

Heterogeneidad observada y no observada en la formación de los precios del IPC colombiano*

Juan Manuel Julio**

* 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), y a Héctor Zárate del Banco de la República, por proveer la base de datos bajo análisis. Cualquier error, junto con las conclusiones y opiniones contenidas en este trabajo, son responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

** El autor es investigador del Departamento de Modelos Macroeconómicos del Banco de la República y profesor asociado del Departamento de Estadística de la Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: jjulioro@banrep.gov.co.

I. INTRODUCCIÓN

Los modelos para el análisis e implementación de la política monetaria se clasifican en aquellos que se basan en contratos asíncronos (*staggered contract models*) y los que no. Los modelos de contratos asíncronos enfatizan el papel de la formación de los precios y los salarios en el análisis y diseño de la política monetaria, mientras que los modelos de contratos sincronizados resaltan 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 (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 (véanse Eichengreen y Fisher, 2003, Fuhrer y Moore, 1995 y Taylor, 1999).

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. Y tercero, la heterogeneidad en la fijación de los precios entre y dentro de distintas variedades de bienes y servicios es alta (véanse Golosov y Lucas, 2003 y Taylor, 1999).

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 pasada y el 70% restante cambia sus precios al nivel que aclara los mercados, los cambios de los precios presentarán una sincronización total, 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 enfatizan la importancia de la heterogeneidad en la formación de los precios para la explicación del efecto real de la política monetaria. Carvalho (2006), en su trabajo galardonado con el premio Arrow de macroeconomía, encuentra que el problema de la falta de persistencia del efecto real de la política monetaria en modelos de contratos asíncronos 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. Además, Carvalho y Nechio (2008) revelan 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 precio¹. Por esta razón, tanto el trabajo de Carvalho y Schwartzman (2008) como el de Carvalho y Nechio (2008) se basan en formulaciones generales de la función *hazard* para modelar la heterogeneidad de las reglas de precios.

Las reglas de precios se clasifican globalmente como dependientes del tiempo o dependientes del estado. En las 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 *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 las 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 y, en consecuencia, la *hazard* se incrementa con esta (véanse Calvo, 1983, Golosov y Lucas, 2003 y Taylor, 1980).

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 negociar contratos explí-

¹ Si la duración de los precios tiene función de densidad $f_D(d)$, la función de sobrevivencia de los precios es la probabilidad de que estos 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 los precios han permanecido constantes hasta el período k , $h_D(k) = \frac{f_D(k)}{S_D(k)}$.

bitos o implícitos sobre la duración de los precios. En los precios al consumidor, por el contrario, el cliente es anónimo y, en consecuencia, es tomador de precio. Esto elimina la posibilidad de tener contratos explícitos o implícitos para la duración de los precios al consumidor, excepto para los servicios que los especifican.

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 índice de precios al consumidor (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, de marzo de 1999 a junio de 2006, y otro de inflación creciente, de junio de 2006 a mayo de 2008, los cuales proveen suficiente variación muestral para estudiar la presencia de 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 en modelar adecuadamente su efecto. La heterogeneidad de las duraciones sesga la *hazard* estimada y el efecto de variables de estado sobre esta (véanse Heckman y Singer, 1984 y Meeker y Escobar, 1998).

La heterogeneidad de las duraciones en los precios del IPC se descompone en 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: a) distintas variedades de bienes y servicios, b) diferentes tipos de minoristas, c) distintos períodos de tiempo debido al estado cambiante de la economía y d) incrementos y disminuciones de precios. La heterogeneidad no observada se refiere a diferencias en el comportamiento de las duraciones debidas a factores no observados, como las características propias de la oferta o demanda de cada minorista y, en nuestro caso particular, a 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* a) a niveles muy desagregados como la variedad del bien o servicio, b) estratificando o estimando la *hazard* de acuerdo con el tipo de minorista, c) incluyendo el efecto de variables de estado como la inflación, la deva-

luación y la brecha del producto interno bruto (PIB) y d) 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 les 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.

El resto del escrito se organiza de la siguiente manera. En la Sección II se detalla la base de datos y se puntualizan algunas definiciones preliminares para el análisis. En la Sección III se describe la estrategia econométrica para la estimación de las diferentes funciones *hazard*. En la IV se resumen los resultados y en la V se concluye.

II. DEFINICIONES Y LA BASE DE DATOS

El IPC colombiano se compone de 176 gastos básicos, las canastas mínimas de bienes o servicios para las cuales el IPC es estadísticamente representativo para cada ciudad y grupo de gasto². El grupo de gasto es un indicador del nivel de ingresos de los hogares. Cada gasto básico contiene en promedio de tres a cuatro variedades, siendo una variedad un bien o servicio claramente definido por su cantidad, envase, contenido, presentación, etc., para los bienes, y por la cantidad de insumos, la forma de prestación, el tipo de instrumentos y de equipos y el sitio de prestación, etc., para los servicios. Sin embargo, la variedad no identifica la marca ni la calidad del bien o servicio.

