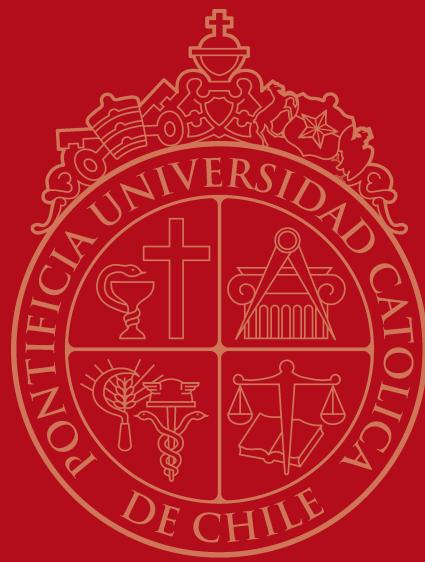


I N S T I T U T O   D E   E C O N O M Í A   T



T E S I S d e M A G Í S T E R

**2016**

Sensibilidad de la persistencia inflacionaria en distintos escenarios macroeconómicos, bajo metas de inflación. Comparación internacional.

**Carolina Abuauad M.**



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA

**TESIS DE GRADO  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**Abuauad, Magasich, Carolina Sofía**

**Diciembre, 2016**



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA

**Sensibilidad de la persistencia inflacionaria en distintos escenarios  
macroeconómicos, bajo metas de inflación**  
Comparación internacional

**Carolina Sofía Abuauad Magasich**

Comisión

Jaime Casassus, Rodrigo Fuentes,  
Raimundo Soto y Juan Urquiza

**Santiago, Diciembre de 2016**

# **Sensibilidad de la persistencia inflacionaria en distintos escenarios macroeconómicos, bajo metas de inflación**

Comparación internacional

**Carolina Abuauad**

## **Resumen**

Dos de las principales causas de la disminución en el nivel de inflación alrededor del mundo, según la literatura, son la reducción del grado de persistencia inflacionaria y los cambios en los regímenes monetarios, que han tendido a comprometerse a tasas de inflación menores y más estables. En este trabajo se estudia cómo se ve afectado el grado de persistencia inflacionaria en distintos escenarios macroeconómicos, bajo el esquema de metas de inflación. Se analizan específicamente dos escenarios de carácter monetario, que corresponden a cuando la inflación se encuentra sobre y bajo el rango de tolerancia impuesto por las autoridades monetarias de seis países, respectivamente. Para determinar esto, se estima una ecuación por país por MCO con datos de series de tiempo con frecuencia mensual. Se encuentra que solo cuando la inflación está en niveles muy altos, el grado de persistencia inflacionaria aumenta en cuatro países de la muestra, posiblemente por una sensibilidad distinta de los agentes ante este tipo de escenario. Por su parte, cuando la inflación se encuentra bajo el límite inferior del rango, no hay efectos en la persistencia, probablemente por la menor duración de estos episodios o porque son causados por reacciones de los bancos centrales.

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>6</b>
<b>2. Revisión de literatura</b>	<b>9</b>
<b>3. Datos y estadísticas descriptivas</b>	<b>13</b>
<b>4. Metodología</b>	<b>16</b>
<b>5. Resultados</b>	<b>19</b>
5.1. Ejercicio exploratorio: Modelos autorregresivos . . . . .	19
5.2. Estimación por mínimos cuadrados ordinarios . . . . .	23
5.3. Ejercicios de robustez . . . . .	29
5.3.1. Corrección de heteroscedasticidad . . . . .	30
5.3.2. Quiebre estructural . . . . .	32
<b>6. Conclusiones</b>	<b>35</b>
<b>Referencias</b>	<b>38</b>
<b>Anexos</b>	<b>43</b>

