

Reglas de Fijación de Precios de los Productores Colombianos: Evidencia a partir de los Modelos de Duración con Micro Datos del IPP.

Héctor Manuel Zárate¹

Jefe de Estadística, Sección de Estadística, BANCO DE LA REPUBLICA. Profesor,
Departamento de Estadística Universidad Nacional de Colombia.

.....

Resumen

En este artículo se estudia la habilidad de las reglas de precios dependientes del tiempo y del estado para explicar la probabilidad de que las firmas Colombianas cambien los precios. Para este propósito, se utilizan los precios recolectados por el Banco de la República en el cálculo del Índice de Precios del Productor durante el periodo junio de 1990 a diciembre de 2006. El análisis se basa en la metodología semiparamétrica de la función hazard constante por tramos, para verificar por la dependencia del tiempo, y en los modelos de duración de riesgos en competencia, que distingue entre incrementos y disminuciones de precios, para probar por la dependencia del estado. Adicionalmente, se controla la heterogeneidad realizando la estimación en cada uno de los 213 estratos homogéneos conformados. Los resultados se pueden resumir en: 1) Aproximadamente, un tercio de los estratos tienen reglas dependientes del tiempo. Adicionalmente, la función hazard de referencia de las rachas de precios no es decreciente en el 70% de los estratos. 2) Existe heterogeneidad en la forma, el nivel de la función hazard y en el impacto de la inflación sectorial acumulada sobre la probabilidad de cambiar los precios. 3) hay evidencia de dependencia del estado en el 60% de los casos en los que los precios disminuyeron. 4) Se observa asimetría en el efecto de la inflación sectorial acumulada sobre la probabilidad de cambiar los precios cuando se distinguen incrementos y disminuciones de precios.

Clasificación JEL: E31, E52, E58.

Palabras clave: Rigideces de Precios, Funciones hazard Semiparamétricas. Estadística Bayesiana.

¹ hzaratso@banrep.gov.co. Las opiniones del autor no corresponden necesariamente, con las del Banco de la República ni su Junta Directiva. El autor agradece a la sección de Estadística del Departamento Técnico y de Información Económica DTIE por el suministro de la información de los precios. Se agradece la colaboración de Manuel Hernández, Mario Ramos, Norberto Rodríguez y Juan Manuel Julio.

Producer Price Setting Behavior in Colombia:
Evidence from a Duration Model Approach using Micro PPI Data

Abstract

In this article we examine Colombian price setting rules using the monthly individual price quotes that were collected by Banco de la República for the computation of the Colombian Producer Price Index from June 1999 to December 2006. We study the shapes of the hazard function in order to characterize the sign and magnitude of time and state dependence in price setting. Heterogeneity is dealt by stratifying the PPI basket in terms of the highest disaggregation levels according with the minimal classes and product categories. In each model the cumulative sectorial inflation is included as an explanatory variable. The main findings are the following: 1) approximately, one third of the stratum follow time dependent rules. 2) There is a strong heterogeneity in the shape of the hazard function and the impact of inflation on the probability of price changes. 3) There is a strong state dependence, especially for price reductions. 4) Additionally, There exists an asymmetrical inflation impact on price increases and reductions.

Classification JEL: E31, E52, E58.

Keywords: IPP data, Price Rigidity, Bayesian Semiparametric Hazard Functions.

1. Introducción

La forma en que las firmas determinan sus políticas de precios tiene implicaciones importantes sobre 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, éstos 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 la respuesta de los precios y los de 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 desde el punto de vista teórico y aplicado debido a las diversas implicaciones de los choques sobre los agregados macroeconómicos (Blanchard, O, y Fisher S, 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 de ajustar precios. En la primera clase de modelos, la decisión de cambiar los precios es exógena y depende de una regla exógena (véase Taylor 1980, Calvo 1983); la principal consecuencia es que el efecto de la política monetaria tiene cierto

rezago ya que este tipo de agentes no tiene una reacción inmediata a los choques, lo que implica que un cambio permanente no anticipado en la cantidad de dinero tiene un impacto temporal sobre la actividad económica que afecta finalmente 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 que los agentes reaccionan de forma inmediata, causando 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 que subyacen 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 periodo junio 1999 a diciembre 2006.

El análisis empírico se hace a través de la metodología de la función *hazard sobre la duración de precios*², con la cual se estima la probabilidad instantánea de cambiar los precios y adicionalmente, 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.

² 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 .

