

## **Reglas de fijación de precios de los productores colombianos: evidencia a partir de los modelos de duración con microdatos del índice de precios del productor**

Héctor Manuel Zárate\*

\* Jefe de estadística, Sección de Estadística, Banco de la República. Profesor del Departamento de Estadística, Universidad Nacional de Colombia. Correo electrónico: hzaratso@banrep.gov.co.

Las opiniones del autor no coinciden necesariamente con las del Banco de la República ni las de su Junta Directiva. El autor agradece al personal de la Sección de Estadística del Departamento Técnico y de Información Económica por el suministro de la información de los precios. Agradece también la colaboración de Manuel Hernández, Mario Ramos, Norberto Rodríguez y Juan Manuel Julio.

## I. INTRODUCCIÓN

La forma en que las firmas determinan sus políticas de precios tiene implicaciones importantes en la respuesta de la producción y la inflación a las innovaciones nominales que afectan la economía. Dos hechos empíricos han explicado el comportamiento de las firmas. El primero se relaciona con que, dados los costos de los factores, estos impiden que los precios respondan rápidamente a cambios en la demanda. El segundo indica que la mayoría de las firmas no cambian los precios de sus bienes continuamente, por lo que hay un rezago entre los precios y sus determinantes. Ambos factores han contribuido al ajuste lento del nivel de precios cuando hay variaciones en la demanda agregada.

La identificación del tipo de rigidez de precios que caracteriza la economía es un tema crucial, que ha sido estudiado recientemente tanto teórica como empíricamente, debido a las diversas implicaciones de los choques sobre los agregados macroeconómicos (Blanchard y Fisher, 1989). Los modelos teóricos de rigideces de precios sugeridos en la literatura pueden ser clasificados ampliamente en dos categorías: los modelos que dependen del tiempo y aquellos que dependen del estado de la economía.

Los efectos de la política monetaria tienen diferentes implicaciones con estos dos mecanismos para ajustar precios. En la primera clase de modelos, la decisión de cambiar los precios es exógena y depende de una regla exógena (véanse Calvo, 1983, y Taylor, 1980); la principal consecuencia es que el efecto de la política monetaria tiene cierto rezago, ya que la reacción de este tipo de agentes a los choques no es inmediata, lo que implica que un cambio permanente no anticipado en la cantidad de dinero tiene un impacto temporal sobre la actividad económica y finalmente se afecta el nivel de precios. Por otra parte, los modelos dependientes del estado se basan en que las firmas deciden cambiar precios endógenamente, con la consecuencia de que los agentes reaccionan de forma inmediata, lo que causa que los efectos dependan de variables que describen el estado de la economía.

En este artículo se implementan los modelos de duración con el propósito de identificar los tipos de reglas de precios latentes entre los productores colombianos. Para este análisis, se utilizan los precios individuales recolectados por la Sección de Estadística del Banco de la República para el cálculo del índice de precios del productor (IPP), durante el período comprendido entre junio de 1999 y diciembre de 2006.

El análisis empírico se hace a través de la metodología de la función *hazard* sobre la duración de precios<sup>1</sup>, con la cual se estima la probabilidad instantánea de cambiar los precios y, además, se caracteriza el signo y la magnitud de la dependencia en el tiempo y en el estado de las diferentes reglas de fijación de precios. En estos modelos de duración se especifica la función *hazard* individual como el producto de una función *hazard* de referencia, cuya forma captura la dependencia en el tiempo, y de un término que depende de variables que cambian a través del tiempo, con el cual se estima la dependencia del estado.

Un requisito crucial para la implementación exitosa de los modelos de duración es descontar apropiadamente la heterogeneidad observada en las duraciones de los precios de todos los sectores de la economía<sup>2</sup>. Además, en estos modelos está presente la heterogeneidad no observada, que resulta principalmente de la omisión de variables relevantes. Un tratamiento inadecuado produce estimaciones inconsistentes de la función *hazard*. En este trabajo se identifica el tipo de rigidez de precios de los productores a través de los modelos de duración para los cambios de precios, controlando la heterogeneidad observada mediante la conformación de estratos de productos homogéneos y utilizando las ventajas del método flexible bayesiano que elimina la heterogeneidad no observada y permite estimar por tramos la función *hazard* para cada estrato. Así mismo, se incorpora información *a priori* de los parámetros y se utiliza la metodología de riesgos en competencia para explicar los determinantes de los incrementos y disminuciones de los precios en la probabilidad de que las firmas cambien los precios.

El resto del artículo está organizado de la siguiente forma. En la Sección II se expone la relación que hay entre las principales teorías de rigideces de precios y la función *hazard* obtenida del análisis de duración. En la Sección III se describen los datos y sus características. En la Sección IV se resumen las consideraciones técnicas y se describe la metodología utilizada. La estimación de los modelos y el contraste de las hipótesis acerca de la dependencia en el tiempo se presentan en la

---

<sup>1</sup> Formalmente, la función *hazard* para el mes  $t$  es el número de rachas de precios que finalizan durante el mes dividido entre el número de precios cuyas rachas no han finalizado en el comienzo del mes  $t$ .

<sup>2</sup> Es un hecho empíricamente probado que las estimaciones de las funciones *hazard* agregadas tienen un sesgo decreciente cuando se basan en duraciones que provienen de productos heterogéneos. Este hecho es conocido como el efecto *mover-stayer* (véanse Dias, Marques y Santos, 2005 y Kiefer, 1988).

Sección V. Por su parte, en la Sección VI, se verifica de acuerdo con la dependencia del estado, utilizando modelos de riesgos en competencia. Finalmente, en la VII se presentan las conclusiones.

## II. PATRONES TEÓRICOS DE LA FUNCIÓN *HAZARD* PARA EL CAMBIO DE PRECIOS

En esta sección se describen los principales modelos que se utilizan en la fijación de precios y se establece la relación con la función *hazard* del cambio de precios, la cual responde la siguientes pregunta: ¿Es más probable que los precios de los bienes con cambios de precios recientes sean modificados en comparación con aquellos que han permanecido con precios constantes por un largo período de tiempo?

Los modelos de economía monetaria de rigideces de precios se pueden clasificar en dos categorías generales: los que dependen del tiempo y aquellos que dependen del estado (Blanchard y Fisher, 1989). En la primera clase de modelos, los productores cambian precios en intervalos de tiempo fijos o aleatorios. El modelo propuesto por Taylor (1980) de contratos escalonados es el principal representante de esta clase y supone que los precios y salarios de las firmas son negociados por períodos fijos. Este modelo refleja la estrategia de los productores de cambiar precios cada cierto período de tiempo y, por consiguiente, la probabilidad de cambiar los precios es cero en los primeros períodos, con picos registrados en el período en que se renueva el contrato. Es de anotar que en el evento de que varias firmas con diferentes contratos coincidan en el período de cambio de precio, la función *hazard* registra varias modas para la muestra de rachas de precios que se está analizando.

Por otra parte, una alternativa a los contratos escalonados surge con el modelo propuesto por Calvo (1983), en el cual cada firma tiene probabilidad instantánea y constante de cambiar los precios sin tener en cuenta el tiempo que ha transcurrido desde el último cambio de precio. La forma de la función *hazard* que se predice bajo este modelo es plana, debido a que el porcentaje de firmas que ajustan los precios cada mes no cambia a través del tiempo. En este modelo, el tamaño del precio promedio de estos ajustes depende de los choques anteriores. No obstante, los modelos de Taylor (1980) y Calvo (1983) son equivalentes cuando se considera la frecuencia de firmas que cambian los precios en forma agregada.