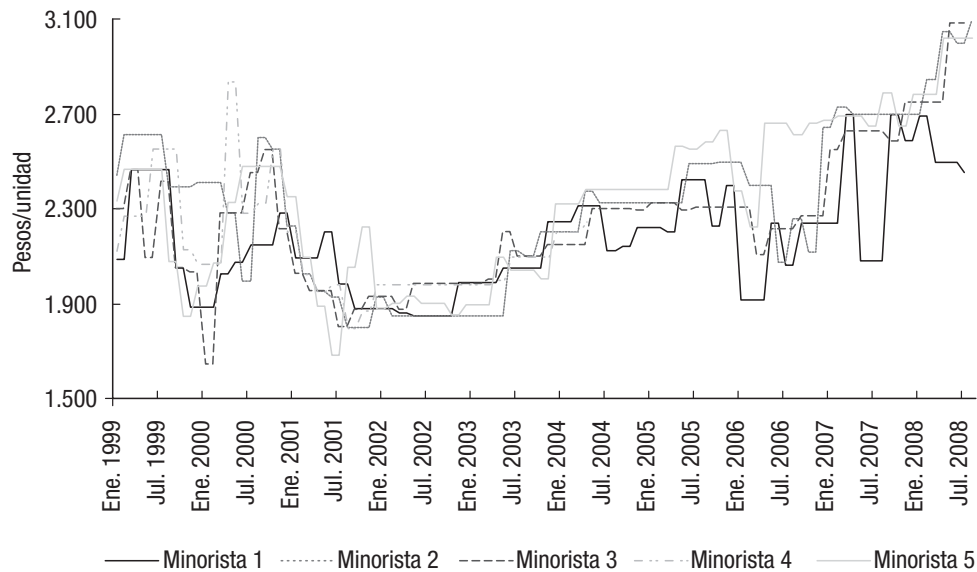
Por ejemplo, el gasto básico arroz se compone de tres variedades: arroz para sopa, arroz para seco y arroz integral. La variedad arroz para seco, a su vez, se compone de diversas marcas y calidades no identificadas en la base de datos.

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.

² La muestra se refiere a los reportes de precios del IPC 98 del DANE (1999).

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

GRÁFICO 1. SECUENCIAS DE PRECIOS DE UNA VARIEDAD DE DETERGENTE DISTRIBUIDO POR CINCO MINORISTAS DEL MISMO TIPO EN UNA CIUDAD COLOMBIANA



Fuente: cálculos del autor.

En el Gráfico 1 se puede observar el efecto del tipo de minorista y entre distintos períodos de tiempo. El primer minorista mantiene el precio del detergente constante por períodos cortos, a lo sumo seis meses, mientras que el segundo presenta duraciones hasta de dieciséis meses. Esto es consistente con el hecho de que el primer minorista sea un hipermercado y el segundo 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 del estado cambiante de la economía en que opera el minorista. Esto es claro en el Gráfico 1 para el período julio de 2001-julio de 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, las variables de estado consideradas en este trabajo.

En este gráfico también se puede observar que la primera racha de precios del primer minorista consiste en dos reportes de 2.083,6 pesos colombianos por unidad de detergente, la segunda consiste en seis reportes consecutivos de 2.465 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 dos meses, la de la segunda es seis meses y la de la tercera y cuarta es dos y cuatro, respectivamente.

Sin embargo, es ampliamente reconocido que la primera y última rachas 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 décimo y termina en el decimotercero, 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 este no es un problema ordinario de modelos de duración, sino uno de eventos recurrentes o de rachas múltiples en cada secuencia.

Otro elemento importante que se debe tener en cuenta es la heterogeneidad observada en la decisión de reducir o incrementar precios. Para el IPC colombiano, Julio, Zárate y Bejarano (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, López y Parra (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 ECONÓMÉTRICA

De la discusión de la sección anterior concluimos que la muestra se compone de: a) múltiples rachas de precios en cada secuencia, b) heterogeneidad observada entre secuencias debido a comportamientos diferenciados de los distintos tipos de minoristas, c) heterogeneidad observada dentro de cada secuencia debido a cambios en las variables de estado, d) heterogeneidad observada debido a comportamientos

diferenciados en la decisión de reducir o incrementar precios, o a riesgos competitivos y e) heterogeneidad no observada entre las duraciones de diferentes secuencias de precios de la misma variedad, debido 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. El modelo de funciones 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, la fragilidad y la estratificación, y se extiende de manera natural al caso de múltiples rachas en cada minorista del estrato (véanse Dias, Marques y Santos, 2005, y Fougere, Le Bihan y Sevestre, 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:

