tiene un efecto muy significativo y cuantitativamente importante sobre la *hazard* de los precios del arroz para seco. Finalmente, se descartan los contratos explícitos o implícitos así como los precios *a la Calvo* o los contratos de Taylor para los precios del arroz para seco.

B. RESULTADOS PARA TODA LA MUESTRA

Con el fin de garantizar que los estimadores de las funciones *hazard* de cada variedad y los resultados de las pruebas de hipótesis posean propiedades adecuadas se eliminó la información de los tipos de minoristas que contienen menos de 200 rachas de precios dentro de cada variedad. Esto corresponde a una reducción del 4,02% del IPC en nuestro análisis.

Para cada variedad el procedimiento es el siguiente: como primera medida, se estima un modelo con *hazard* proporcionales estratificado por tipo de minorista y se prueba la hipótesis de igualdad de las *hazard* entre los diferentes estratos. Después, dependiendo del resultado del punto anterior se estima un modelo con *hazard* proporcionales, no proporcionales o iguales introduciendo simultáneamente las covariables que varían con el tiempo y el término de fragilidad para los incrementos y, de manera separada, para las disminuciones de precios. En este paso se obtiene la significancia

del término de fragilidad para la *hazard* de los incrementos como para la *hazard* de las disminuciones. Tercero, si el efecto de las variables que varían con el tiempo es significativo, concluimos la dependencia del estado de la regla de precios del bien. Si la *hazard* depende de la inflación sectorial acumulada, de acuerdo con Taylor (1999) y Golosov y Lucas (2007), hay evidencia de costos de menú. Cuarto, si las variables de estado no afectan significativamente a la *hazard*, se prueba la hipótesis de que ésta sea constante, es decir, si corresponden a una regla de Calvo. Quinto, si se rechaza la hipótesis anterior se determina si la *hazard* es creciente o si corresponde a un contrato de Taylor, es decir, con picos.

1. Heterogeneidad observada: comportamiento de los distintos tipos de minoristas

Distintos tipos de minoristas pueden presentar comportamientos diferentes al establecer la duración de los precios de la misma variedad de bien o servicio. En esta subsección se estudia si las *hazard* de distintos minoristas de cada una de las variedades de bienes y servicios del IPC son iguales o diferentes.

El 44,4% del IPC es distribuido por un solo tipo de minorista, lo cual ocurre principalmente para servicios y para algunos bienes muy específicos. Sobre estas variedades no es necesario realizar la prueba de igualdad de funciones *hazard*. El 51,6% del IPC es distribuido por más de un tipo de minorista: sobre éstos se realiza la prueba. Para el 85% de ellos se rechaza la prueba de igualdad y para el 15% restante no se puede rechazar. Las variedades para las que no se rechaza la hipótesis de igualdad se concentran en el grupo de transporte y telecomunicaciones, que tienen en promedio dos tipos de minoristas reportando la información de sus precios.

El Cuadro 4 resume los resultados de la prueba de igualdad de las *hazard* de los distintos tipos de minoristas dentro de cada variedad, de acuerdo con los grupos de la clasificación homogeneizadora de la rigidez de Julio *et al.* (2009). La columna 2 muestra el número promedio de minoristas que distribuyen las variedades del grupo, y muestra por separado las variedades que tienen un solo tipo de minorista. Las columnas 3, 4 y 5 muestran, respectivamente, la ponderación del IPC para las variedades en que se rechaza, no se rechaza y el total para la hipótesis de igualdad de las *hazard* de los diferentes tipos de minoristas.