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 economía³. Adicionalmente, en estos modelos está presente la heterogeneidad no observada, que resulta principalmente por 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. Adicionalmente, se incorpora información previa (*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 sobre la probabilidad de que las firmas cambien los precios.

El resto del artículo está organizado de la siguiente forma. En la sección 2, se describe la relación que hay entre las principales teorías de rigideces de precios y la función hazard obtenida del análisis de duración. Posteriormente, en la sección 3 se describen los datos y sus características. En la sección 4, 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 sección 5. Por su

³ 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*” (Ver Kiefer, 1988, Dias et al , 2005).

parte, en la sección 6, se verifica por la dependencia del estado utilizando modelos de riesgos en competencia. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. 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 trata de responder las siguientes preguntas: ¿los precios que acaban de cambiar son más probables que cambien otra vez? o ¿los precios que han permanecido constantes por un largo período de tiempo tienen mayor probabilidad de cambiar?.

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 de *contratos escalonados* (Taylor 1980) 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, registrando picos 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 periodo de cambiar el 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 en cada mes no cambia a través del tiempo. En este modelo, el tamaño del precio promedio de estos ajustes es el que depende de los choques anteriores. No obstante, los modelos de Calvo y Taylor son equivalentes cuando se considera la frecuencia de firmas que cambian los precios en forma agregada, la forma de la función hazard es diferente.

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 sobre 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 otras. 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 pequeño desvíos.

3. 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 Índice de Precios del Productor (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 que una categoría de producto permanece

constante. Así, una *racha de precios* es una sucesión ininterrumpida de reportes de precios constantes asociado a una categoría de producto que puede ser descrito en términos de tres elementos: la fecha de la primera cotización, el nivel de precios y la duración de la racha. Cabe destacar, que las duraciones de los precios se estiman directamente a través de promedios ponderados⁴. Los hechos empíricos, las estadísticas descriptivas y 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 debe tener en cuenta las características en los datos que a su vez tienen efectos considerables sobre la consistencia en 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, censuramiento sucede cuando el período de observación está restringido por la disponibilidad de los datos. En este estudio se identificaron 345 650 rachas de precios.

⁴ Métodos indirectos son aquellos que se basan en estimar las duraciones como el inverso de la frecuencia de cambio de precios.

4. 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 bajaron.

4.1 La función hazard agregada: consideraciones técnicas

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 (véase Julio y Zárate, 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, que implica que la función siempre tiene un patrón decreciente sin importar la forma de las funciones individuales. Lo anterior sucede debido a que la participación de rachas de corta duración se 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 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, ésta puede ocurrir por la incorrecta especificación de la forma funcional del modelo y/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 utilizando la metodología semiparamétrica con estimación bayesiana.

4.2 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 1a-1c muestran éstas funciones obtenidas por el método de Kaplan-Meier⁵ 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 según la concentración del mercado. Se observa, que en general, hay un gran porcentaje de rachas con duraciones

⁵ El estimador de Kaplan-Meier mide la proporción de rachas que duraron hasta t dado que no habían en el periodo anterior ($t-1$). Así, la estimación $\hat{h}(t) = d_i/n_i$. Donde d_i el número de rachas que se terminan en el periodo t y n_i es el número de rachas que duraron hasta el periodo anterior $t-1$.

de 1 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 pertenecen a reglas más flexibles, disminuye cuando se consideran horizontes de tiempo más amplios.

Adicionalmente, los sectores minero e industrial presentan una estacionalidad marcada cada 12 meses, sugiriendo 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 1a
Según la actividad económica de los bienes