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

donde $t > 0$ es el período de tiempo transcurrido desde un cambio de precio y $\lambda_0(t)$ 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 $\mathbf{x}_{ij}^T(t)\beta = \sum_k \beta_k x_{ijk}(t)$ es una combinación lineal de un vector de parámetros desconocidos β y el vector de las covariables $x_{ij}(t)$, 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 $x_{ijk}(t)$ 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 la realización de esta variable, Z_j , más alta la probabilidad de cambiar precios, es decir, más flexibles los precios. Se supone adicionalmente que la fragilidad es común a todas las rachas de una secuencia, pero distinta entre secuencias (véase 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 $e^{\mathbf{x}_{ij}^T(t)\beta} = e^{\sum_k x_{ijk}\beta_k}$ es uno, lo cual implica que $\beta = 0$. Por el contrario, si $\beta \neq 0$, 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 y la tasa de devaluación del peso, ambas acumuladas desde el último cambio de precio, y la brecha desestacionalizada del PIB. De esta forma, un incremento de cien pbs en una variable de estado incrementa la *hazard* en $e^{\beta_k/100} - 1\%$.

Finalmente, en el modelo de Cox descrito anteriormente, el evento que determina la finalización de la racha es el cambio de precio. Si este se substituye, 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 (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 el Apartado IV.A el caso de la variedad arroz para seco. Esta exposición facilita la interpretación de los resultados para toda la muestra, que se resumen en el Apartado IV.B.

A. Heterogeneidad observada y no observada en los precios del arroz para seco

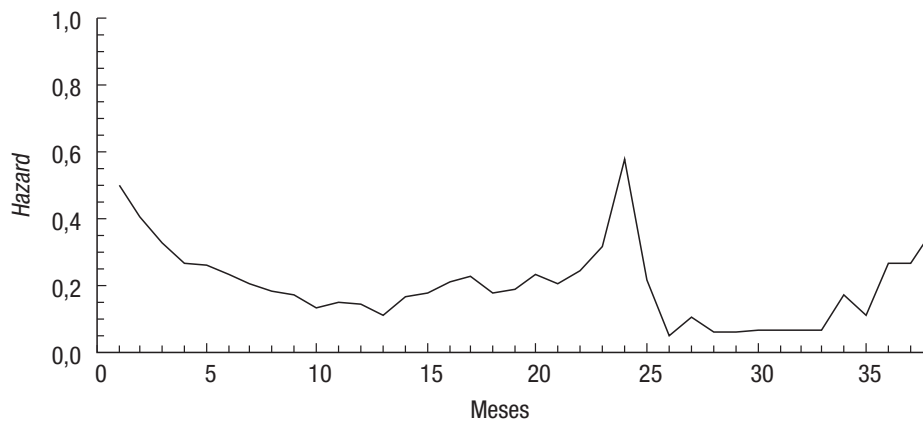
1. Modelo simple de duración

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 y 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 $70,4\% = (50 + (40,5 * 50))\%$ de rachas que cambian de precio antes del segundo mes. Dado que los precios han durado dos meses, durante el tercer mes el 33% de las rachas restantes de precios termina, para un acumulado de $80,2\% = (50 + (40,5 * 50) + (33 * 29,6))\%$ de cambios de precios antes del cuarto mes. Realizando 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. Esta decrece monótonamente desde el final del primer mes (0,50), hasta el final del mes 13 (0,10). Luego crece no monótonamente hasta un máximo localizado al final del mes 24 (0,57), para luego decrecer y permanece 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 cambiar de precios reduciéndose a lo largo del horizonte, no son sensatas. En datos de duración de precios se espera que la función de *hazard* 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 HAZARD ESTIMADA PARA LA VARIEDAD ARROZ PARA SECO

Fuente: cálculos del autor.