Cuadro 4

Heterogeneidad observada: Igualdad de las funciones *Hazard* de base de los tipos de minoristas para cada grupo de la clasificación homogenizadora de la rigidez

Clasificación que Homogeniza la Heterogeneidad	Número Promedio de Minoristas	Diferente	Igual	Total
Alimentos Perecederos	6.3	4.7	0.1	4.8
Alimentos Semi Procesados	5.4	13.7	1.1	14.7
Alimentos Procesados	5.2	2.6	0.6	3.2
	1.0		0.1	0.1
Bienes Consumible	3.8	7.7	0.5	8.1
	1.0		1.0	1.0
Bienes Durables	2.4	1.5	4.1	5.6
	1.0		1.3	1.3
Vestuario	2.0	5.5	0.9	6.4
	1.0		0.9	0.9
Alimentos Fuera del Hogar	2.0	6.6		6.6
	1.0		0.1	0.1
Servicios Indexados Inflación	2.0	0.1		0.1
	1.0		25.6	25.6
Servicios Indexados LP	1.0		0.8	0.8
Servicios Indexados a CUP	2.0	1.1		1.1
	1.0		5.5	5.5
Servicios otros	2.0	0.5		0.5
	1.0		4.4	4.4
Servicios Personales	2.7	0.0	0.6	0.7
	1.0		3.8	3.8
Servicios Transporte	1.0		0.8	0.8

La heterogeneidad de las duraciones por comportamientos diferenciados por tipo de minorista se relaciona directamente con el número de tipos de minoristas de la variedad. Los alimentos (perecederos, semiprocesados y procesados) que son distribuidos por el mayor número de tipos de minoristas presentan un comportamiento altamente

heterogéneo por tipo de minorista. A éstos les siguen los bienes industriales (consumibles, durables y vestuario) y, finalmente, aparecen los servicios que tienen el menor número de distribuidores.

Para los alimentos se encuentra, en general, que los más precios más flexibles están en los hipermercados, seguidos por los precios de las cajas de compensación y supermercados. Los más rígidos son los precios de las tiendas tradicionales de barrio no especializadas. Este patrón es marcado para los alimentos semiprocesados y para los alimentos procesados, mientras que aparece levemente en los alimentos perecederos.

Se concluye que las duraciones de los precios de los bienes son heterogéneas por tipo de minorista excepto para los bienes durables. Las duraciones de los precios de los servicios son muy homogéneas excepto para los alimentos fuera del hogar. Lo primero se debe principalmente a que los servicios son distribuidos por pocos tipos de minoristas en comparación con el número de los que distribuyen bienes.

2. **Heterogeneidad observada: heterogeneidad por los cambios en los valores de las variables de estado a lo largo del tiempo y riesgos competitivos**

Para determinar el grado de heterogeneidad observada debida al efecto de los cambios en los valores de las variables de estado a lo largo del tiempo, estudiamos los coeficientes estimados en un modelo de Cox para los incrementos y disminuciones de los precios.

a. **Inflación acumulada**

El Cuadro 5 contiene la comparación de los coeficientes promedio estimados que acompañan a la inflación sectorial acumulada en la función *hazard* para los incrementos y, separadamente, para las reducciones de precios para los grupos de la clasificación que homogeneiza la rigidez de los precios del IPC.

El efecto de la inflación acumulada sobre la *hazard* de incrementos y disminuciones de precios de alimentos es inversamente proporcional a su perecibilidad. El efecto de la inflación acumulada sobre la duración de los precios de los alimentos no perecederos es moderada. Un incremento de 100 pbs en la inflación acumulada de los gastos básicos de los alimentos perecederos incrementa la probabilidad de incremento del

Cuadro 5

Heterogeneidad observada: Efecto de la inflación sectorial acumulada sobre la *Hazard* de incrementos y disminuciones