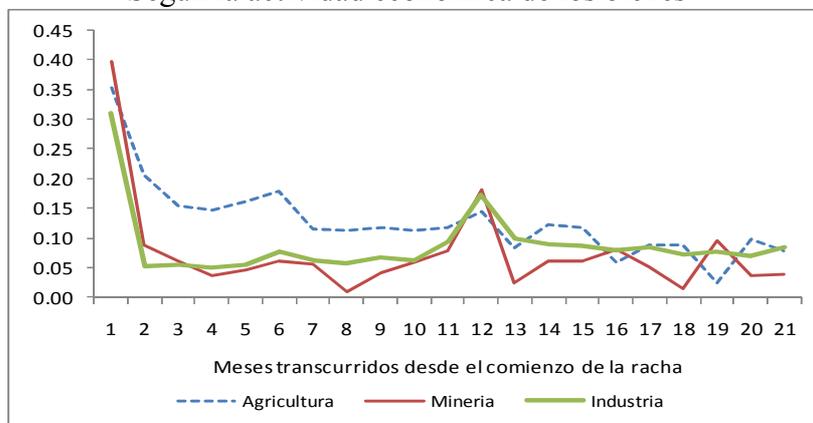


Gráfico 1b
Según la concentración del mercado

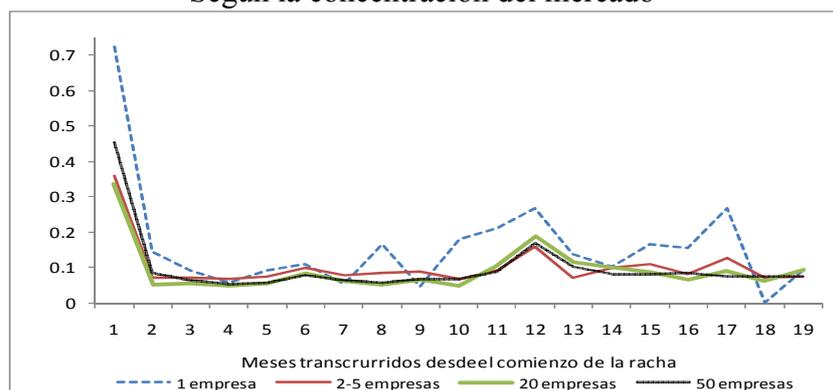
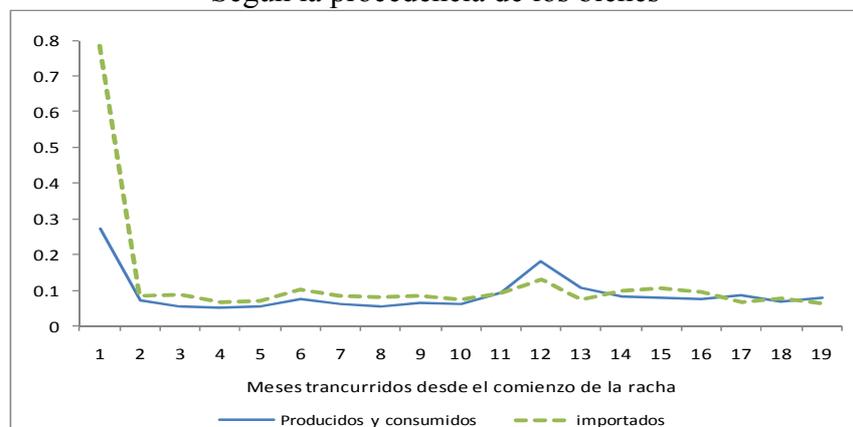


Gráfico 1c
Según la procedencia de los bienes



Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP.
Banco de la República. Cálculos del autor.

4.3 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 estas componentes, especificando la función hazard para el cambio de precios de la siguiente forma:

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

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. β_i , es el vector de 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 procedencia de los bienes y posteriormente Empleando 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:

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

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.

4.4 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 éstos son particularmente difíciles de estimar debido a que existen diferentes esquemas de censuramiento y truncamiento en las duraciones de precios, que 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 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 (Thernau Grambsh, 2000).

5. Pruebas de dependencia en el tiempo utilizando el modelo de hazard constante por tramos.

5.1 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 Índice de precios del Productor. Así, según el origen (los bienes producidos y consumidos tienen una duración mediana de 5.37 meses en tanto los importados 2.88) y según el destino económico de los bienes (el consumo intermedio 4.8 en tanto 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 7 dígitos que identifican la actividad económica de cada producto según la clasificación CIIU y de acuerdo con 2 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 100 rachas. Segundo, en cada estrato se estimó el modelo por tramos con técnicas bayesianas para las duraciones de precios y así obtener la función hazard de referencia. En las gráficas 3 y 4 del anexo, 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:

El porcentaje de estratos que son consistentes con las predicciones del modelo de Calvo, de hazard constante, alcanza el 36.3%. Adicionalmente, 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.

Se puede observar que hay heterogeneidad por sectores. La función de hazard constante es relevante en sectores de agricultura, especialmente alimentos procesados, el 34.8% de la industria.

En los casos en que la función es constante, como se muestra en el gráfico 1, hay considerable heterogeneidad en el nivel de la función hazard de referencia.