# 1. Introducción

Los niveles de inflación han disminuido a partir de la década de los 80. Según Cecchetti y Debelle (2005), esto se atribuye a cambios en la media y persistencia inflacionaria, y a una política monetaria más comprometida con bajos niveles de inflación. Si un bajo grado de persistencia es una de las posibles causas del control de los niveles de inflación, cabe preguntarse qué se entiende por persistencia inflacionaria. En la literatura existen diversas definiciones; sin embargo las más utilizadas corresponden a las expuestas en Marques (2004) y Fuhrer (2011). En la primera, se define como persistencia inflacionaria a la velocidad con que la tasa de inflación vuelve a su valor de equilibrio de largo plazo luego de un shock inflacionario. Por su parte, en Fuhrer (2011) se define la persistencia como la tendencia de la tasa de cambio del nivel de precios a mantenerse constante en ausencia de fuerzas económicas que la desvíen de su nivel actual.

En una serie de artículos<sup>1</sup> se afirma que el grado de persistencia inflacionaria disminuye con la adopción de un régimen de metas de inflación. Sin embargo, si se piensa en la definición de persistencia de Fuhrer (2011), un nivel de inflación que se mantiene alrededor de su meta constantemente tendría un grado de persistencia cercano a uno. Por lo anterior, la pregunta que se quiere responder en este trabajo es cuán sensible es la persistencia inflacionaria en distintos escenarios macroeconómicos. Estos escenarios corresponden específicamente a episodios monetarios en los que la inflación se encuentra fuera del rango de tolerancia impuesto por las autoridades monetarias en seis países con metas de inflación. Se estudia particularmente qué sucede con el grado de persistencia inflacionaria cuando el nivel de inflación está sobre o bajo dicho rango. Esto porque la reacción de la autoridad monetaria podría diferir en caso de que alguno de estos acontecimientos alterara el grado de persistencia.

Altos grados de persistencia inflacionaria pueden traer consecuencias negativas pa-

---

<sup>1</sup>Benati (2008), Hansson et al. (2009), Noriega y Ramos-Francia (2009), De Mello y Moccero (2007), Cecchetti y Debelle (2005), Mishkin y Schmidt-Hebbel (2006), entre otros.

ra la política monetaria. Algunas de ellas pueden ser (i) la alteración del horizonte óptimo de política, (ii) el diseño de política, (iii) el grado con el que la política debiese ser *Forward Looking*<sup>2</sup> y (iv) la efectividad de la política monetaria. Con respecto a esta última consecuencia, se ha afirmado en la literatura que el régimen de metas de inflación pierde su efectividad si la persistencia inflacionaria es muy alta. Las implicancias que puede tener este fenómeno sobre la política monetaria son algunas de las razones para estudiarla y analizar si ciertos escenarios macroeconómicos tienen distintos efectos sobre el grado de persistencia.

La persistencia inflacionaria ya se ha estudiado ampliamente en la literatura económica, tanto en países con como sin metas de inflación explícita. En O'Reilly y Whelan (2004) se utiliza la ecuación planteada por Pivetta y Reis (2001) para estudiar la persistencia inflacionaria de los países de la Unión Europea. Sus resultados se obtienen a partir de la estimación de una ecuación que tiene a la inflación trimestral como variable dependiente, y sus regresores corresponden a sus rezagos, sus primeras diferencias, y variables binarias que permiten la existencia de quiebres estructurales, entre otros. Esta ecuación se utiliza como base para el análisis que se realiza en este trabajo.

Para llevar a cabo las estimaciones de este estudio, se hace uso de series de tiempo con frecuencia mensual de los siguientes países; Brasil, Canadá, Chile, Colombia, México y Perú, entre enero de 2002 y junio de 2016. En estos países, la política monetaria se rige por metas de inflación y son exportadores de commodities. Todas, menos Canadá, son naciones latinoamericanas consideradas como emergentes. Por ello, se introduce Canadá para utilizarlo como punto de referencia. El hecho de que sean exportadores de commodities sugiere que estos países están más expuestos a shocks de inflación exógenos.