Clasificación que Homogeniza la Heterogeneidad	Efecto de la Inflación <i>Hazard</i> / Incremento	Efecto de la Inflación <i>Hazard</i> / Disminución
Alimentos Perecederos	1.1	-0.7
Alimentos Semi Procesados	10.4	-9.3
Alimentos Procesados	15.7	-15.3
Bienes Consumibles	15.9	-15.0
Bienes Durables	9.3	-7.7
Vestuario	12.5	-10.5
Alimentos Fuera del Hogar	24.3	-27.8
Servicios Indexados Inflación	20.8	-30.0
Servicios Indexados LP	9.1	-10.2
Servicios Indexados a CUP	6.0	-7.9
Servicios otros	11.0	-12.8
Servicios Personales	15.5	-16.5
Servicios Transporte	11.4	-5.9

precio en sólo 1%, y el efecto de una disminución de 100 pbs de la inflación sectorial acumulada incrementa la probabilidad de una reducción del precio en 0,7%. Esto contrasta con el efecto de incrementos/disminuciones de la inflación acumulada del gasto básico sobre la duración de los precios hasta su incremento/disminución para los alimentos procesados. Un incremento de 100 pbs de la inflación del gasto básico de una variedad de alimentos procesados incrementa la *hazard* de incremento de precio en 17%, mientras que una disminución de 100 pbs incrementa la *hazard* de disminución de precio en 14,1%.

El efecto de la inflación es muy moderado para las variedades que tienen precios flexibles. Efectos muy pequeños de la inflación sectorial acumulada tienen lugar para las variedades de alimentos perecederos y servicios indexados al costo unitario de producción, CUP. Para estas variedades, que son muy flexibles, los precios cambian con mucha frecuencia, independientemente de la inflación acumulada desde el último cambio de precio.

No es sorpresa que el efecto de los cambios de la inflación acumulada desde el último cambio de precios sea muy grande para los servicios indexados a la inflación y los

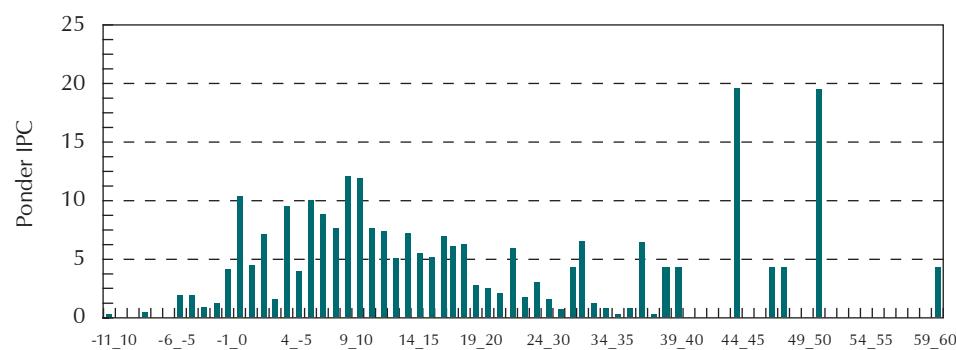
alimentos fuera del hogar. Por el contrario, el efecto de los cambios en la inflación es moderado para las duraciones hasta el incremento o disminución de los precios de servicios indexados a relaciones de largo plazo, LP y de los bienes durables.

El efecto de incrementos en la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de los aumentos de precios es más alto para los bienes que para los servicios, y el efecto de las disminuciones de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de las reducciones de precios es más alto para los servicios que para los bienes. En consecuencia, una expansión monetaria acelera su efecto sobre los precios a través de los precios de los bienes, mientras que una contracción acelera su efecto sobre los precios a través de los precios de los servicios.

El Gráfico 5 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en diferentes rangos de valores del coeficiente de la inflación acumulada sobre la *hazard* de los incrementos de precios del IPC. En el eje horizontal se encuentran los rangos de valores del coeficiente de la inflación. Las barras indican la ponderación del IPC en cada rango.

Gráfico 5

Distribución de los valores del coeficiente de la inflación para la explicación de la probabilidad de un incremento de los precios



Este gráfico revela una distribución sesgada a la derecha con una alta concentración de las ponderaciones del IPC en valores con efectos moderados, entre 4 y 20. Sin embargo, 3,71% del IPC presenta coeficientes estimados negativos, que tienden a ser no significativos.