En la literatura monetaria existen otros modelos híbridos dependientes del tiempo que combinan agentes de Taylor y Calvo. En esta clase se encuentra el modelo de Calvo truncado, en el cual la función *hazard* es constante hasta un valor máximo y creciente después de este valor.

Los modelos que dependen del estado especifican que la duración y el tamaño del cambio de los precios que ajustan las firmas varían de acuerdo con el estado de la economía. Por lo tanto, el efecto de los choques nominales sobre la actividad económica también depende del estado de la economía, ya que el nivel general de precios se forma con el porcentaje de firmas que cambian los precios. Hay varios factores que pueden influir en la decisión de la firma de no cambiar el precio. Por ejemplo, si el beneficio que se pierde por la diferencia con el precio óptimo es menor que el costo fijo de cambiar el precio. En estos modelos la pendiente de la función *hazard* depende de varios parámetros, como son: la inflación de largo plazo, la forma de la función de demanda de las firmas, la devaluación nominal, entre otros. En este trabajo, en los modelos dependientes del estado, la probabilidad de cambiar precios depende de la distancia del precio actual con respecto al precio óptimo, la cual es función de las variables que describen el estado de la economía. El efecto de estas variables sobre la probabilidad de cambiar los precios depende de si los precios se han incrementado o disminuido.

Aunque en principio la función *hazard* puede tener cualquier forma, en la práctica una característica importante de los modelos citados anteriormente es que esta función no es decreciente. Las funciones *hazard* crecientes con respecto al precio óptimo son razonables, ya que es improbable que las firmas toleren grandes diferencias con respecto al precio óptimo, de la misma forma que lo hacen con pequeños desvíos.

### III. DATOS

Para el análisis empírico se utilizan los precios que los productores colombianos (importadores y productores locales de bienes producidos y consumidos en el país) reportaron a la oficina de estadística del Banco de la República, para la elaboración del IPP para el período de junio de 1999 a diciembre de 2006. La base original contiene 540.069 reportes de precios mensuales. Julio y Zárate (2006) describen las características de la base de datos, la estructura de ponderaciones y los correspondientes procesos de imputación que se efectuaron.

La variable relevante en este análisis es la duración del precio de un producto particular, la cual se refiere a los meses en que una categoría de producto permanece constante. Así, una racha de precios es una sucesión ininterrumpida de reportes de precios constantes asociados a una categoría de producto, la cual puede ser descrita a partir de tres elementos: la fecha de la primera cotización, el nivel de precios y el número de meses sin cambiar el precio. Cabe destacar que las duraciones de los precios se estiman directamente a través de promedios ponderados. Los hechos empíricos, las estadísticas descriptivas, las distribuciones de las frecuencias de cambio de precios y las duraciones de precios para el caso colombiano se encuentran documentadas en Julio y Zárate (2006).

Se deben tener en cuenta las características en los datos que a su vez tengan efectos considerables sobre la consistencia de las estimaciones obtenidas del análisis de duración. Primero, el truncamiento, que se refiere a cuando la firma que reporta los precios interrumpe el envío de información y, en consecuencia, la unidad estadística de análisis abandona la muestra antes del final del período de observación. Esto puede suceder porque hay productos que desaparecen del mercado o por liquidación de la empresa. En segundo lugar, el censuramiento sucede cuando el período de observación está restringido por la disponibilidad de los datos.

#### **IV. FACTORES QUE DETERMINAN LA PROBABILIDAD DE OBSERVAR UN CAMBIO DE PRECIO**

El análisis en esta sección se realiza en varias etapas. En la primera, se presentan algunas consideraciones técnicas que deben ser tenidas en cuenta en la estimación e interpretación de las funciones *hazard* agregadas. En la segunda, se utiliza la especificación de la función *hazard* por tramos para probar por la dependencia del tiempo. Posteriormente, se presenta la metodología de riesgos en competencia para investigar la dependencia del estado, teniendo en cuenta las rachas que terminaron subiendo los precios y las que los bajaron.

##### ***A. Consideraciones técnicas de la función hazard agregada***

Si la distribución de las rachas de precios es homogénea entre las firmas, la función agregada no presenta ninguna dificultad y su estimación es directa a través de los métodos tradicionales. No obstante, la frecuencia de cambios de precios difiere entre sectores y firmas y a través del tiempo (véanse Julio y Zárate, 2006,

para Colombia). No tener en cuenta esta heterogeneidad puede causar resultados sesgados de las estimaciones de la función *hazard* agregada.

El sesgo de una dependencia negativa implica que la función *hazard* siempre tiene un patrón decreciente sin importar la forma de las funciones *hazard* individuales. Lo anterior sucede debido a que la participación de rachas de corta duración disminuye a medida que el horizonte de tiempo se aumenta y, en consecuencia, la probabilidad de cambiar precios disminuye. De esta forma, una función agregada con pendiente negativa puede ser compatible con funciones constantes individuales predichas por el modelo de Calvo.

En este estudio es importante considerar el efecto de la heterogeneidad no observada, la cual se refiere a las diferencias en las distribuciones de la duración después de controlar por las variables explicativas y puede ocurrir por la incorrecta especificación de la forma funcional del modelo o por la omisión de variables fundamentales. Dado que el sesgo ocurre cuando se asumen supuestos paramétricos, la mejor solución es utilizar una especificación flexible de la función *hazard* mediante la metodología semiparamétrica con estimación bayesiana.

## **B. Funciones hazard no condicionadas**

Las funciones no condicionadas, que relacionan la probabilidad de un cambio en los precios con la duración de la racha de precios, se estiman bajo el supuesto de probabilidad de cambio constante a través del tiempo.

Los Gráficos 1.1 a 1.3 muestran estas funciones obtenidas por el método de Kaplan-Meier<sup>3</sup> para diferentes clasificaciones del IPP: según la procedencia de los bienes (producidos y consumidos internamente e importados), la actividad económica (agricultura, minería, industria, consumo intermedio) y la concentración del mercado. Se observa que, en general, hay un gran porcentaje de rachas con duraciones de un mes, lo cual explica que las funciones tengan pendiente negativa. Lo anterior, debido a que la participación de artículos con rachas de precios cortas, que

---

<sup>3</sup> El estimador de Kaplan-Meier mide la proporción de rachas que duraron hasta  $t$ , dado que no habían en el período anterior ( $t - 1$ ). Así, la estimación  $\hat{h}(t) = d_i/n_i$ , donde  $d_i$  es el número de rachas que se terminan en el período  $t$  y  $n_i$  es el número de rachas que duraron hasta el período anterior  $t - 1$ .

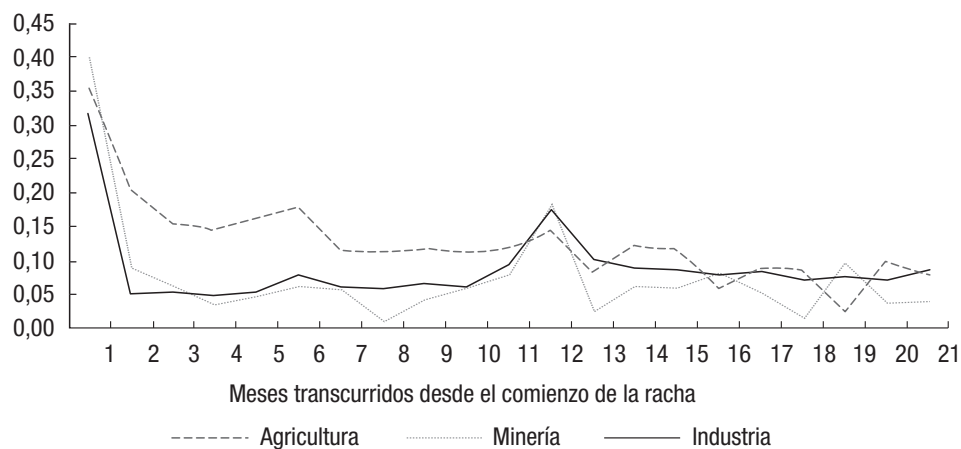
pertenecen a reglas más flexibles, disminuye cuando se consideran horizontes de tiempo más amplios.