A modo de ejercicio exploratorio, se estiman modelos autorregresivos de orden  $p$  (AR( $p$ )) de la inflación para cada país y se computan cuatro medidas de persistencia in-

---

<sup>2</sup>Qué peso se le debe dar a las expectativas de inflación futura en la función de reacción de la autoridad monetaria.

flacionaria no condicional, cuyos resultados permiten hacer una comparación entre países del grado de persistencia inflacionaria. Luego, se estima una ecuación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) que permite analizar si la persistencia inflacionaria se altera en episodios en los que la inflación se encuentra bajo o sobre su rango de tolerancia, respectivamente.

Como ejercicios de robustez se prueba inicialmente la existencia de heteroscedasticidad en las estimaciones, y en caso de existir se corrige con la estimación de Newey-West (1987). Finalmente, se analiza si existen quiebres estructurales, haciendo uso de la prueba de quiebres múltiples en fechas desconocidas de Bai-Perron (2003). En caso de encontrar un quiebre significativo, se separa la muestra según la prueba lo indique y se vuelve a estimar.

A partir de los resultados obtenidos se puede concluir que Colombia y Brasil cuentan con mayores grados de persistencia inflacionaria que el resto de los países de la muestra. Sin embargo, el principal resultado que constituye un aporte para la literatura existente es que cuando los niveles de inflación están por sobre su rango de tolerancia, el grado de persistencia aumenta, al menos en Brasil, Chile, México y Perú. Lo anterior, se puede explicar de diversas maneras; posiblemente los agentes de esos países son más sensibles a alzas en la inflación, por su pasado reciente de hiperinflaciones. Con esto, quedaría en evidencia que, a la luz del modelo de Calvo (1983), la proporción de agentes que ajusta sus precios en los distintos períodos no es constante. Si ante un alza transitoria en la inflación se desanclan las expectativas, la inercia de la inflación aumenta, haciendo más difícil y lenta la vuelta a sus valores de equilibrio.

Por su parte, no se encuentra evidencia de que en aquellos períodos en los que la inflación se encuentra en niveles menores que el límite inferior de su rango de tolerancia, se vea alterada la persistencia de manera significativa. Esto puede deberse a cambios en la política monetaria que suceden justo antes de que la economía se encuentre en este tipo de escenarios, y que pueden ser calificadas como sobre reacciones de la autoridad

monetaria. Además, este tipo de sucesos tiene una menor duración que aquellos en los que la inflación se encuentra sobre su rango de tolerancia, pudiendo no tener efectos en la velocidad con la que la inflación vuelve a la meta luego de un shock inflacionario.

Este trabajo se organiza de manera tal que la siguiente sección corresponde a una revisión de la literatura, seguida de una sección en la que se describen los datos y se exponen las principales estadísticas descriptivas. Luego, en la sección 4 se plantea la metodología que se utiliza para llevar a cabo las estimaciones y en la sección 5 se resumen los principales resultados, tanto de estimaciones de persistencia como de ejercicios de robustez. Por último, en la sección 6 se encuentran las principales conclusiones.

## 2. Revisión de literatura

La introducción de metas de inflación comenzó en 1990 alrededor del mundo, siendo Nueva Zelanda el país precursor. Desde entonces, tanto países industriales como emergentes han ido adoptando este régimen con el tiempo. Como se plantea en Mishkin (2004), para que las metas de inflación sean un régimen eficiente y efectivamente se mejore el desempeño económico, se deben cumplir una serie de condiciones que son más difíciles de alcanzar en los países emergentes. Según este artículo, además de instituciones fiscales, financieras y monetarias fuertes, se debe cumplir con (i) el anuncio público de una meta de inflación numérica de mediano plazo, (ii) el compromiso institucional de la política monetaria a que la estabilidad de precios sea su objetivo principal, (iii) una estrategia de información inclusiva en la que se incluyan una serie de variables para decidir sobre el instrumento de política, (iv) un aumento de la transparencia de la política monetaria y (v) una mejora en la rendición de cuentas del Banco Central. En dicho artículo, se concluye que las metas de inflación en países emergentes pueden lograr un resultado óptimo, como sucedió en Chile y Brasil, pero solo si se cumplen estas condiciones y se lidia con fluctuaciones del tipo de cambio.