2. Modelo estratificado de funciones hazard proporcionales

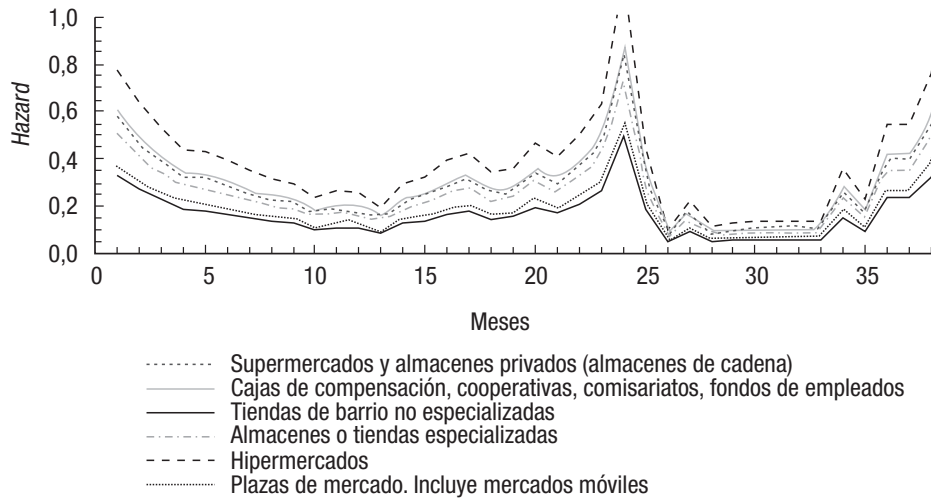
Para eliminar el efecto del tipo de minorista sobre la forma de la *hazard*, se realiza la estimación estratificada de las funciones *hazard*, en la que cada estrato es un tipo distinto de minorista.

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 el tipo 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 *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. Los precios de estos dos tipos de minoristas son a su vez más flexibles que los de los almacenes o tiendas especializadas. Finalmente, los precios más rígidos se encuentran en las tiendas de barrio no especializadas³.

³ Este resultado se explica mediante la teoría de las rigideces de información. La información para realizar los repacios llega con cada carga de arroz al minorista. Los

GRÁFICO 3. FUNCIÓN HAZARD DE BASE ESTIMADA PARA LA VARIEDAD ARROZ PARA SECO PARA CADA TIPO DE MINORISTA QUE LO EXPENDE



Fuente: cálculos del autor.

El Cuadro 1 muestra los coeficientes estimados del modelo de funciones *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 columna $\text{Exp}(\text{Coef})$ del Cuadro 1 revelan que la *hazard* de las tiendas de barrio no especializadas es el 89% de la *hazard* de las plazas de mercado, la *hazard* de las tiendas de barrio especializadas es 134% de la *hazard* de las plazas de mercado, la *hazard* de hipermercados es 209% de la *hazard* de las plazas de mercado, etc.

El Cuadro 1 evidencia una fuerte heterogeneidad en la rigidez de los precios del arroz para seco entre distintos tipos minoristas. Dado que la *hazard* para los precios del arroz en las plazas de mercado es de 37,5% para el primer mes, se puede observar que estos son muy flexibles en los hipermercados. 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, solo $0,89 * 37,5\% = 33,4\%$ de los precios de este producto cambia durante el primer mes en las tiendas tradicionales de barrio no especializadas. Durante el primer mes este valor es de

hipermercados tienen sistemas sofisticados de manejo de inventarios que permiten optimizar los costos de bodegaje, incrementando las oportunidades de reprecio de este tipo de bienes con mucha frecuencia. Las tiendas tradicionales de barrio no especializadas, a su vez, no tienen estos costos de bodegaje y, entonces, la información necesaria para los reprecios llega con poca una crecencia más baja para este tipo de bien.

1,34 * 37,5% = 50,25% para las tiendas especializadas de barrio, 1,54 * 37,5% = 57,75% para los supermercados y almacenes de cadena y de 1,62 * 37,5% = 60,75% para las cajas de compensación, cooperativas, comisariatos y fondos de empleados.

CUADRO 1. ESTIMACIÓN MODELO DE FUNCIONES HAZARD PROPORCIONALES DE COX PARA LAS DURACIONES DE LOS PRECIOS DEL ARROZ PARA SECO

Tipo de minorista	Coef.	Exp. (coef.)	SE (coef.)	z	Pr(> z)	Lower 0,95	Upper 0,95
Supermercados + almacenes de cadena	0,43	1,54	0,05	8,15	0,00	1,39	1,71
Cajas de compensación, cooperativas, comisariatos, fondos de 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

Fuente: cálculos del autor.

Las diferencias en las rigideces de precios entre los minoristas del arroz para seco son también significativas. La columna Pr(>|z|) 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 traslapan los intervalos de confianza para e^{β_k} de las dos últimas columnas. Se concluye que el comportamiento de las duraciones de los precios en los hipermercados es distinto al de cualquier otro tipo de minorista.