Además, los sectores minero e industrial presentan una estacionalidad marcada cada doce meses, lo que sugiere la presencia de reglas de tipo Taylor en la formación de precios. Por otra parte, en el sector agrícola se percibe que la probabilidad de cambiar los precios desciende lentamente, lo cual podría ser compatible con la predominancia de reglas de tipo Calvo en este sector.

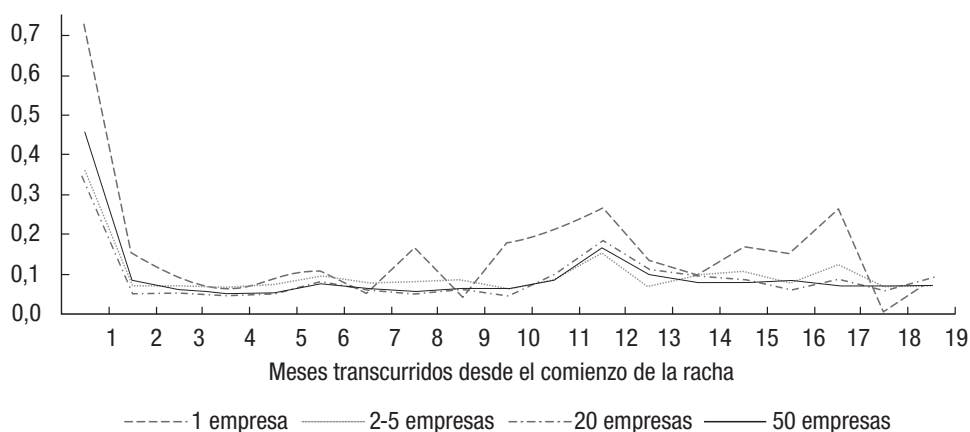
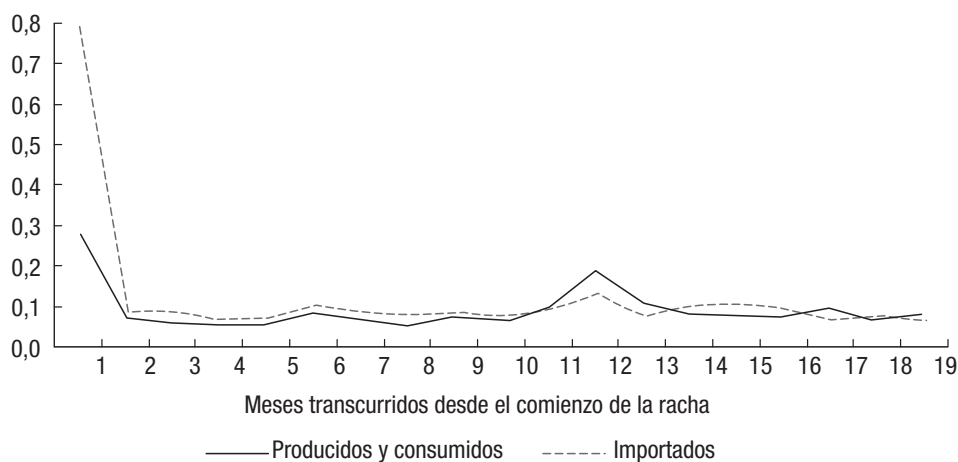
Las funciones *hazard* no condicionadas presentadas en esta sección no sugieren evidencia concluyente del tipo de regla utilizada por los productores. Para distinguir entre las diferentes reglas de formación de precios, utilizando este tipo de metodología, se debe comprobar la estabilidad de varias funciones *hazard* no condicionales para diferentes períodos de tiempo, lo que es interpretado como dependencia en el tiempo. No obstante, esta alternativa es imposible de implementar dada la limitación temporal de la muestra que se está analizando.

### ***Funciones hazard no condicionadas: Kaplan-Meier***

**GRÁFICO 1.1. SEGÚN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LOS BIENES**





**GRÁFICO 1.2. SEGÚN LA CONCENTRACIÓN DEL MERCADO****GRÁFICO 1.3. SEGÚN LA PROCEDENCIA DE LOS BIENES**

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

### C. Modelos de hazard proporcionales estratificados

El análisis econométrico de la duración tradicionalmente se basa en la condición de separabilidad, la cual considera que los datos son generados por una función *hazard* condicional, obtenida como el producto de una función de referencia y una combinación lineal de variables aleatorias que varían en el tiempo. El modelo de *hazard* proporcional analiza estos componentes y especifica la función *hazard* para el cambio de precios de la siguiente forma:

$$h(t | x) = h_0(t) \exp\left(\sum_{i=1}^p \beta_i x_i\right), \quad (1)$$

donde  $h_0(t)$  es llamada la función *hazard* de referencia, que mide la dependencia del tiempo. Esta función es desconocida y se asume constante. Por su lado,  $x_t$  representa las variables de la economía que varían a través del tiempo y  $\beta_i$  es el vector de parámetros asociados con las variables  $x_t$ . Bajo este esquema, los coeficientes y la función de referencia deben ser estimados con los datos de duración de los precios.

No obstante, debido a la heterogeneidad en las duraciones de los precios y a la presencia de esquemas de censuramiento en las rachas de precios, el supuesto de *hazard* proporcional global es difícil de contrastar. La alternativa de solución en este caso es conformar estratos, utilizando para ello la actividad económica y la procedencia de los bienes y posteriormente el modelo de *hazard* proporcional para cada uno de los estratos. Las firmas en el  $j$ -ésimo estrato tienen una función *hazard* de referencia  $h_{0j}(t)$  y el efecto de las variables explicativas puede ser representado por el modelo de *hazard* proporcional en cada estrato de la siguiente forma:

$$h_j(t|x) = h_{0j}(t) \exp\left(\sum_{i=1}^p \beta_i x_i\right) \quad j = 1, \dots, s \quad \text{estratos.} \quad (2)$$

En este modelo, los coeficientes de regresión se asumen iguales en cada estrato, pero las funciones *hazard* de referencia pueden ser diferentes y completamente no relacionadas. En otras palabras, las variables explicativas tienen efecto similar sobre la función de referencia de cada estrato.

#### **D. ¿Por qué la metodología bayesiana por tramos?**

En la etapa de estimación de los parámetros y para efectuar las correspondientes pruebas de hipótesis, los métodos semiparamétricos bayesianos ofrecen una estrategia de modelamiento más general, que se basa en menos supuestos y que se ajustan naturalmente a los modelos de duración, ya que estos son particularmente difíciles de estimar debido a que existen diferentes esquemas de censuramiento y truncamiento en las duraciones de precios, los cuales a su vez afectan la varianza de los estimadores. Adicionalmente, el método bayesiano permite incorporar información *a priori*.