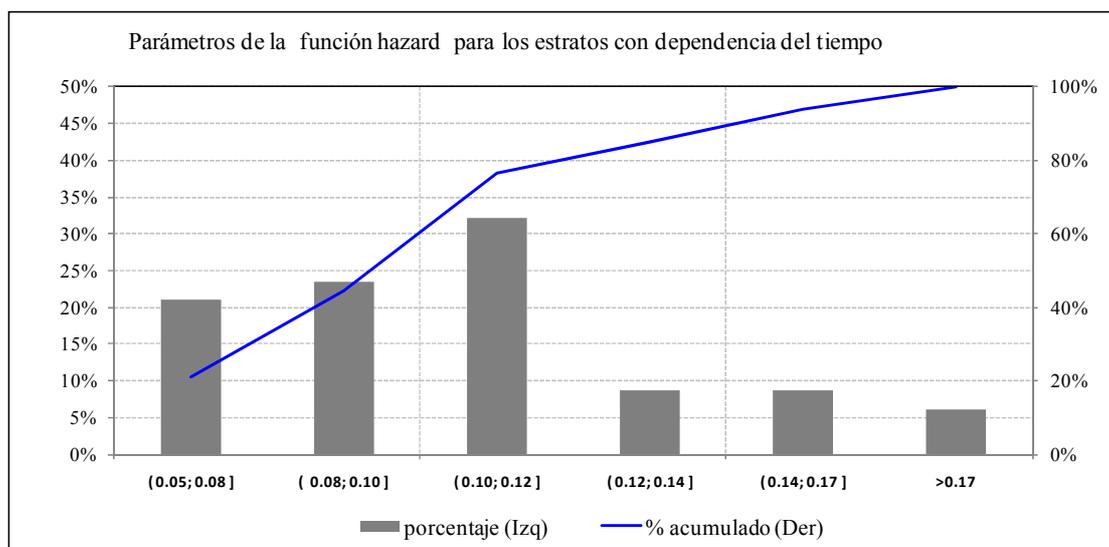
1. Según la procedencia de los bienes, para los bienes producidos y consumidos hay un porcentaje 40% en que la función hazard es constante. Por otra parte, los bienes importados el 41% de los modelos estimados son de riesgo constante. De acuerdo con la actividad económica de los bienes, se destacan los que provienen de la industria ya que el 43.1% de los modelos tiene función de riesgo constante. Se destaca 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 hazard	%
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 1



Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP. Banco de la República. Cálculos del autor.

6. Pruebas de dependencia del estado utilizando modelos de riesgos en competencia.

De acuerdo con Caballero-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.

6.1 Implementación empírica

Para verificar por la dependencia del estado, en cada estrato se incluyen variables que cambian a través del tiempo: 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. Adicionalmente, 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 censuramiento a la derecha (la racha continua hasta después del periodo 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. Adicionalmente, 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: $H_0 : \beta_{\text{inf}} = 0$. Así, la escogencia de la hipótesis alternativa significa que la duración de la racha de precios depende 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.

6.2 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 (Pintillie 2006). Para facilitar este análisis en el cuadro 2 se presenta 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 pueden resumir de la siguiente forma:

La dependencia del estado tiene importancia para explicar las reducciones de precios, 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.

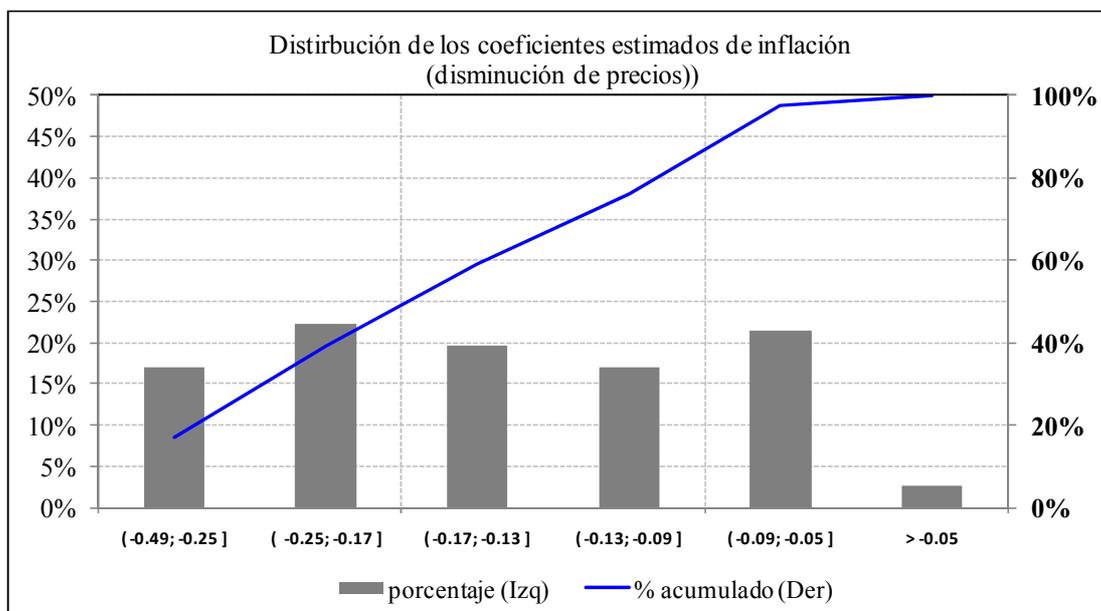
El gráfico 2 muestra que hay considerable heterogeneidad en la magnitud del impacto de la inflación sobre la probabilidad de cambiar los precios.