Otro estudio relevante para este trabajo respecto a las metas de inflación corresponde a Corbo y Schmidt-Hebbel (2002). Dicho artículo se centra en el estudio de la política monetaria de Latinoamérica posterior a la adopción del régimen de metas de inflación. Principalmente estudian la inflación de los países latinoamericanos con dicho régimen durante dos décadas<sup>3</sup>, y analizan cinco países en profundidad que se incluyen en este trabajo que corresponden a Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Algunas de sus conclusiones ayudan a entender los distintos grados de persistencia inflacionaria ante los diversos escenarios macroeconómicos, que se encuentran en los resultados de este estudio.

Respecto al resto de los países con régimen de metas de inflación, en Hammond (2012) se plasman las principales características de los marcos monetarios de los 27 países alrededor del mundo que en principios de 2012 ya habían adoptado dicho régimen, con total compromiso. Lo destacable de este trabajo es que esboza las características más recientes de un marco monetario con metas de inflación y esto lo logra explicando detalladamente para cada uno de los 27 países (i) el diseño de la política monetaria, (ii) el proceso de toma de decisiones, (iii) lo legal, institucional y contable y (iv) los modelos utilizados para predecir y las estrategias de comunicación de los bancos centrales. Hammond afirma que los países que tienen un horizonte de política de mediano plazo, cuyas propiedades calzan con las de los países incluidos en este estudio, tienen una mejor capacidad de anclar las expectativas de inflación ante shocks de corto plazo que la desvían de su nivel de equilibrio.

Un fenómeno que debe estudiar la autoridad monetaria bajo el régimen de metas de inflación es la persistencia inflacionaria. Varios autores<sup>4</sup> coinciden en que el grado de persistencia disminuye en economías con metas de inflación, pero que esto no se logra por el solo hecho de adoptar dicho régimen. De Mello y Moccero (2007) encuentran que la adopción de metas de inflación en Chile y Brasil ha impulsado a una política monetaria

---

<sup>3</sup>Desde 1982 hasta 2002.

<sup>4</sup>Benati (2008), Hansson et al. (2009), Noriega y Ramos-Francia (2009), De Mello y Moccero (2007), Cecchetti y Debelle (2005), Mishkin y Schmidt-Hebbel (2006), entre otros.

más responsiva, lo que disminuye el efecto de los shocks en la inflación y, por lo tanto, la persistencia inflacionaria. Sin embargo, encuentran que en Latinoamérica los cambios en la persistencia no coinciden con los cambios de régimen, lo que hace interesante estudiar dicho fenómeno luego de la adopción de metas de inflación. Por su parte, Benati (2008) llega a la conclusión de que cualquier régimen que tenga un ancla nominal y sea implementado de manera correcta va a provocar una disminución en la persistencia inflacionaria.

Una forma de estudiar la persistencia inflacionaria es analizar la estabilidad del proceso econométrico de la inflación, como lo hacen O'Reilly y Whelan (2004). Ellos estudian principalmente el parámetro de persistencia de una ecuación que incluye en la estimación de la inflación a sus rezagos, sus primeras diferencias, la brecha de producto y variables binarias para identificar quiebres estructurales. Encuentran que a lo largo del tiempo, no se puede rechazar la hipótesis de que dicho parámetro sea estable y cercano a uno. En este trabajo también se evalúa la existencia de quiebre estructural y se separa la muestra según la prueba lo indique.