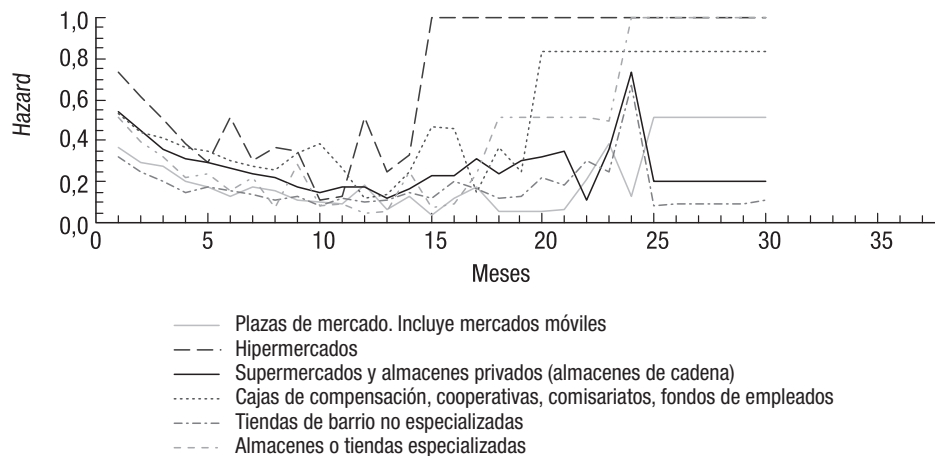
Además, se rechaza la hipótesis de proporcionalidad de las funciones *hazard* de distintos minoristas. La prueba de Grambsch y Therneau (1994) para la nula de funciones *hazard* proporcionales tiene una estadística chi-cuadrado de 17,83 con un p -valor de 0,002, lo que indica que se cruzan las *hazard*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

3. Modelo de Cox estratificado

El resultado de la prueba de Grambsch y Therneau (1994) indica que las funciones *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



Fuente: cálculos del autor.

Es importante resaltar que las *hazard* estimadas tienen forma de U, lo cual indica que parte de la heterogeneidad se redujo, pero la que se debe 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 covariables que cambian con el tiempo

Con el fin de reducir el efecto de la heterogeneidad de las duraciones causada por 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 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 FUNCIONES HAZARD PROPORCIONALES DE COX PARA EL ARROZ PARA SECO ESTRATIFICADO POR TIPO DE MINORISTA Y CON COVARIABLES

Variable	Coef.	SE (coef.)	z	Pr(> z)	Exp. (coef.)	Lower 0,95	Upper 0,95
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

Fuente: cálculos del autor.

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, por último, el de 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 Pr(>|z|). 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 explicar estos resultados, contamos con dos tipos de hete-

rogeneidad: aquella que se debe 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 (véanse Julio *et al.*, 2009, para resultados del IPC colombiano, y 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, separadamente, 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 modelos de Cox para los incrementos y disminuciones de los precios del arroz para seco en supermercados y almacenes privados. Estos modelos incluyen covariables que varían con el tiempo y un término de fragilidad.

El efecto de la heterogeneidad no observada, fragilidad, no solo es significativo sino también 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 cien pbs en la inflación acumulada incrementa la *hazard* de un aumento del precio en $6,5\% = (e^{6.29/100} - 1)\%$. Una disminución de cien pbs en la inflación acumulada incrementa la *hazard* de la reducción del precio en 8,6%. Para el caso de la devaluación, estas 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 cien pbs en la brecha del PIB incrementa la *hazard* de un alza de los precios en 5,7% y una disminución de cien 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 debe 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 esta 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 COVARIABLES Y FRAGILIDAD

Efecto	Incrementos			Disminuciones		
	Coef.	P_Valor	Exp. (coef.)	Coef.	P_Valor	Exp. (-coef.)
INF_ACUM	6,29	0,00	536,46	-8,26	0,00	3.866,09
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	

Fuente: cálculos del autor.

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 estas son más flexibles que los de los supermercados y los más rígidos son los de las tiendas

tradicionales de barrio no especializadas. Segundo, hay fuerte evidencia de que el comportamiento de los minoristas de arroz para seco es diferente cuando deciden un incremento que cuando deciden una disminución del precio. Tercero, hay fuerte evidencia a favor de la dependencia del estado en las reglas de precios de los expendedores de arroz para seco. El hecho que las duraciones de los precios dependan de 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 de que este es un bien con precios flexibles. Cuarto, 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 al estilo de 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 doscientas 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. En primer lugar, se estima un modelo con funciones *hazard* proporcionales, estratificado por tipo de minorista, y se prueba la hipótesis de igualdad de las *hazard* entre los diferentes estratos. Segundo, 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, separadamente, para las disminuciones de precios. En este paso se obtiene la significancia del término de fragilidad tanto para la *hazard* de los incrementos como para la 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 la *hazard*, se prueba la hipótesis de que esta es 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 y sobre estos se realiza la prueba. Para el 85% de estos últimos 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 comunicaciones, que tienen en promedio dos tipos de minoristas que reportan 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 homogenizadora de la rigidez de Julio *et al.* (2009). En la primera columna se muestra el número promedio de minoristas que distribuyen las variedades del grupo y aparecen por separado las variedades que tienen solo un tipo de minorista. Las siguientes columnas muestran respectivamente la ponderación del IPC para las variedades en que se rechaza, no se rechaza y total para la hipótesis de igualdad de las *hazard* de los diferentes tipos de minoristas.