En resumen, hay varias ventajas en la flexibilidad y disponibilidad de estas herramientas para analizar datos y modelos, además de las ventajas en la estimación con valores perdidos y con muestras reducidas. El análisis puede ser efectuado en una forma natural y unificada, que elimina la heterogeneidad no observada. Por otro lado, uno de los modelos más convenientes para analizar las duraciones de

las rachas de precios es el modelo de *hazard* constante por tramos. Las funciones básicas que provienen de estos modelos de duración se describen en Therneau y Grambsch (2000).

## **V. PRUEBAS DE DEPENDENCIA EN EL TIEMPO UTILIZANDO EL MODELO DE *HAZARD* CONSTANTE POR TRAMOS**

### ***A. Especificación y estrategia empírica***

En esta sección se describe la estrategia empírica para contrastar por la dependencia en el tiempo de los precios que los productores colombianos establecen. Como se ha anotado anteriormente, la heterogeneidad en las reglas de precios hace que las funciones *hazard* agregadas siempre tengan una pendiente negativa.

De acuerdo con Julio y Zárate (2006), esta heterogeneidad se observó en las duraciones de precios para las diferentes clasificaciones que conforman el IPP. Así, según el origen, los bienes producidos y consumidos tienen una duración mediana de 5,37 meses y los importados 2,88 y, según el destino económico de los bienes, el consumo intermedio 4,8, en tanto que los materiales de construcción 6,97. Adicionalmente, la heterogeneidad en la duración también ha sido observada a través del tiempo.

Para controlar por estas diferencias en las duraciones y eliminar el efecto de la heterogeneidad, se realizaron los siguientes pasos. Primero, se formaron estratos al nivel de desagregación más detallado con la canasta del IPP, que está conformada por 234 códigos con siete dígitos que identifican la actividad económica de cada producto según la clasificación CIU y de acuerdo con dos clasificaciones que identifican la procedencia de los bienes (importados o producidos y consumidos en el mercado interno). La interacción entre las dos clasificaciones permitió formar 223 estratos que contienen cada uno más de cien rachas. Segundo, en cada estrato se estimó el modelo por tramos con técnicas bayesianas para las duraciones de precios, con el fin de obtener la función *hazard* de referencia. En los Gráficos A3.3 y A3.4 del Anexo 3, se muestran las funciones *hazard* de referencia estimadas con el método semiparamétrico por tramos.

Finalmente, para cada estrato se contrastó la hipótesis de que la función es constante y, en consecuencia, que las predicciones del modelo de Calvo son apropiadas

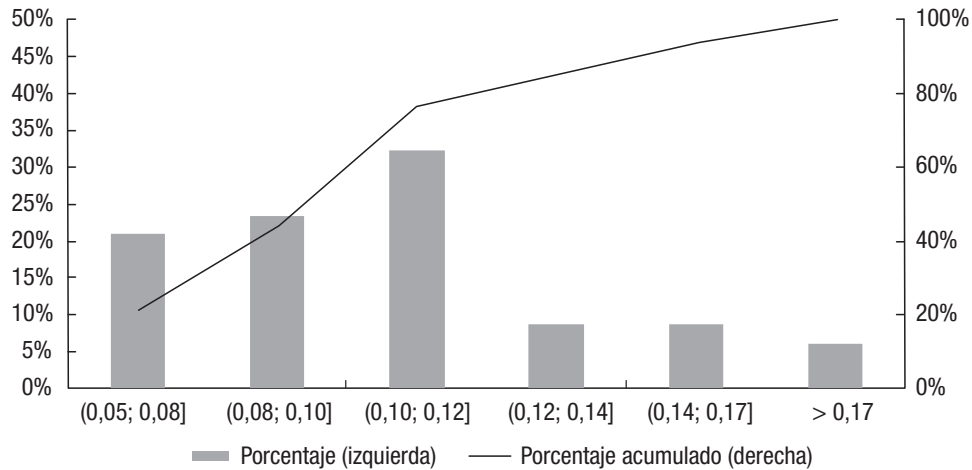
en caso de que la hipótesis nula sea escogida. En términos estadísticos, esta hipótesis se especifica como:  $H_0 : h_1 = h_2 = \dots = h_{12}$ . Los resultados de las pruebas acerca de la forma de la función *hazard* se muestran en el Cuadro 1, en donde se presenta el porcentaje de estratos para los cuales se escoge la hipótesis de *hazard* constante y creciente. Se destacan los siguientes resultados.

- 1) El porcentaje de estratos que son consistentes con las predicciones del modelo de Calvo, de *hazard* constante, alcanza el 36,3%. Además, cabe destacar que de los estratos en donde la *hazard* no es constante el 32,3% corresponde a patrones con *hazard* creciente. Es de anotar que el 68,6% de los estratos tienen *hazard* con patrones no descendientes.
- 2) Se puede observar que hay heterogeneidad por sectores. La función *hazard* constante es relevante en sectores de agricultura, especialmente en alimentos procesados, el 34,8% de la industria.  
En los casos en que la función es constante, como se muestra en el Gráfico 2, hay considerable heterogeneidad en el nivel de la función *hazard* de referencia.
- 3) Según la procedencia de los bienes, para los bienes producidos y consumidos hay un porcentaje de 40% en que la función *hazard* es constante. Por otra parte, en los bienes importados el 41% de los modelos estimados son de riesgo constante. De acuerdo con la actividad económica de los bienes, se destacan los que provienen de la industria, ya que el 43,1% de los modelos tiene función de riesgo constante. Resalta el comportamiento de la agricultura, que registra el 70,6% de los estratos con *hazard* constante.

**CUADRO 1. PRUEBAS DE HIPÓTESIS PARA DETERMINAR LA FORMA DE LA FUNCIÓN HAZARD**

Clasificación económica	Promedio de rachas	Estratos	Dependencia del tiempo	%	Incremento de la <i>hazard</i>	%
Total	1.616	223	81	36,3	72	32,3
Agricultura	3.891	17	12	70,6	2	11,8
Minería	645	8	0	0,0	3	37,5
Industria	1.460	198	69	34,8	67	33,8
Producidos y consumidos	1.882	127	40	31,5	55	43,3
Importados	1.265	96	41	42,7	17	17,7

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

**GRÁFICO 2. PARÁMETROS DE LA FUNCIÓN HAZARD PARA LOS ESTRATOS CON DEPENDENCIA DEL TIEMPO**

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

## VI. PRUEBAS DE DEPENDENCIA DEL ESTADO UTILIZANDO MODELOS DE RIESGOS EN COMPETENCIA

De acuerdo con Caballero y Engel (1993), para juzgar por la dependencia del estado se deben tener en cuenta dos condiciones. La primera se refiere a que la función *hazard* depende de la diferencia entre el precio de la firma y un precio “sin fricción”, el cual se aproxima por el precio promedio del mismo grupo al que pertenece el producto particular en el IPP. La segunda hace énfasis en que la función *hazard* es diferente cuando los precios aumentan que cuando disminuyen, ya que el efecto de algunas variables sobre la probabilidad de cambiar precios varía en ambos casos. Por ejemplo, cuando la inflación acumulada desde el último cambio de precios es positiva, entonces la probabilidad de una reducción de precios disminuye, en tanto que la probabilidad de un aumento de precios aumenta. Lo anterior debido a que las firmas reaccionan de diversas formas cuando los costos de producción o la demanda de sus productos se incrementan o disminuyen. En consecuencia, la metodología de riesgos en competencia para modelos de duración es relevante, ya que tiene en cuenta los aspectos citados anteriormente.