Una de las opciones para estimar la persistencia inflacionaria, planteada en la literatura, es hacer uso de modelos autorregresivos de orden  $p$  (de la forma AR( $p$ )). En Dossche y Everaert (2005) se aclara que la estimación de la persistencia cuando se utiliza este tipo de modelo corresponde a la persistencia inflacionaria no condicional, pues no toma en cuenta la persistencia inherente de cada uno de los componentes que forman parte del proceso generador de datos de la inflación. Aun así, esta metodología se utiliza en Pincheira (2008) -donde se estima la evolución de la persistencia inflacionaria para Chile- y en Capistrán y Ramos-Francia (2009) -donde se estudia la dinámica de la media y la persistencia inflacionaria en los diez países más grandes de Latinoamérica-, entre otros. En este último artículo, se prueban quiebres estructurales en la media, utilizando la prueba de Bai-Perron, y se encuentran cambios significativos. Además, se concluye que la disminución de la persistencia inflacionaria se debe en gran parte al fin de la dominancia fiscal en Latinoamérica, y no necesariamente a la adopción de metas de inflación.

En Marques (2004) también se analizan las definiciones y medidas de la persistencia inflacionaria, haciendo uso de modelos univariados. Dentro de ellos se encuentra la estimación de modelos autorregresivos de orden  $p$  para la inflación y se plantean cuatro medidas de persistencia inflacionaria no condicional; (i) suma de coeficientes autorregresivos, (ii) tiempo que tarda la respuesta de un shock de un punto porcentual en la inflación en alcanzar su nivel máximo, (iii) vida media de dicho shock y (iv) mayor raíz del modelo autorregresivo. Estas cuatro medidas se computan en este trabajo, teniendo en cuenta críticas de distintos autores. Según Levin y Piger (2002), la medida más adecuada de persistencia dentro de las cuatro que han sido planteadas es la suma de coeficientes autorregresivos. Por su parte, en Andrews y Chen (1994) y Pivetta y Reis (2001) se critica el uso de la mayor raíz.

Por lo anterior, aun cuando la autoridad monetaria de cierto país haya adoptado el régimen de metas de inflación, el grado de persistencia inflacionaria es una variable que se debe tener en cuenta para tomar decisiones de política. Algunas de las consecuencias de los distintos niveles de persistencia inflacionaria que afectan a la política monetaria según lo planteado en Mendes y Murchison (2010) son que afecta la velocidad con la cual la inflación vuelve a la meta luego de un shock y, por lo tanto, el horizonte de política monetaria, el grado con que el diseño de política monetaria debiese ser *Forward Looking* y la efectividad de la política monetaria (con altos niveles de persistencia, las metas de inflación no son efectivas). En el mismo artículo, se encuentran distintas causas de la persistencia, entre ellas el grado de credibilidad de la política monetaria, la varianza de la inflación, cambios estructurales y buena suerte.

En Hansson et al. (2009) también se mencionan como posibles causas de la persistencia el hecho de que algunas firmas no ajusten sus precios diariamente y se genere un desvío de los precios esperados. Si las firmas deciden sus precios por “*rule of thumb*”, la inflación depende altamente de sus valores pasados. Por último, se explica que si la política monetaria no es transparente y se desanclan las expectativas, también se producen cambios en la persistencia. Además se afirma que metas estrictas y que no varían ayudan

a mantener grados de persistencia bajos y estables.

Una de las bases del estudio de la persistencia inflacionaria es la existencia de precios pegajosos, planteado en el modelo de Calvo (1983). La incapacidad de las firmas de ajustar sus precios en todo momento se traduce en rigideces nominales y lleva a que la inercia de la inflación sea mayor. En presencia de shocks inflacionarios, esto podría provocar un aumento en la cantidad de períodos necesarios para que ésta vuelva a sus niveles de equilibrio. Lo anterior, se puede relacionar con los escenarios en los que la inflación se encuentra fuera de su rango de tolerancia y cómo se ajustan sus expectativas.

### 3. Datos y estadísticas descriptivas

Los datos utilizados en este trabajo corresponden a series de tiempo con frecuencia mensual desde enero de 2002 hasta junio de 2016. El período a analizar se inicia en 2002 porque en dicho año se adoptaron las metas de inflación de manera “pura”<sup>5</sup> en Perú, el último país de la muestra en adoptar este régimen monetario<sup>6</sup>.