Las barras de coeficientes superiores a 42 corresponden a las cinco diferentes variedades de arrendamiento. Para éstas, un incremento de 100 pbs de la inflación acumulada

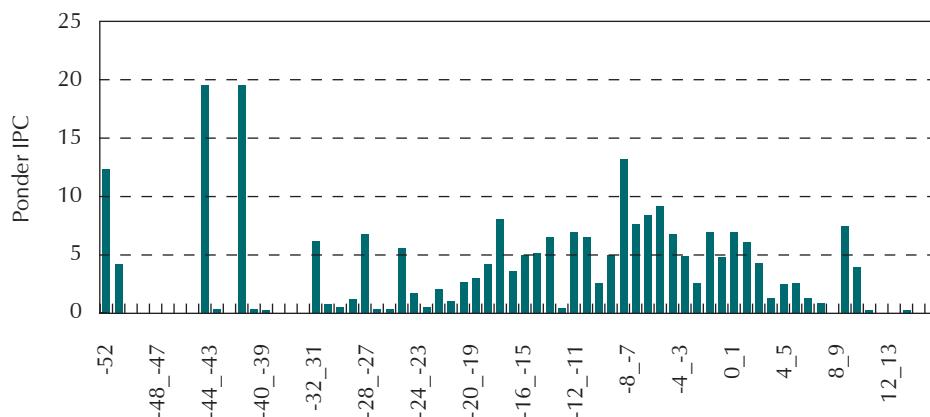
sectorial incrementa la *hazard* de un incremento del precio del arriendo en, por lo menos, un 57%. Las barras correspondientes a los coeficientes inferiores a cero contienen un grupo reducido de alimentos perecederos, vestuario y durables.

El Gráfico 6 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en diferentes rangos de valores del coeficiente de la inflación acumulada sobre la *hazard* de las disminuciones de precios del IPC. En el eje horizontal se encuentran los rangos de valores del coeficiente de la inflación. Las barras indican la ponderación del IPC en cada rango.

El Gráfico 6 revela una distribución sesgada a la izquierda con 11,8% de la ponderación del IPC en valores positivos. En este grupo se encuentra un conjunto de variedades de alimentos perecederos, vestuario, durables y algunas variedades de servicios. Aunque su efecto es contrario al esperado, éste tiende a no ser significativo. La ponderación de las variedades cuyos coeficientes asociados a la inflación tienen valores por debajo de -40 es de 22,26% del IPC y está compuesta por variedades de arrendamiento y servicios de transporte. Para éstos, una disminución de 100 pbs en la inflación acumulada sectorial incrementa la *hazard* de una disminución del precio en casi 50%.

Gráfico 6

Distribución de los valores del coeficiente de la inflación para la explicación de la probabilidad de la disminución de precios



b. Devaluación acumulada

El Cuadro 6 contiene la comparación de los coeficientes promedio de respuesta de la *hazard* de incrementos y, de manera separada, de disminuciones de precios del IPC de acuerdo con los grupos de la clasificación que homogeneiza la rigidez de los precios. Los efectos de la devaluación acumulada tienden a ser muy moderados, y por la misma razón algunos son, en promedio, no razonables, negativos para la *hazard* de incrementos y positivos para la de disminuciones. Estos efectos tienden a ser, también, poco significativos en promedio.