### A. Implementación empírica

Para verificar por la dependencia del estado, en cada estrato se incluyen variables que cambian a través del tiempo. En primer lugar, la inflación acumulada en cada

racha dentro de cada sector, definida como la variación del IPP del sector entre el mes en que se acaba la racha y que precede el comienzo de la siguiente. Esta variable es una sustituta de la inflación en los costos de producción en el sector bajo consideración y mide la evolución de los precios de los competidores para productos similares. Además, entre las variables explicativas se incluyen la brecha del producto, la devaluación acumulada de la racha y variables *dummy* para identificar la región.

Un incremento en los precios de los competidores es un incentivo para que la firma incremente el precio. En ambos casos, se espera que una inflación positiva incremente la probabilidad de aumentar los precios y, en consecuencia, disminuya la de bajar el precio. En la base de datos, el final de una racha de precios puede corresponder a cuatro eventos diferentes: un incremento en el precio del artículo, una disminución en el precio del artículo, el reemplazo de un producto o el censuraimiento a la derecha (la racha continúa hasta después del período de observación). La reacción de los productores de ajustar precios puede depender de si la racha de precios termina por un aumento de precios o por una disminución. Además, el impacto de algunas variables sobre la probabilidad de cambiar precios es diferente en ambos casos. En este modelo, la función *hazard* depende del tipo de evento.

Debido a que la desviación de precios se aproxima con la inflación acumulada del sector, las estimaciones se interpretan como una indicación de dependencia del estado. Otras variables que se incluyeron en algunos ejercicios fueron la variabilidad de la inflación y algunos indicadores de producción. La hipótesis nula en este caso es:  $H_0 : \beta_{inf} = 0$ . Así, la escogencia de la hipótesis alternativa significa que la duración de la racha de precios depende de la inflación acumulada del sector y, en consecuencia, hay evidencia de que en este estrato la duración de la racha de precios depende del estado.

## **B. Resultados de la estimación**

La estimación se realizó con el modelo de *hazard* constante por tramos utilizando la estrategia bayesiana para modelos en competencia. Una completa descripción de la metodología se encuentra en Pintilie (2006). Para facilitar este análisis, en el Cuadro 2 se presentan la frecuencia y el porcentaje de estratos para diferentes clasificaciones del IPP, en las cuales el parámetro de inflación tiene efecto sobre la probabilidad de cambiar los precios por parte de las firmas. Los resultados se resumen en el siguiente párrafo.

La dependencia del estado tiene importancia para explicar las reducciones de precios y en la mitad de los estratos el aumento de la inflación acumulada disminuyó la probabilidad de cambiar los precios. Por el contrario, el coeficiente para los incrementos de precios fue importante tan solo para el 11,2%, lo cual refleja una asimetría cuando se ajustan los precios.

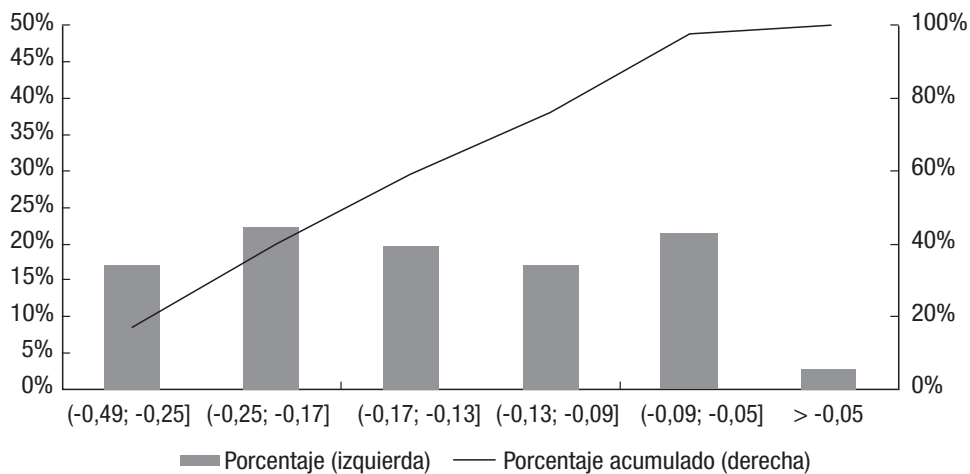
El Gráfico 3 muestra que hay considerable heterogeneidad en la magnitud del impacto de la inflación sobre la probabilidad de cambiar los precios.

**CUADRO 2. PRUEBAS SOBRE LOS PARÁMETROS ASOCIADOS CON INFLACIÓN ACUMULADA**

Clasificación económica	Incremento de precios	Disminución de precios
	Parámetros positivos y significativos	Parámetros negativos y significativos
Total	11,2%	50,2%
Agricultura	52,9%	35,3%
Minería	37,5%	12,5%
Industria	6,6%	53,0%
Producidos y consumidos	9,4%	55,9%
Importados	13,5%	42,7%

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

**GRÁFICO 3. DISTRIBUCIÓN DE LOS COEFICIENTES ESTIMADOS DE INFLACIÓN (DISMINUCIÓN DE PRECIOS)**



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

Hay evidencia de una significativa heterogeneidad en el impacto de la inflación acumulada. Los resultados de estimación del impacto de la inflación acumulada sobre la probabilidad de cambiar el precio son presentados en el Gráfico 3. El coeficiente es significativo en 54,3% para el total de la muestra y el impacto de la inflación se presenta en producidos y consumidos, en donde de los 235 estratos hay 115 con coeficiente significativo. Lo anterior provee una indicación de la importancia de la dependencia del estado en las decisiones de cambio de precios de los productores.

### ***C. Evidencia cruzada entre las hipótesis de dependencia en el tiempo y en el estado***

En el Cuadro 3 se presenta el resumen de las pruebas conjuntas de dependencia de la duración y del estado para los incrementos y disminuciones de precios. Según se infiere de este cuadro, la dependencia del estado es más importante para las disminuciones de precios, es decir, para el 57,5% de las rachas que disminuyeron los precios, un aumento de la inflación acumulada sectorial tiene efectos negativos sobre la probabilidad de cambiar los precios.

Además, la dependencia del estado es menos frecuente para los incrementos de precios, ya que tan solo para el 12,4% de las rachas de precios que incrementaron precios un aumento en la inflación sectorial causó que la probabilidad de aumentar precios fuera mayor. Esta asimetría, en la que las firmas reaccionan a los diferentes choques, se encuentra documentada en varios estudios basados en encuestas (véanse Misas, López y Parra, 2009). Por otra parte, la ausencia conjunta de la dependencia del estado y de la duración se asocia con reglas de precios de tipo Calvo. Así, según se analiza a partir del Cuadro 3, el 43,3% de los incrementos de precios está dominado por este patrón de comportamiento, en tanto que el 27,2% de las disminuciones de precios se predicen con este modelo.

Cabe destacar que hay heterogeneidad en la forma en que los productores fijan sus precios. Así, por ejemplo, el Cuadro 3 indica que hay una considerable proporción, para las disminuciones de precios, en la cual la dependencia del estado y la dependencia de la duración ocurren conjuntamente. Esta evidencia sugiere que la forma en que las firmas ponen sus reglas de precios podría ser caracterizada por una mezcla de varios modelos teóricos.



**CUADRO 3. EVIDENCIA CRUZADA DE DURACIÓN Y DEPENDENCIA DEL ESTADO**

Clasificación económica	Incremento de precios N = 201		Disminución de precios N = 195	
	No dependencia del estado	Dependencia del estado	No dependencia del estado	Dependencia del estado
No hay dependencia de la duración	43,3%	11,4%	27,2%	24,1%
Hay dependencia de la duración	44,3%	1,0%	15,4%	33,3%

*Nota:* En la primera fila (no dependencia de la duración) se reportan los modelos para los cuales la hipótesis nula  $H_0: h_1 = \dots = h_2$  es escogida. La primera columna reporta los modelos para los cuales la hipótesis nula de no dependencia del estado ( $H_0: \beta_{mf} = 0$ ) es escogida.  $N$  es el número de modelos que se estimaron.