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 2



Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP. Banco de la República. Cálculos del autor.

Hay evidencia de significativa heterogeneidad en el impacto de la 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, 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.

6.3 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 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.

Adicionalmente, 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 causa que la probabilidad de aumentar precios sea mayor. Esta asimetría, en donde las firmas reaccionan a los diferentes choques, se encuentra documentada en varios estudios basados en encuestas (Véase Misas et al. 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 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 colocan sus reglas de precios podría ser caracterizada por una mezcla de varios modelos teóricos.

Cuadro 3
Evidencia cruzada de duración y dependencia del estado

	Incremento de Precio		Disminución de Precio	
	N=201		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 $H_0 : h_1 = \dots = h_{12}$ es escogida. La primera columna reporta los modelos para los cuales la hipótesis nula de no dependencia del estado ($H_0 : \beta_{inf} = 0$) es escogida. N Es el número modelos que se estimaron.

Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP. Banco de la República. Cálculos del autor.

7. 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 en una tercera parte de los estratos conformados, lo cual es consistente con las predicciones derivadas del modelo de Calvo. El anterior 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 acorde 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. Adicionalmente, se observa una alta heterogeneidad del coeficiente asociado a la inflación acumulada. Cabe destacar, que el periodo de tiempo del estudio se caracterizó por una la 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. Lo anterior, debido a que los productores colombianos ajustan los precios utilizando mezclas entre reglas dependientes del estado, dependientes del tiempo y reglas flexibles.

Adicionalmente, los modelos dependientes del tiempo y del estado tienen implicaciones sobre el tamaño del cambio de precio, la estimación de un modelo conjunto para la duración y el tamaño son temas de investigaciones futuras.

8. Referencias

1. Blanchard, O, & Fisher S (1989), Lectures on Macroeconomics, Cambridge, MA:MIT Press.
2. Caballero, R, &Engel, E. (1993a) “Microeconomic Adjustments Hazards and Aggregate Dynamics” Quarterly Journal of Economics, 108, 359-383.
3. Calvo, G. 1983. “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework: The Frequency of Price Adjustments”. Journal of Monetary Economics”, 12, (383-398).
4. Dias, A, & Marques, R, &Santos, J. (2005), “Time or State Dependent Price Rules? Evidence from Portuguese Micro Data” Eurosystem Inflation Persistence Network, 511
5. Julio, J & Zárata H. (2008), “The price Setting Behavior in Colombia: Evidence from PPI Micro Data”, Ensayos sobre Política Económica, 26(56).
6. Kiefer, N, (1988), “Economic Duration Data and Hazard Functions”, Journal of Economic Literature 26(2), 646-679
7. 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, Num 569.
8. Nakamura, E,& Steinsson J. (2008), Five Facts about Prices, Columbia University.
9. Pintilie, M. (2006). Competing Risks: A Practical Perspective, Chichester: John Wiley & Sons.
10. Taylor, J. 1980. “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts.” Journal of Political Economy, 88, (1-22).
11. Therneau, T, & Grambsch, P. (2000), Modeling Survival Data. , Springer.

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 índice de precios de productor, 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 sub-intervalo, 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 la variable artificial v . Donde $v = 1$ si el producto particular de un productor cambia de precio y 0 en otro caso.