La inflación de cada país corresponde a la variación anual de distintos índices de precios. Para el caso de Canadá, Chile, Colombia y Perú, la inflación se calcula como la variación anual<sup>7</sup> del Índice de Precios al Consumidor (IPC). En Brasil y México, se estima como variable de inflación, la variación anual del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). Estos datos se obtuvieron de los bancos centrales de Chile, Colombia y México, y de los institutos de estadísticas nacionales de Brasil, Canadá y Perú.

Para las estimaciones, también se utilizaron datos de expectativas de inflación. Es-

---

<sup>5</sup>Sin otras anclas nominales, que su primer objetivo sea mantener la inflación en torno a su meta y que esa meta sea numérica y transparente.

<sup>6</sup>Hammond, Gill., 2012. “State of the art of inflation targeting”, Handbook N°29, Centre for Central Banking Studies.

<sup>7</sup>Variación porcentual con respecto al mismo mes del año anterior.

tos datos se recolectaron de encuestas<sup>8</sup> que realizan los distintos bancos centrales de cada país a entes privados relacionados al mercado financiero y a la actividad económica nacional. En el caso de Colombia, se cuenta con este dato solo desde octubre de 2004 y para Canadá, el dato solo existe con frecuencia anual, por lo que no se incluyen en este trabajo.

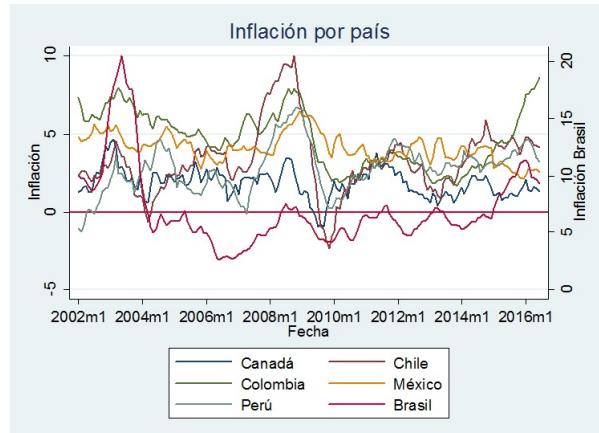
Las metas de inflación de los países de la muestra son explícitas y comunicadas por sus respectivas autoridades monetarias. Para la estimación de este trabajo, se utiliza tanto la meta como el rango de tolerancia impuesto por cada Banco Central. En los casos de México y Perú, la meta corresponde solamente a un rango, por lo que, como meta puntual, se utiliza el promedio entre el límite superior y el inferior de dicho rango. Además, cabe mencionar que la meta de inflación no varía ni en Canadá ni en Chile en el período analizado.

En el gráfico a continuación, se observan las series de inflación desestacionalizada de cada país. Debido a que la inflación brasileña posee una mayor variabilidad, se grafica en función al eje de la derecha.

---

<sup>8</sup>En Brasil corresponden a proyecciones realizadas por instituciones que operan en el mercado financiero, en Chile al dato obtenido de la Encuesta de Expectativas Económicas, en México al de una encuesta al sector privado y en Perú a la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas de Inflación.

Figura 1: Inflación desestacionalizada



Nota Figura 1: Gráfico de elaboración propia con datos de inflación mensual obtenidos de los bancos centrales e institutos nacionales de estadísticas, desestacionalizados por el método de X-12-ARIMA, para el período comprendido entre enero de 2002 y junio de 2016.

A partir de las series expuestas en el gráfico anterior, se calcularon las estadísticas básicas de la inflación por país, que se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas de la inflación

País	Observaciones	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Chile	174	3,31	2,18	-2,40	10,01
Brasil	174	7,05	3,48	2,61	20,48
Canadá	174	1,85	0,92	-0,94	4,69
Colombia	174	4,71	1,83	1,69	8,62
México	174	4,13	0,89	2,16	6,46
Perú	174	2,79	1,55	-1,25	6,72

Nota Tabla 1: Estadísticas descriptivas de las series de inflación por país, desestacionalizada por el método de X-12-ARIMA. Series mensuales de variación anual de índices de precios. Fuente: Elaboración propia, con datos obtenidos de los bancos centrales e institutos nacionales de estadísticas, para el período comprendido entre enero de 2002 y junio de 2016.