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

## VII. CONCLUSIONES

En este artículo se han analizado las reglas de fijación de precios de los productores colombianos, estimando modelos de duración al nivel más desagregado posible. Tres resultados pueden ser señalados en este estudio. Primero, el supuesto de la función *hazard* de referencia constante se cumple en aproximadamente una tercera parte de los estratos conformados, lo cual es consistente con las predicciones derivadas del modelo de Calvo. Este resultado muestra que al estimar modelos al nivel más desagregado posible, se evita el problema de agregación de la función *hazard* decreciente y las estimaciones están acordes con los modelos teóricos.

Segundo, tanto la forma de la función *hazard* de las duraciones de precios como el nivel varían entre las diferentes clasificaciones del IPP.

Tercero, hay evidencia de dependencia del estado en aproximadamente la mitad de los casos en los que los precios disminuyeron. Esto es, la probabilidad de cambiar precios disminuye cuando se aumenta la inflación acumulada del sector. Además, se observa una alta heterogeneidad del coeficiente asociado a la inflación acumulada. Cabe destacar que el período de tiempo del estudio se caracterizó por una inflación del productor decreciente, lo que implicó incrementos de precios menos frecuentes y en este caso la evidencia de dependencia del estado no es determinante.

No obstante, se percibe una asimetría en la probabilidad de cambios de precios, ya que los determinantes de los incrementos de precios difieren de aquellos que afectan

las disminuciones de precios. Por otra parte, se encontró que la dependencia del estado es más importante en las disminuciones de precios que en los incrementos.

Los resultados de este trabajo sugieren algunas implicaciones prácticas en el modelamiento macroeconómico, debido a que los productores colombianos ajustan los precios utilizando mezclas entre reglas dependientes del estado, reglas dependientes del tiempo y reglas flexibles.

Además, los modelos dependientes del tiempo y del estado tienen implicaciones en el tamaño del cambio de precio. La estimación de un modelo conjunto para la duración y el tamaño constituye un tema para investigaciones futuras.

## REFERENCIAS

- Blanchard, O., & Fisher, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*. Cambridge: MA, MIT Press.
- Caballero, R., & Engel, E. (1993). Microeconomic adjustments hazards and aggregate dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 359-383.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework: The frequency of price adjustments. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Dias, A., Marques, R., & Santos, J. (2005). Time or state dependent price rules? Evidence from Portuguese micro data. *Eurosystem Inflation Persistence Network*, 511.
- Ibraim, J. A., Cheng, M., & Sinja, D. (2001). *Bayesian survival analysis*. Springer.
- Julio, J., & Zárate, H. (2006). The price setting behavior in Colombia: Evidence from PPI micro data. *Ensayos sobre Política Económica*, 26(56).
- Kiefer, N. (1988). Economic duration data and hazard functions. *Journal of Economic Literature*, 26(2), 646-679.
- Misas, T., López, E., & Parra, J. (2009). La formación de precios en las empresas colombianas: evidencia a partir de una encuesta directa (*Borradores de Economía*, 569). Banco de la República.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2008). *Five facts about prices*. Columbia University.
- Pintilie, M. (2006). *Competing risks: A practical perspective*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Taylor, J. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1-22.
- Therneau, T., & Grambsch, P. (2000). *Modeling survival data*. Springer.

## ANEXOS

### **Anexo 1. Modelo exponencial por tramos para probar por la dependencia del tiempo**

La verificación de las hipótesis de reglas de precios dependientes del tiempo, por parte de las firmas, se basa en la forma de la función *hazard* de referencia, que es desconocida y, por lo tanto, debe estimarse con las duraciones de precios observadas. La estrategia econométrica se fundamenta en la implementación de un modelo constante por tramos semiparamétrico con enfoque bayesiano, el cual requiere el desarrollo de varias etapas (véase Ibrahim *et al.*, 2001).

Inicialmente, se define la partición del eje del tiempo. La escogencia del número de intervalos es independiente de los datos y representa la frecuencia mensual del IPP. En este caso se escogen doce intervalos,  $0 < s_1 < s_2 < \dots < s_{12}$ . **Esto es, se tienen los  $J = 12$  intervalos de la siguiente forma:  $(0, 1], (1, 2], (2, 3], \dots, (11, 12]$ . En este modelo se supone que la función *hazard* de referencia es constante en cada subintervalo, es decir,  $h_0(t) = \lambda_j$ .**

La estructura de los datos está dada por el siguiente conjunto de información:  $D = (n, y, v)$  donde  $n$  denota el número de observaciones,  $y$  representa los datos de las duraciones de precios observadas con la muestra de estudio y  $v$  es la variable artificial, donde  $v = 1$ , si el producto particular de un productor cambia de precio y 0 en otro caso.

La función de verosimilitud de  $\lambda$  para las  $n$  observaciones se puede escribir como:

$$L(\lambda / D) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^{12} [\lambda_j]^{\partial_{ij} v_i} \text{EXP} \left\{ -\partial_{ij} \left[ \lambda_j (y_i - s_{j-1}) + \sum_{g=1}^{j-1} \lambda_g (s_g - s_{g-1}) \right] \right\}, \quad (3)$$

donde  $\partial_{ij} = 1$  si el producto cambia de precios en el  $j$ -ésimo intervalo y  $\partial_{ij} = 0$  en otro caso. Cabe destacar que en el enfoque bayesiano la inferencia estadística se realiza sobre la distribución posterior, la cual se obtiene como una proporción del producto entre la verosimilitud, dados los datos, y una distribución *a priori* sobre el parámetro  $\lambda$ , de la siguiente forma:

$$\pi(\lambda / D) \propto L(D / \lambda) p(\lambda). \quad (4)$$

Por su parte, existen diversas distribuciones *a priori* sobre la función *hazard* de referencia que se pueden utilizar en este análisis. La distribución más común es la **gamma independiente**  $\lambda_j \sim \zeta(\alpha_{0j}, \lambda_{0j})$ , para  $j = 1, 2, \dots, 12$ , donde  $\alpha_{0j}$  y  $\lambda_{0j}$  son parámetros que determinan la media y la varianza de  $\lambda_j$ . Otras distribuciones *a priori* son la **distribución uniforme (no informativa)** y la **distribución normal**. No obstante, dada la restricción en el número de observaciones, resulta atractivo utilizar algunas clases de procesos correlacionados. Así, la función gamma autorregresiva, que permite correlacionar  $\lambda$  en intervalos adyacentes anteriores, es la distribución que mejor se adaptó en el proceso de estimación. La forma de esta función se especifica como:

$$\lambda_k | \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{k-1} \sim \zeta\left(\alpha_k, \frac{\alpha_k}{\lambda_{k-1}}\right). \quad (5)$$

El análisis de los resultados consiste en tres etapas. En la primera, se evalúa la precisión de los momentos posteriores, mediante varios diagnósticos sobre la convergencia de la cadena de Markov simulada por la distribución posterior. El primero de ellos se basa en la estadística de Geewke, que compara los valores en la parte inicial de la cadena de Markov con aquellos de la parte final y los valores cercanos a cero indican que no hay evidencia de falta de convergencia. Además, las autocorrelaciones cercanas a cero de la muestra posterior para grandes rezagos indican que no hay duda sobre la convergencia. Una considerable discrepancia entre el tamaño efectivo de la muestra y la muestra que se escoge en la simulación es una clara indicación de una cadena de Markov insatisfactoria.