Cuadro 6

Heterogeneidad observada: Efecto de la devaluación sobre la *Hazard* de incrementos y disminuciones

Clasificación que Homogeniza la Heterogeneidad	Efecto de la Devaluación <i>Hazard</i> / Incremento	Efecto de la Devaluación <i>Hazard</i> / Disminución
Alimentos Perecederos	-0.8	0.5
Alimentos Semi procesados	0.6	-0.3
Alimentos Procesados	0.7	-0.1
Bienes Consumibles	-0.2	0.7
Bienes Durables	1.6	-1.2
Vestuario	2.4	-1.9
Alimentos Fuera del Hogar	2.1	-2.2
Servicios Indexados Inflación	2.6	-11.7
Servicios Indexados LP	2.8	-2.3
Servicios Indexados a CUP	0.6	2.3
Servicios otros	1.4	-5.9
Servicios Personales	2.0	-1.5
Servicios Transporte	3.6	-1.6

Sin embargo, las magnitudes podrían relacionarse con diferencias en transabilidad entre los bienes. En efecto, la sensibilidad de la *hazard* de los aumentos de los precios de los alimentos a los incrementos en la devaluación es inversamente proporcional a su perecibilidad —inversa a la transabilidad—. De igual manera, este efecto es menor para los bienes consumibles que para los bienes durables, y éste, a su vez, es más pequeño que el de vestuario.

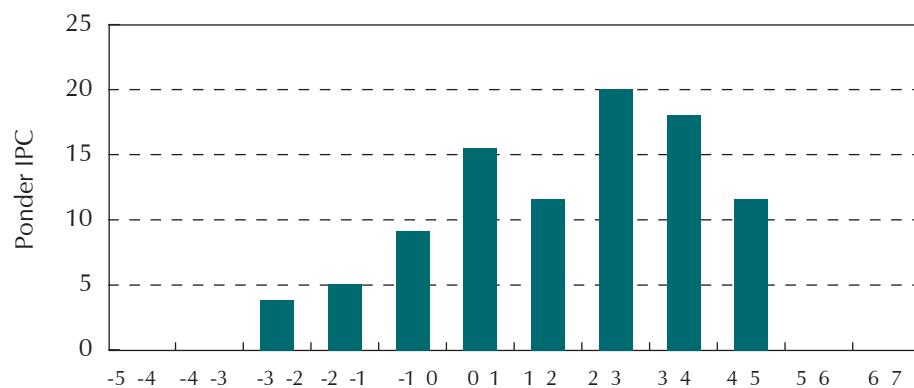
De igual forma, los grupos que tienen precios flexibles registran coeficientes de respuesta moderados o negativos pero no significativos a cambios en la devaluación acumulada.

El Gráfico 7 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en los diferentes rangos de valores del coeficiente asociado a la devaluación acumulada sobre la *hazard* de un incremento de los precios.

Los coeficientes de respuesta de la probabilidad de un incremento de precio a un incremento en la devaluación están concentrados en valores muy moderados. El 80% del IPC tiene un coeficiente de respuesta entre 0 y 5, y el 18,31% muestra valores no razonables menores que cero, con alta concentración entre -1 y 0. Esta concentración es consistente con efectos moderados y no significativos. A este grupo pertenecen la mayoría de los alimentos perecederos y semiprocesados, los servicios indexados al costo unitario de producción, varios bienes consumibles y algunas variedades de bienes durables.

Gráfico 7

Distribución de los valores del coeficiente de la devaluación para la explicación de la probabilidad de un incremento de los precios



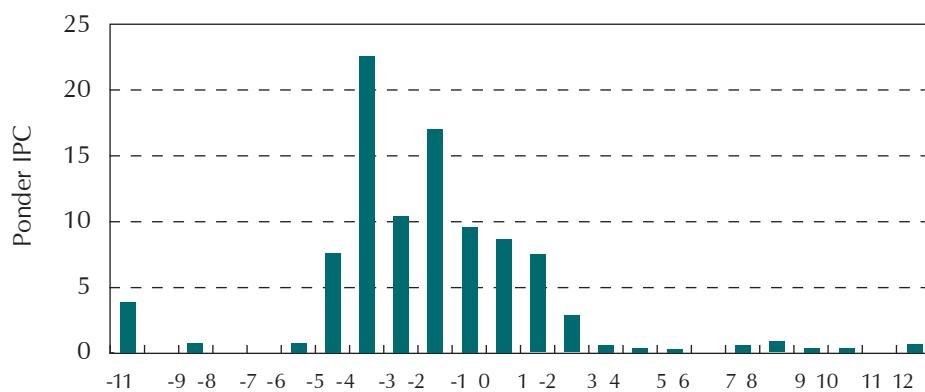
Las variedades con coeficientes entre 3 y 5 incluyen la gasolina para transporte y algunos servicios de transporte, también incluyen pasaje aéreo, servicio de energía eléctrica y algunos bienes consumibles y durables importados.