La función de verosimilitud de λ para las n observaciones se puede escribir como:

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

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 λ de la siguiente forma:

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

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 α_{0j} y λ_{0j} son parámetros que determinan la media y la varianza de λ_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 gama autoregresiva, que permite correlacionar λ en intervalos adyacentes anteriores, es la distribución que mejor se adaptó en el proceso de estimación. La forma de esta función se especifica como:

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

El análisis de los resultados consiste de 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, los valores cercanos a cero indican que no hay evidencia de falta de convergencia. Adicionalmente, las autocorrelaciones cercanas a cero de la muestra posterior para grandes rezagos, indica que no hay duda sobre la convergencia. Por su parte, 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 diseña la prueba de Wald⁶ sobre la igualdad de los doce coeficientes estimados (Véase Kiefer, 1988). En caso de aceptar la hipótesis nula se acepta la dependencia del tiempo.

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:

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

Donde $h_0(t)$ es la función hazard de referencia, que se asume constante en cada sub-intervalo, X_{it} es el valor en el tiempo t de un conjunto de variables que varían a través del tiempo, y β es el vector de parámetros desconocido asociado con el vector de variables. La función de verosimilitud de (β, λ) está dada por:

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

Especificación del modelo de riesgos en competencia para resultados múltiples.

⁶ 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:
 $\chi^2_S = (\hat{\theta} - \theta_0) I(\hat{\theta}) (\hat{\theta} - \theta_0)'$

Cuando finaliza una racha de precios, los eventos que se observan posteriormente, además que compiten entre sí, son independientes y pueden corresponder a un incremento o 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 conformado por (T, C) donde T es continua y C es discreta con los valores 1,2. Que corresponden a los eventos descritos. La función sub-hazard: $h^*(j, t)/h(t)$ es la probabilidad condicional que la causa de terminación de la racha de precios es por la causa 1 dado que el cambio de precios se observó en el tiempo t .

En el Anexo 3, se ilustra 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, 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.

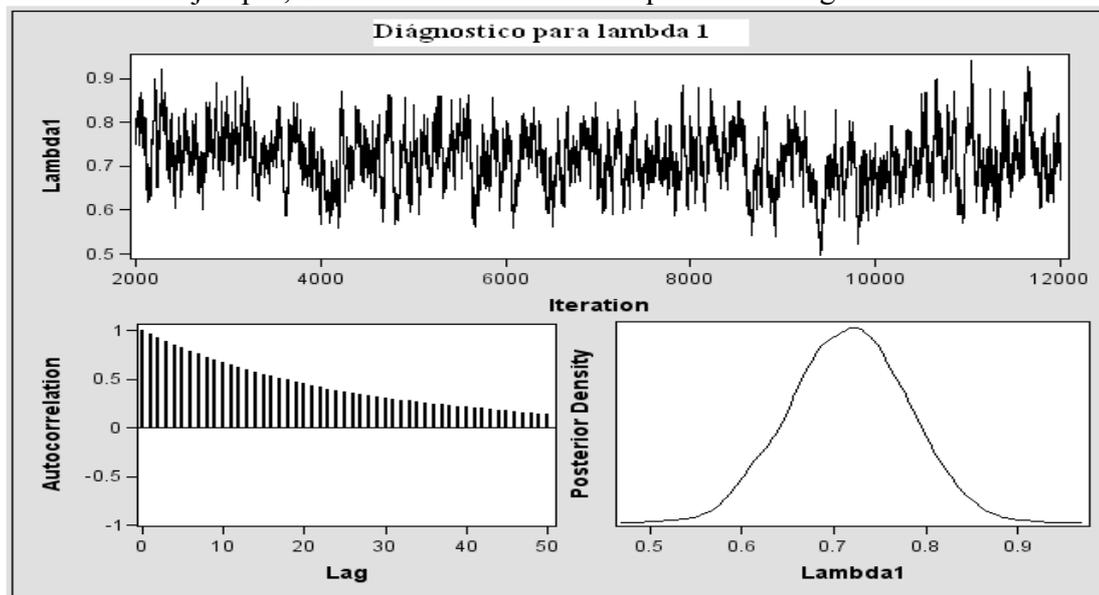
Anexo 3
Ejemplo de aplicación
Cuadro A.1