En la etapa de estimación, se observan los intervalos de credibilidad construidos con muestras de la distribución posterior. Finalmente, para decidir si la regla de precios depende del tiempo, se diseñó la prueba de Wald<sup>4</sup> sobre la igualdad de los doce coeficientes estimados (véase Kiefer, 1988). En caso de aceptar la hipótesis nula, se acepta la dependencia del tiempo.

---

<sup>4</sup> Esta prueba se basa en que la distribución del estimador de máxima verosimilitud, para grandes muestras, tiene distribución normal. La estadística de Wald se expresa como:  
 $\chi_S^2 = (\hat{\theta} - \theta_0)' I(\hat{\theta}) (\hat{\theta} - \theta_0)$ .

## Anexo 2. Pruebas sobre la dependencia del estado

El procedimiento estadístico es similar al descrito en el Anexo 1. Para esta verificación se asume que la función *hazard* para la  $i$ -ésima racha de precios se especifica como:

$$h(t | X_i, \theta) = h_0(t) \exp(\beta' X_{it}), \quad (6)$$

donde  $h_0(t)$  es la función *hazard* de referencia, que se asume constante en cada subintervalo,  $X_{it}$  es el valor en el tiempo  $t$  de un conjunto de variables que varían a través del tiempo y  $\beta$  es el vector de parámetros desconocido asociado con el vector de variables. La función de verosimilitud de  $(\beta, \lambda)$  está dada por:

$$L(\beta, \lambda / D) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J (\lambda_j \exp(x_i' \beta))^{\delta_{ij} v_i} \exp \left\{ \begin{array}{l} \left\{ -\delta_{ij} [\lambda_j (y_i - s_{j-1}) + \right. \\ \left. \sum_{g=1}^{j-1} \lambda_g (s_g - s_{g-1})] \exp(x_i' \beta) \right\} \end{array} \right\}. \quad (7)$$

### Especificación del modelo de riesgos en competencia para resultados múltiples

Cuando finaliza una racha de precios, los eventos que se observan posteriormente, además de que compiten entre sí, son independientes y pueden corresponder a un incremento o a una disminución del precio del artículo. Con el procedimiento de riesgos en competencia, la duración de la racha ( $T$ ) para cada cotización de precios puede ser de dos tipos ( $C$ ). La estructura de datos para los modelos de riesgos en competencia está conformada por  $(T, C)$ , donde  $T$  es continua y  $C$  es discreta con los valores 1, 2, que corresponden a los eventos descritos. La función *subhazard*  $h^*(j, t) / h(t)$  es la probabilidad condicional de que la terminación de la racha de precios sea por la causa 1, dado que el cambio de precios se observó en el tiempo  $t$ .

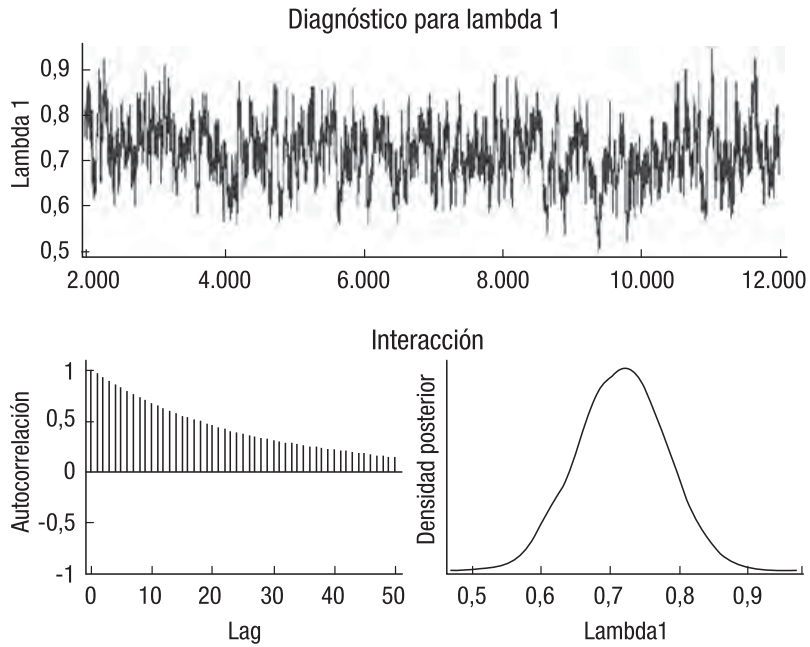
En el Anexo 3 se ilustran con un ejemplo los resultados del modelo y las diferentes etapas en el proceso de estimación bayesiano para el estrato 1, que corresponde a pantalones y chaquetas. Los gráficos presentan varios criterios de convergencia de las cadenas de Markov y describen las autocorrelaciones de las muestras de la distribución posterior. El anterior ejercicio se replicó para los 203 estratos que se conformaron en este estudio.

**Anexo 3. Ejemplo de aplicación****CUADRO A3.1. PRUEBAS SOBRE LA CONVERGENCIA DE LA CADENA DE MARKOV**

Parámetro	Geweke		Tamaño de muestra efectiva			Autocorrelación de la muestra posterior			
	z	Pr >  z	ESS	Corr. tiempo	Eficiencia	Rezago 1	Rezago 5	Rezago 10	Rezago 50
Lambda 1	3,9524	< 0,0001	206,5	48,4228	0,0207	0,9587	0,8196	0,6683	0,1382
Lambda 2	3,7673	0,0002	315,4	31,7021	0,0315	0,6639	0,5634	0,4637	0,0832
Lambda 3	3,6626	0,0002	737,5	13,5594	0,0737	0,2886	0,2568	0,1760	0,0397
Lambda 4	7,7377	0,0002	845,6	11,8258	0,0846	0,2603	0,2139	0,1745	0,0231
Lambda 5	3,8961	< 0,0001	1.505,6	6,6420	0,1506	0,1221	0,1234	0,0926	0,0199
Lambda 6	3,1425	0,0017	2.507,5	3,9881	0,2507	0,0844	0,0660	0,0439	0,0034
Lambda 7	3,3639	0,0008	1.836,1	5,4464	0,1836	0,1289	0,0938	0,0819	0,0176
Lambda 8	2,5571	0,0106	4.309,9	2,3203	0,4310	0,0569	0,0330	0,0232	0,0308
Lambda 9	2,6889	0,0072	9.168,2	1,0907	0,9168	0,0206	-0,0011	-0,0001	0,0044
Lambda 10	1,7690	0,0769	9.574,2	1,0445	0,9574	0,0222	0,0196	0,0374	-0,0005
Lambda 11	2,7477	0,0060	9.406,2	1,0631	0,9406	0,0316	0,0129	0,0221	0,0046
Lambda 12	3,4654	0,0005	1.633,5	6,1217	0,1634	0,1618	0,1015	0,0917	0,0132
inflación	1,5625	0,1182	9.034,1	1,1069	0,9034	0,0535	-0,0109	-0,0084	0,0018
Brecha_PIB	1,5178	0,1291	1.918,4	5,2127	0,1918	0,6785	0,1424	0,0292	0,0010
variación_tasa	1,2072	0,2273	6.285,0	1,5911	0,6285	0,1542	0,0016	0,0180	0,0140
R_CARIBE	-3,9568	< 0,0001	248,6	40,2286	0,0249	0,7752	0,6694	0,5508	0,1268
R_ANDINA	-4,0304	< 0,0001	206,2	48,5083	0,0206	0,9543	0,8093	0,6578	0,1491
R_ORINOQUIA	-4,0734	< 0,0001	459,5	21,7609	0,0460	0,3803	0,3308	0,2726	0,0835