De la Tabla 1 y la Figura 1 se pueden deducir algunas características de la inflación por país con respecto al resto de la muestra. Por ejemplo, la inflación brasileña parece haber sido la más variable durante el período analizado. Además de tener la mayor media y desviación estándar, es la que tiene una mayor distancia entre su valor mínimo y máximo. Por su parte, la inflación del país utilizado como punto de referencia, es decir, Canadá, tiene la menor media, pero no ha sido la menos variable en términos de desviación estándar y distancia entre los valores mínimo y máximo. La inflación con menor variabilidad en el período analizado corresponde a la mexicana. Las inflaciones de Chile, Colombia y Perú se comportan de manera similar, tienen una media cercana a su meta, siendo más variable la inflación chilena respecto a la de los otros dos países.

## 4. Metodología

La metodología de este trabajo consiste en una primera instancia, en estimar un modelo autorregresivo de orden  $p$ , de la forma AR( $p$ ), de la inflación de cada país de la muestra<sup>9</sup>, a modo de ejercicio exploratorio. El modelo a estimar se encuentra en la siguiente ecuación.

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \rho_i \pi_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

Los rezagos utilizados en cada país fueron obtenidos minimizando el criterio de información bayesiano de Schwarz (1978, SBIC)<sup>10</sup>. A partir de la estimación de los modelos AR( $p$ ) se computan cuatro medidas de persistencia inflacionaria no condicional. Se caracterizan de esta forma porque no toman en cuenta la persistencia inherente a cada uno de los componentes que forman parte del proceso generador de datos de la inflación<sup>11</sup> y porque no es condicional a ningún escenario macroeconómico específico. Estas medidas

<sup>9</sup>Brasil, Canadá, Chile, Colombia, México y Perú.

<sup>10</sup>Se utiliza este criterio y no el de Akaike, porque este último tiende a sobreestimar el número de rezagos óptimos.

<sup>11</sup>Dossche y Everaert (2005).

se plantean en Marques (2004) y corresponden a (i) la suma de coeficientes del modelo autorregresivo, (ii) el número de períodos que se toma la respuesta de la inflación en alcanzar su nivel máximo tras dar un impulso de un punto porcentual en la inflación, (iii) la vida media de dicho shock y (iv) la mayor raíz del modelo autorregresivo. Todas estas medidas se relacionan con la forma de la función de impulso respuesta de un shock de un punto porcentual de carácter inflacionario. Por tanto, estas medidas corresponden a magnitudes de persistencia inflacionaria definida como la velocidad con que la tasa de inflación vuelve a su valor de equilibrio de largo plazo luego de un shock inflacionario<sup>12</sup>. Cabe mencionar que obtener estas medidas permite solo hacer un análisis comparativo entre países.

Debido a que con la estimación de la ecuación (1) no se logra percibir en qué escenarios macroeconómicos la persistencia inflacionaria se ve más alterada, se plantea la ecuación (2), expuesta a continuación.

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \rho_{0,i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho_{1,i} D_{rango,t} D_{sobre,t} * \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho_{2,i} D_{rango,t} D_{bajo,t} * \pi_{t-i} + \alpha_1 D_{sobre,t} + \alpha_2 D_{bajo,t} + \rho_3 (\pi_t^e - \pi_t^*) + \epsilon_t \quad (2)$$

En la ecuación anterior,  $\pi_t$  corresponde a la inflación con frecuencia mensual<sup>13</sup> desestacionalizada con el método de X-12-ARIMA y  $\pi_{t-i}$  a sus rezagos. El valor de  $p$  corresponde al número de rezagos óptimos para un modelo AR( $p$ ) de la inflación según el criterio de SBIC.  $D_{rango,t}$  es una variable binaria que toma el valor de 1 si la inflación en el período  $t$  se encuentra fuera de su rango de tolerancia y 0 en caso contrario.  $D_{sobre,t}$  corresponde a una variable binaria que toma el valor de 1 cuando la inflación supera el límite superior de su rango de tolerancia, y cero de lo contrario. Por su parte,  $D_{bajo,t}$  es una variable binaria que toma el valor de 1 cuando la tasa de cambio del nivel de precios se encuentra en niveles menores que el límite inferior del rango de tolerancia en el período  $t$  y cero de lo contrario. Por último, la variable  $(\pi_t^e - \pi_t^*)$  corresponde a una medida de incre-

---

<sup>12</sup>Marques (2004).