El Gráfico 8 muestra la distribución de las ponderaciones del IPC en los diferentes rangos de valores del coeficiente asociado a la devaluación acumulada sobre la *hazard* de reducción de los precios de las variedades del IPC.

Al igual que la distribución de los coeficientes asociados a un incremento de precios, esta distribución está altamente concentrada en valores muy moderados, entre -5 y 5. Sin embargo, 23,4% del IPC presenta coeficientes no razonables, mayores que cero, con una alta concentración alrededor de cero, lo cual indica que su efecto no es significativo. A este grupo pertenecen la mayoría de los alimentos, servicios indexados al costo unitario de producción, bienes consumibles y bienes durables no importados. Adicionalmente, el 12,8% del IPC presenta coeficientes inferiores a -5, los cuales corresponden a un conjunto de variedades de otros servicios y al ítem de pasaje aéreo, principalmente.

Gráfico 8

Distribución de los valores del coeficiente de la devaluación para la explicación de la probabilidad de un disminución de los precios



c. Brecha del PIB

El Cuadro 7 contiene los coeficientes promedio de respuesta de las *hazard* de incrementos y, de manera separada, de disminuciones de los precios a cambios en la brecha del PIB para los grupos de la clasificación que homogeneiza la rigidez de los precios del IPC.

La *hazard* de las disminuciones de los precios tiende a ser más sensible a las reducciones de la brecha del PIB que la *hazard* de los aumentos a incrementos similares de la brecha del PIB. Dicho de otra manera, el incremento en la frecuencia de reducciones de precios debido a una reducción de 100 pbs de la brecha del PIB es más grande que el aumento en la frecuencia de incrementos debido a un incremento de 100 pbs de la brecha del PIB.

Sin embargo, vale la pena anotar que las sensibilidades son muy moderadas para alimentos, moderadas para bienes diferentes a alimentos y pronunciadas para servicios, excepto aquellos indexados al costo unitario de producción.

Adicionalmente, los bienes y servicios flexibles tienen poca sensibilidad a las variaciones de la brecha del PIB. La sensibilidad de las *hazard* de incrementos y disminuciones de los precios de alimentos en el hogar y de servicios indexados al costo unitario de producción a cambios en la brecha del PIB es bastante moderada.

Cuadro 7

Heterogeneidad observada: Efecto de la devaluación sobre la *Hazard* de incrementos y disminuciones

Clasificación que Homogeniza la Heterogeneidad	Efecto de la Brecha del PIB <i>Hazard</i> / Incremento	Efecto de la Brecha del PIB <i>Hazard</i> / Disminución
Alimentos Perecederos	7.9	-8.5
Alimentos Bajo Proceso	7.0	-9.0
Alimentos Procesados	9.9	-12.5
Bienes Consumibles	21.9	-23.0
Bienes Durables	27.0	-25.2
Vestuario	37.0	-38.2
Alimentos Fuera del Hogar	19.7	-33.7
Servicios Indexados Inflación	34.9	-151.1
Servicios Indexados LP	50.1	-46.2
Servicios Indexados a CUP	7.8	-14.5
Servicios otros	32.5	-56.6
Servicios Personales	37.5	-42.4
Servicios Transporte	29.9	-44.9

3. Heterogeneidad no observada

La heterogeneidad no observada entre las reglas de precios de distintos minoristas de la misma variedad de bien o servicio obedece a diversos factores: como se mencionó anteriormente, la marca o calidad del bien o servicio no está identificada en la muestra, y existen otras condiciones no observadas de la oferta o demanda del bien o servicio que el minorista particular debe enfrentar.