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	< .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	< .0001	1505.6	6.6420	0.1506	0.1221	0.1234	0.0926	0.0199
Lambda 6	3.1425	0.0017	2507.5	3.9881	0.2507	0.0844	0.0660	0.0439	0.0034
Lambda 7	3.3639	0.0008	1836.1	5.4464	0.1836	0.1289	0.0938	0.0819	0.0176
Lambda 8	2.5571	0.0106	4309.9	2.3203	0.4310	0.0569	0.0330	0.0232	0.0308
Lambda 9	2.6889	0.0072	9168.2	1.0907	0.9168	0.0206	-0.0011	-0.0001	0.0044
Lambda 10	1.7690	0.0769	9574.2	1.0445	0.9574	0.0222	0.0196	0.0374	-0.0005
Lambda 11	2.7477	0.0060	9406.2	1.0631	0.9406	0.0316	0.0129	0.0221	0.0046
Lambda 12	3.4654	0.0005	1633.5	6.1217	0.1634	0.1618	0.1015	0.0917	0.0132
inflación	1.5625	0.1182	9034.1	1.1069	0.9034	0.0535	-0.0109	-0.0084	0.0018
Brecha_PIB	1.5178	0.1291	1918.4	5.2127	0.1918	0.6785	0.1424	0.0292	0.0010
variación_tasa	1.2072	0.2273	6285.0	1.5911	0.6285	0.1542	0.0016	0.0180	0.0140
R_CARIBE	-3.9568	< .0001	248.6	40.2286	0.0249	0.7752	0.6694	0.5508	0.1268
R_ANDINA	-4.0304	< .0001	206.2	48.5083	0.0206	0.9543	0.8093	0.6578	0.1491
R_ORINOQUIA	-4.0734	< .0001	459.5	21.7609	0.0460	0.3803	0.3308	0.2726	0.0835

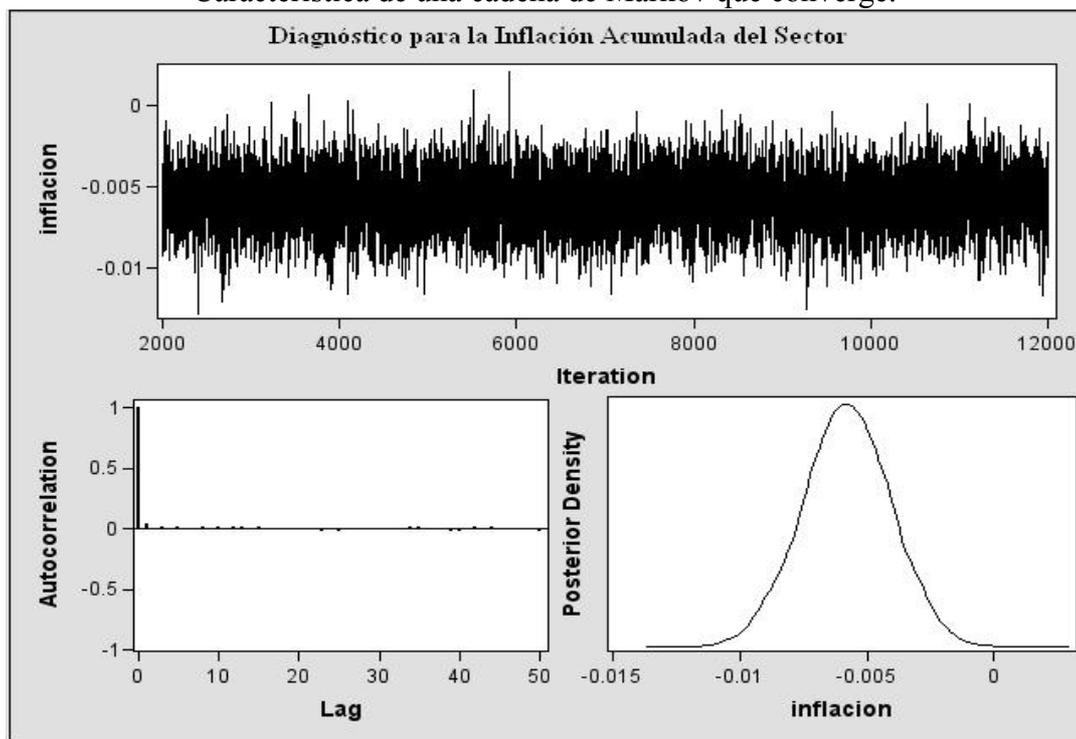
Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP. Banco de la República. Cálculos del autor.

Gráfico A.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 A.2
Característica de una cadena de Markov que converge.