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 (percederos, semiprocados y procesados) que son distribuidos por el mayor número de tipos de minoristas, presentan un comportamiento altamente heterogéneo por tipo de minorista. A estos 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 precios más flexibles se hallan en los hipermercados, seguidos por los precios de las cajas de compensación y supermercados, siendo los más rígidos los precios de las tiendas tradicionales de

barrio no especializadas. Este patrón es marcado para los alimentos semiprocesados y para los procesados, y aparece levemente en los alimentos perecederos.

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 semiprocesados	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 consumibles	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 de transporte	1,0		0,8	0,8

Fuente: cálculos del autor.

Se concluye que las duraciones de los precios de los bienes son heterogéneas por tipo de minorista, excepto para los durables. Las duraciones de los precios de los servicios son muy homogéneas, excepto para los alimentos fuera del hogar. La homogeneidad de los precios de los servicios se debe principalmente a que estos 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 que se debe 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 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 homogeniza 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 perecederos es moderado. Un incremento de cien pbs en la inflación acumulada de los gastos básicos de los alimentos perecederos aumenta la probabilidad de incremento del precio en solo 1%, y el efecto de una disminución de cien pbs de la inflación sectorial acumulada incrementa la probabilidad de una reducción del precio en 0,7%. Esto contrasta con el efecto de los 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 cien pbs de la inflación del gasto básico de una variedad de alimentos procesados incrementa la *hazard* de un incremento de precios en 17%, mientras que una disminución de cien pbs incrementa la *hazard* de una disminución del precio en 14,1%.

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 semiprocados	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 de transporte	11,4	-5,9

Fuente: cálculos del autor.

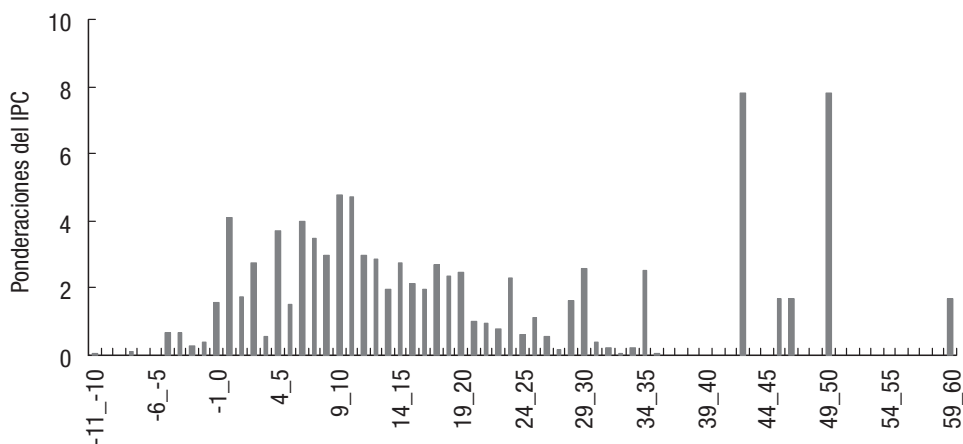
El efecto de la inflación es muy moderado para las variedades que tienen precios flexibles. Efectos muy pequeños de la inflación sectorial acumulada ocurren para **las variedades de alimentos perecederos y de servicios indexados al costo unitario de producción (CUP)**. Para estas variedades, que son 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 los 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



Fuente: cálculos del autor.

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.

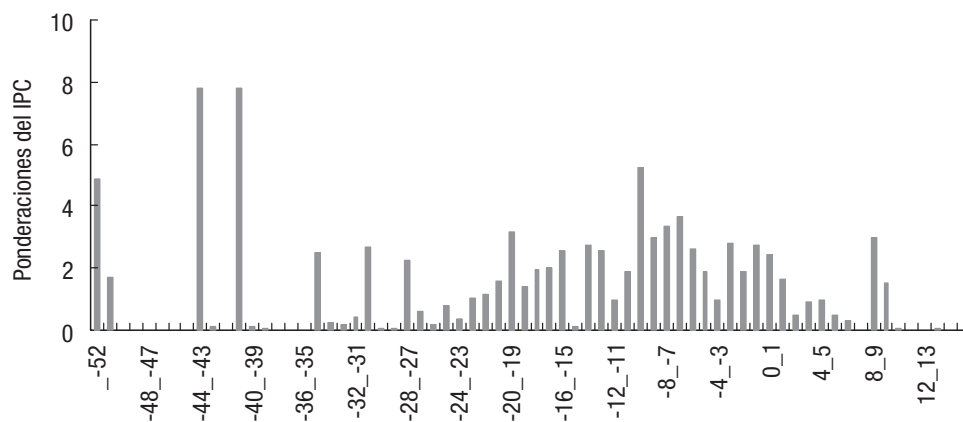
Las barras correspondientes a coeficientes superiores a 42 corresponden a las cinco diferentes variedades de arrendamiento. Para estas, un incremento de cien pbs de la inflación acumulada sectorial incrementa la *hazard* de un incremento del precio del arriendo en 57%, por lo menos. Las barras correspondientes 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 grupo de variedades de alimentos perecederos, vestuario, durables y algunas variedades de servicios. Aunque su efecto es contrario al esperado, este 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 se compone de variedades de arrendamiento y servicios de transporte. Para estos, una disminución de cien 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 UNA DISMINUCIÓN DE LOS PRECIOS