El Cuadro 8 contiene la ponderación total de las variedades para las que se encontró heterogeneidad no observada dentro de cada grupo de la clasificación que

homogeneiza la rigidez de los precios. La columna tres contiene la ponderación total del grupo dentro del IPC.

En total, el 50,5% del IPC registra heterogeneidad no observada. Esto corresponde principalmente a las variedades de los grupos de alimentos (perecederos, semiprocesados y procesados), bienes consumibles y alimentos fuera del hogar. El 45,5% restante del IPC no registra heterogeneidad no observada, lo cual corresponde principalmente a las variedades de servicios indexados a la inflación, vestuario, servicios indexados al costo unitario de producción y otros bienes y servicios de diferentes grupos.

Cuadro 8

Heterogeneidad no observada: Ponderación total de las variedades en las que la fragilidad fue significativa

Clasificación que Homogeniza la Heterogeneidad	No Fragilidad	Fragilidad
Alimentos Perecederos	0.1	4.7
Alimentos Semi Procesados	0.1	14.7
Alimentos Procesados	0.1	3.1
Bienes Consumibles	0.6	8.5
Bienes Durables	3.6	3.2
Vestuario	4.8	2.5
Alimentos Fuera del Hogar		6.7
Servicios Indexados Inflación	24.7	0.9
Servicios Indexados LP	0.8	0.0
Servicios Indexados a CUP	3.7	3.0
Servicios otros	3.4	1.4
Servicios Personales	3.1	1.3
Servicios Transporte	0.4	0.4

Estos resultados no causan sorpresa. Los alimentos contienen distintas calidades y marcas, mientras que los servicios indexados a la inflación tienden a tener comportamientos muy homogéneos debido a la regulación. Los servicios indexados al costo unitario de producción, por su parte, son heterogéneos por diferencias entre diferentes ciudades o municipios.

V. CONCLUSIÓN

El objeto de este trabajo era el de estudiar las “reglas de precios” de los minoristas colombianos de bienes y servicios a través de la forma de la función *hazard*. Los resultados muestran evidencia en favor de:

- Dependencia del estado. El efecto de los cambios de la inflación sectorial acumulada y de la brecha del PIB sobre las *hazard* de incrementos y disminuciones de precios tiende a ser significativo. Los cambios en la tasa de devaluación acumulada tienen efectos muy moderados sobre las *hazard*.
- Sin embargo, la dependencia de las duraciones de los precios sobre el estado de la economía es más fuerte para variedades cuyos precios son rígidos en comparación con la de las variedades que tienen precios flexibles. La sensibilidad de las *hazard* de alimentos en el hogar y de servicios indexados al costo unitario de producción es comparativamente baja.
- Hay gran evidencia de riesgos competitivos entre incrementos y disminuciones de precios. Las *hazard* estimadas para el evento cambio de precio presentan signos que no son razonables a los cambios de las variables de estado. Al estimar el modelo de riesgos competitivos para incrementos y disminuciones los coeficientes toman sus signos esperados para buena parte del IPC.
- Adicionalmente, el efecto de incrementos de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de un incremento de los precios es más alta para bienes que para servicios. De manera similar, el efecto de reducciones de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de una disminución de los precios es más alta para servicios que para bienes.
- Sin embargo, la sensibilidad de las *hazard* a cambios en la tasa de devaluación acumulada es muy moderada.
- Hay poca evidencia de contratos explícitos o implícitos sobre la duración de los precios excepto por servicios regulados como arriendos, transporte, salud y educación: un no despreciable 26,5% del IPC. La *hazard* de estos servicios es multimodal con modas en plazos específicos de tiempo.