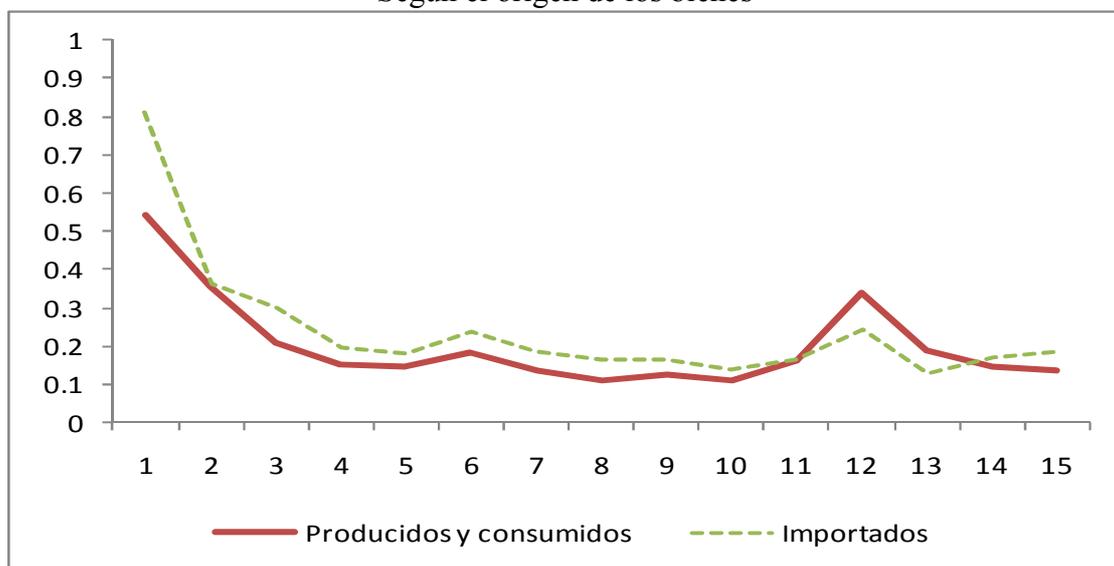
Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP. Banco de la República. Cálculos del autor.

Etapa de Estimación
Cuadro A.2
Estadísticas de la distribución posterior

Parámetro	Media	Desviación Standard	Cuantiles		
			25%	50%	75%
Lambda 1	0.72	0.06	0.67	0.72	0.76
Lambda 2	0.83	0.15	0.75	0.81	0.86
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

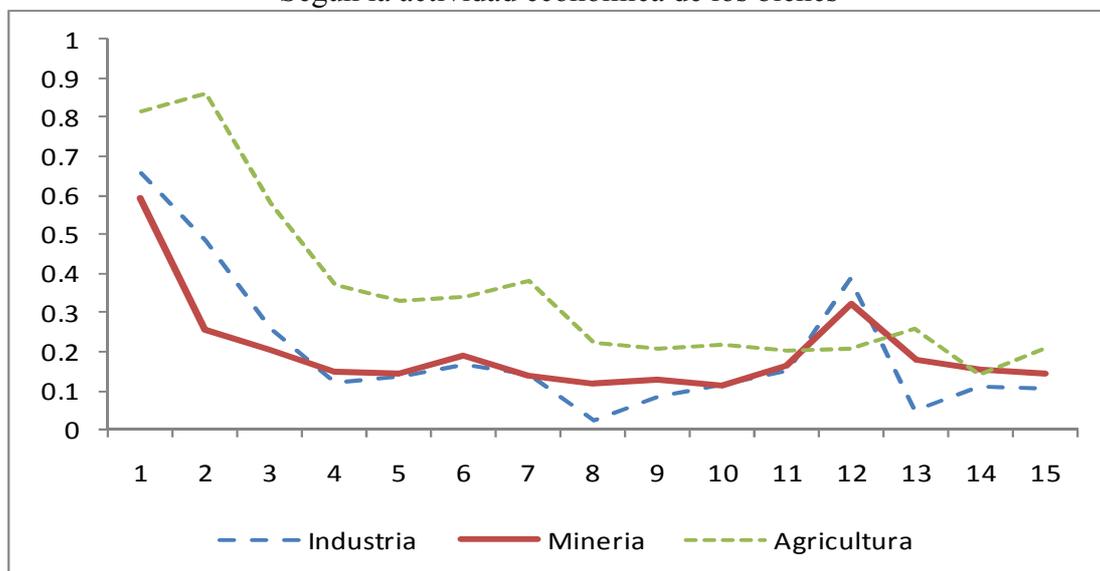
Fuente: Precios reportados para el cálculo del IPP. Banco de la República. Cálculos del autor.

Gráfica A.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.

Gráfica A.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.