Fuente: cálculos del autor.

b. Devaluación acumulada

El Cuadro 6 contiene la comparación de los coeficientes promedio de respuesta de la *hazard* de incrementos y, separadamente, de disminuciones de precios del

IPC de acuerdo con los grupos de la clasificación que homogeniza 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 semiprocados	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 de transporte	3,6	-1,6

Fuente: cálculos del autor.

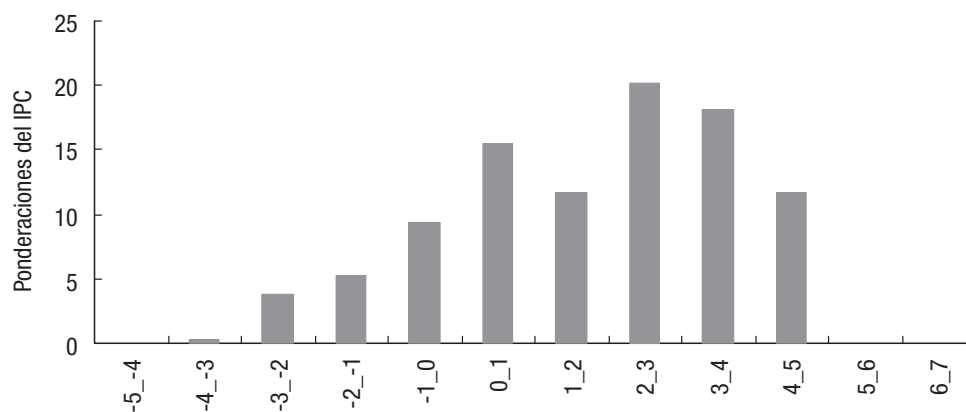
Sin embargo, las magnitudes podrían relacionarse con diferencias en transabilidad entre los bienes. En efecto, la sensibilidad de la *hazard* de los aumentos de los precios de los alimentos a los incrementos en la devaluación es inversamente proporcional a la perecibilidad (como inverso de la transabilidad)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

De igual forma, los grupos que tienen precios flexibles registran coeficientes moderados o negativos, pero no significativos, de respuesta 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



Fuente: cálculos del autor.

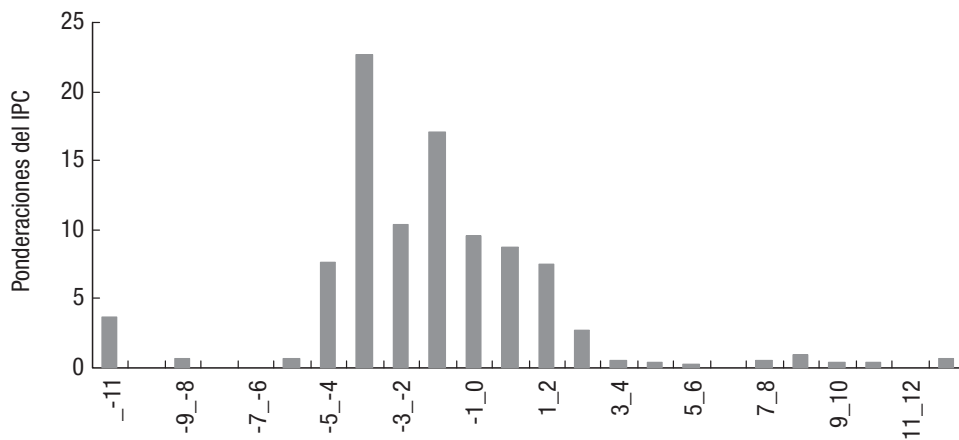
Las variedades con coeficientes entre 3 y 5 incluyen la gasolina para transporte y algunos servicios de transporte, el pasaje aéreo, el servicio de energía eléctrica y algunos bienes consumibles y durables que son importados.

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 esta 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.

Además, el 12,8% del IPC presenta coeficientes inferiores a -5, los cuales corresponden a un conjunto de variedades de otros servicios y pasaje aéreo, principalmente.