- Los resultados apuntan a la existencia de una fuerte heterogeneidad debida al tipo de minorista que distribuye el ítem. Los hipermercados tienen precios muy flexibles para alimentos perecederos y semiprocesados, mientras que las tiendas tradicionales de barrio no especializadas tienen precios rígidos.
- Finalmente, se encontró una fuerte heterogeneidad no observada en las duraciones de los precios del IPC. Esta heterogeneidad se debe a la marca o calidad, no observada, de la variedad específica de bien o servicio, o a condiciones particulares de la demanda u oferta del minorista particular.

REFERENCIAS

1. Calvo, G. "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, no. 3, Elsevier, pp. 383-398, 1983.
2. Carvalho, C. "Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks", *The B.E. Journal of Macroeconomics, Frontiers*, vol. 2, no. 1, Berkeley Electronic Press, 2006.
3. Carvalho, C.; Nechio, F. "Aggregation and the PPP Puzzle in a Sticky Prices Model", mimeo no publicado, 2008.
4. Carvalho, C.; Schwartzman, F. "Heterogeneous Price Setting Behavior and Aggregate Dynamics: Some General Results", manuscrito no publicado, 2008.
5. DANE. "Metodología del IPC-98", Grupo de Trabajo IPC, Bogotá, Colombia, consultado el (falta la fecha de consulta) en http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/metodologia_IPC-98.pdf, 1999.
6. Dias, D.; Marques, C.; Santos, J. "Time or State Dependent pricing Rules? Evidence from Portuguese Micro Data", documento de trabajo, Working Paper Series, no. 511, European Central Bank, 2005.
7. Eichengreen, M.; Fisher, J. "Testing the Calvo Model of Sticky Prices", *Economic Perspectives*, no. Q II, Federal Reserve Bank of Chicago, pp. 40-53, 2003.
8. Fougere, D., Le Bihan, H. y Sevestre, P. 2005. "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconometric Investigation". ECB Working paper 536, Octubre de 2005.
9. Fuhrer, J.; Moore, G. "Monetary Policy Trade-Offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output", *The American Economic Review*, vol. 85, no. 1, American Economic Association, pp. 219-239, 1995.
10. Grambsch, P.; Therneau, T. "Proportional Hazards Tests and Diagnostics based on Weighted Residuals", *Biometrika*, vol. 81, no. 3, Biometrika Trust, pp. 515-526, 1994.
11. Golosov, M.; Lucas, R. "Menu Costs and Phillips Curves", documento de trabajo, NBER Working Papers, no. 10187, National Bureau of Economic Research, 2003.
12. Golosov, M.; Lucas, R. "Menu Costs and Phillips Curves", *Journal of Political Economy*, vol. 115, University of Chicago Press, pp. 171-199, 2007.
13. Heckman, J.; Singer, B. "Econometric Duration Analysis", *Journal of Econometrics*, vol. 24, no. 1-2, Elsevier, pp. 63-132, 1984.
14. Julio, J.; Zárate, H.; Bejarano, M. "The Stickiness of Colombian Consumer Prices", *Borradores de Economía*, no. 578, Bogotá, Banco de la República de Colombia, 2009.
15. Meeker, W. Q.; Escobar, L. A. *Statistical Methods for Reliability Data*, John Wiley and Sons Inc., 1998.
16. Misas, M.; López, E.; Parra, J. 2009. "La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa", *Borradores de Economía*, no. 569, Bogotá, Banco de la República de Colombia, 2009.
17. Taylor, J. "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics", en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Nueva York, Elsevier, pp. 1009-1050, 1999.
18. Taylor, J. "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, vol. 88, no. 1, University of Chicago Press, pp. 1-22, 1980.
19. Vaida, F.; Xu, R. "Proportional Hazards Model with Random Effects", *Statistics in Medicine*, vol. 19, no. 24, John Wiley and Sons Inc., pp. 3309-3324, 2000.