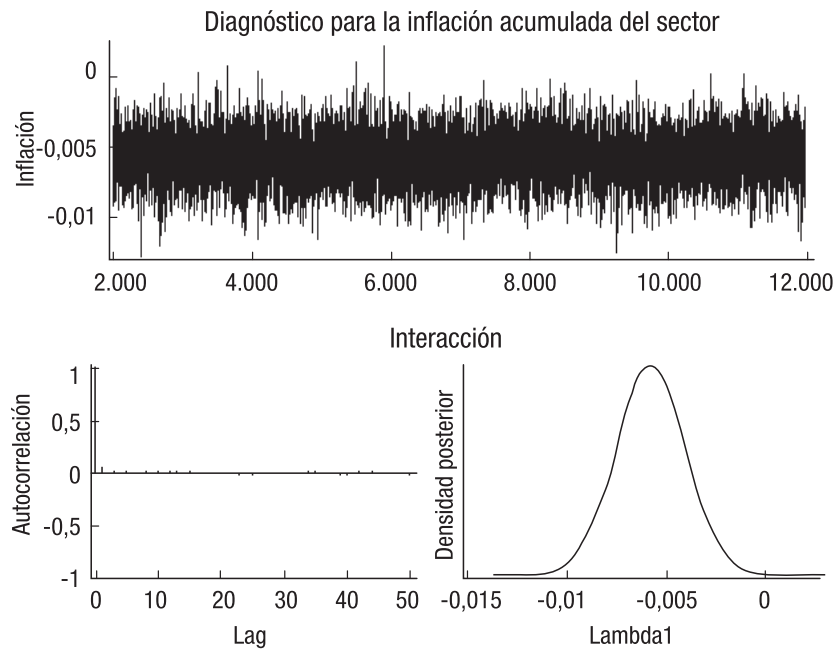
Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

**GRÁFICO A3.1. EJEMPLO DE APLICACIÓN.**  
**INSPECCIÓN VISUAL SOBRE LA CONVERGENCIA DE LA CADENA DE MARKOV.**  
**EJEMPLO DE UNA CADENA DE MARKOV QUE NO CONVERGE**



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

**GRÁFICO A3.2. CARACTERÍSTICA DE UNA CADENA DE MARKOV QUE CONVERGE**



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

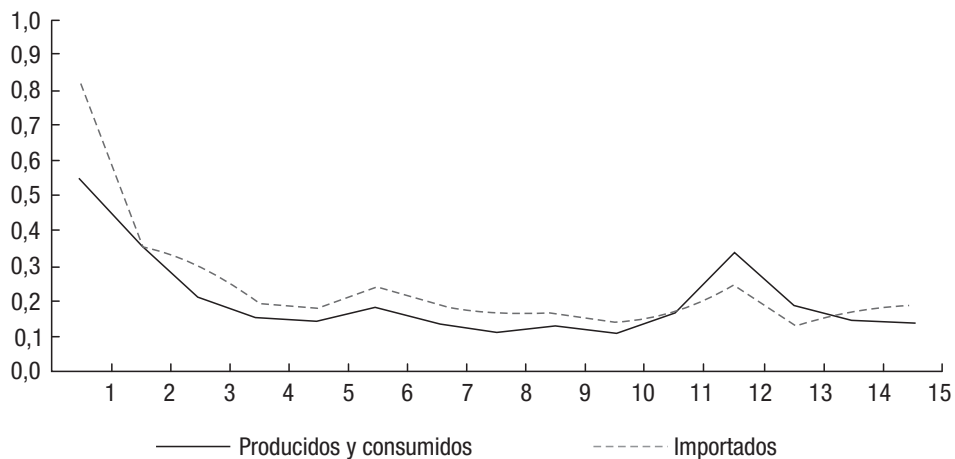
**CUADRO A3.2. ETAPA DE ESTIMACIÓN. ESTADÍSTICAS DE LA DISTRIBUCIÓN POSTERIOR**

Parámetro	Media	Desviación estandard	Cuantiles		
			25%	50%	75%
Lambda 1	0,72	0,06	0,67	0,72	0,76
Lambda 2	1,45	0,15	1,34	1,44	1,55
Lambda 3	0,43	0,07	0,39	0,43	0,48
Lambda 4	0,56	0,10	0,49	0,55	0,62
Lambda 5	0,34	0,08	0,28	0,34	0,39
Lambda 6	0,23	0,07	0,18	0,23	0,28
Lambda 7	0,55	0,14	0,45	0,53	0,63
Lambda 8	0,24	0,10	0,17	0,23	0,30
Lambda 9	0,09	0,06	0,05	0,08	0,12
Lambda 10	0,10	0,07	0,05	0,08	0,13
Lambda 11	0,07	0,05	0,03	0,06	0,09
Lambda 12	0,18	0,04	0,15	0,18	0,20
inflación	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	-0,01
Brecha_PIB	-1,93	0,99	-2,59	-1,94	-1,26
variación_tasa	-0,02	0,00	-0,02	-0,02	-0,02
R_CARIBE	0,01	0,10	-0,06	0,01	0,07
R_ANDINA	0,07	0,09	0,01	0,07	0,13
R_ORINOQUIA	0,22	0,14	0,12	0,22	0,31

Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

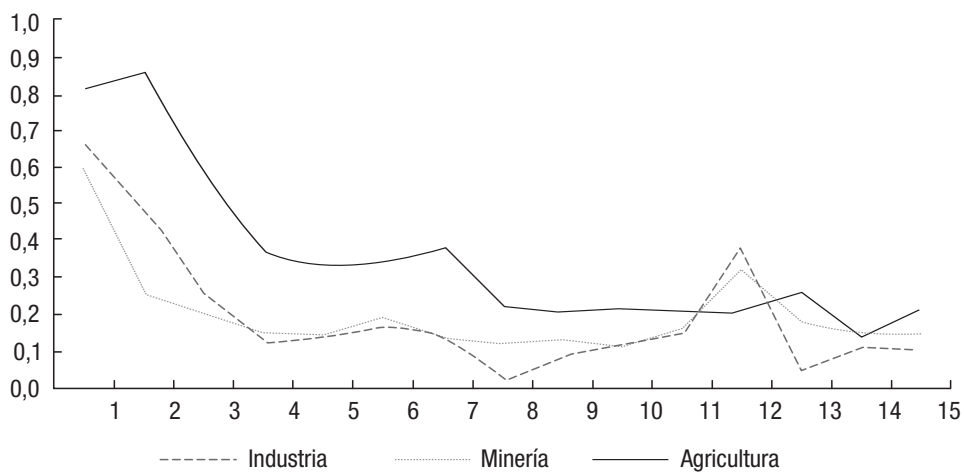


**GRÁFICO A3.3. ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA DE LA FUNCIÓN HAZARD DE REFERENCIA, SEGÚN EL ORIGEN DE LOS BIENES**



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.

**GRÁFICO A3.4. ESTIMACIÓN SEMIPARAMÉTRICA DE LA FUNCIÓN HAZARD DE REFERENCIA, SEGÚN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA DE LOS BIENES**



Fuente: precios reportados para el cálculo del IPP, Banco de la República, cálculos del autor.