GRÁFICO 8. DISTRIBUCIÓN DE LOS VALORES DEL COEFICIENTE DE LA DEVALUACIÓN PARA LA EXPLICACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE UNA DISMINUCIÓN DE LOS PRECIOS



Fuente: cálculos del autor.

c. Brecha del PIB

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

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 de transporte	29,9	-44,9

Fuente: cálculos del autor.

La *hazard* de las reducciones de los precios tiende a ser más sensible a las disminuciones 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 las reducciones de precios debido a una reducción de cien pbs de la brecha del PIB es más grande que el aumento en la frecuencia de los incrementos debido a un incremento de cien 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 para los indexados al costo unitario de producción.

Además, 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 a costo unitario de producción a cambios en la brecha del PIB es bastante moderada.

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 enfrenta el minorista particular.

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.

CUADRO 8. HETEROGENEIDAD NO OBSERVADA: PONDERACIÓN TOTAL DE LAS VARIEDADES EN LAS QUE LA FRAGILIDAD FUE SIGNIFICATIVA

Clasificación que homogeneiza la heterogeneidad	No fragilidad	Fragilidad
Alimentos perecederos	0,1	4,7
Alimentos semiprocados	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 de transporte	0,4	0,4

Fuente: cálculos del autor.

En total, el 50,5% del IPC registra heterogeneidad no observada. Esto corresponde principalmente a las variedades de los grupos de alimentos (perecederos, semiprocados y procesados), bienes consumibles y alimentos fuera del hogar. El 45,5% del IPC no registra heterogeneidad no observada, lo cual corresponde principal-

mente a las variedades de servicios indexados a la inflación, vestuario, servicios **indexados a los costos unitarios de producción, y otros bienes y servicios de diferentes grupos**. Para el restante 4% del IPC no se realizaron los cálculos por falta de muestra.

Estos resultados no son sorprendidos. Los alimentos contienen distintas calidades y marcas, mientras que los servicios indexados a la inflación tienden a tener comportamientos muy homogéneos por 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 de 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 del 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 evidencia muy fuerte de riesgos competitivos entre incrementos y disminuciones de precios. Las *hazard* estimadas para el evento cambio de precio presentan signos que no son razonables con respecto 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 la mayor parte del IPC.
- Además, el efecto de incrementos de la inflación sectorial acumulada sobre la *hazard* de un incremento de los precios es más alto 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 alto 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 una fuerte heterogeneidad que se debe al tipo de minorista que distribuye el ítem. Para alimentos perecederos y semi-procesados, los hipermercados tienen precios muy flexibles y 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

- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carvalho, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1), article 1.
- Carvalho, C., & Nechio, F. (2008). Aggregation and the PPP puzzle in a sticky prices model. Unpublished mimeo.
- Carvalho, C., & Schwartzman, F. (2008). Heterogeneous price setting behavior and aggregate dynamics: Some general results. Unpublished manuscript.
- DANE. (1999). Metodología del IPC-98, Bogotá, Grupo de Trabajo IPC, disponible en http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/metodologia_IPC-98.pdf.
- Dias, D., Marques, C., & Santos, J. (2005). *Time or state dependent pricing rules? Evidence from Portuguese micro data* (Working Paper Series N° 511). European Central Bank.
- Eichengreen, M., & Fisher, J. (2003). Testing the Calvo model of sticky prices. *Economic Perspectives*, Q II, 40-53.
- Fougere, D., le Bihan, H., & Sevestre, P. (2005). *Heterogeneity in consumer price stickiness: A microeconomic investigation* (ECB Working Paper N° 536).

- Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output. *The American Economic Review*, 85(1), 219-239.
- Golosov, M., & Lucas, Jr., R. (2003). *Menu costs and Phillips curves* (NBER Working Paper N° 10187). Disponible en <http://www.nber.org/papers/w10187>.
- Golosov, M., & Lucas, Jr., R. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- Grambsch, P., & Therneau, T. (1994). Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals. *Biometrika*, 81, 515-526.
- Heckman, J., & Singer, B. (1984). Econometric duration analysis. *Journal of Econometrics*, 24, 63-132.
- Julio, J., Zárate, H., & Bejarano, M. (2009). The stickiness of Colombian consumer prices (*Borradores Semanales de Economía*, 578). Disponible en <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra578.pdf>.
- Meeker, W. Q., & Escobar, L. A. (1998). *Statistical methods for reliability data*. John Wiley and Sons.
- Misas, M., López, E., & Parra, J. (2009). *La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa* (*Borradores Semanales de Economía* N° 569). Banco de la República.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Taylor, J. (1999). Staggered price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of Macroeconomics*, 15. Nueva York: Elsevier.
- Vaida, F., & Xu, R. (2000). Proportional hazards model with random effects. *Statistics in Medicine*, 19, 3309-3324.