<sup>13</sup>Variación de un índice de precios con respecto al mismo mes del año anterior.

dulidad del Banco Central y se estima como la desviación de las expectativas de inflación ( $\pi^e$ ) con respecto a la meta ( $\pi^*$ ).

La ecuación (2) se estimará para cada país en todo el rango de años indicado anteriormente utilizando el método de MCO. Cabe mencionar que no se incluirá la medida de incredulidad de la política monetaria ( $\pi_t^e - \pi_t^*$ ) ni en la estimación de Canadá ni en la de Colombia, por falta de datos. Luego, se analizará la persistencia de la inflación que se hereda de sus mismos rezagos y la que se provoca por el hecho de que la inflación haya estado sobre o bajo su rango de tolerancia. Se espera que  $\sum_{i=1}^p \rho_{0,i}$ ,  $\sum_{i=1}^p \rho_{1,i}$ ,  $\sum_{i=1}^p \rho_{2,i}$ ,  $\rho_3$  y  $\alpha_1$  tomen valores positivos. Por su parte, el valor de  $\alpha_2$  debiese tener signo negativo.

Cabe mencionar que, además de los rezagos de la inflación en la ecuación (2), las variables que están interactuadas con ellos afectan la persistencia inflacionaria. No así las variables binarias por sí solas, ni la medida de incredulidad de la autoridad monetaria.

Luego de estimar estas dos ecuaciones para cada país, se plantean dos ejercicios de robustez. En una primera instancia, se evalúa la existencia de heteroscedasticidad en las estimaciones de la ecuación (2) por país, haciendo uso de la prueba de White (1980). En los países en los que se encuentra que la varianza de las perturbaciones no es constante, se corrige dicho problema haciendo uso de la estimación de Newey y West (1987) y se analiza si los resultados son robustos al método de estimación.

El último ejercicio de robustez a realizar, se plantea en diversos estudios de persistencia inflacionaria<sup>14</sup> y consiste en evaluar la existencia de un quiebre estructural en la medida de persistencia inflacionaria, haciendo uso de la prueba de quiebres estructurales múltiples para fechas desconocidas de Bai-Perron (2003). Esto se lleva a cabo en la estimación de ambas ecuaciones, permitiendo la posibilidad de un quiebre estructural en los coeficientes que podrían impactar el grado de persistencia inflacionaria, de manera simultánea y por separado. Estos corresponden a los siguientes:

---

<sup>14</sup>Capistrán y Ramos-Francia (2007), O'Reilly y Whelan (2004), entre otros.

- Ecuación (1):  $\rho_i$
- Ecuación (2):  $\rho_{0,i}$ ,  $\rho_{1,i}$  y  $\rho_{2,i}$

La prueba de quiebre estructural y la posterior estimación en los subperíodos indicados por el quiebre, corresponde a un ejercicio de robustez a la muestra.

## 5. Resultados

En esta sección se exponen los principales resultados obtenidos según la metodología planteada en la sección anterior. En una primera instancia se exponen las medidas de persistencia inflacionaria no condicional planteadas en Marques (2004). Luego, se estima la ecuación (2) por MCO, y por último, se evalúan dos ejercicios de robustez a los resultados previos.

### 5.1. Ejercicio exploratorio: Modelos autorregresivos

En un principio, se realiza una estimación de modelos autorregresivos de la inflación por país, desestacionalizada por el método de X-12-ARIMA, según los rezagos óptimos indicados por el criterio de SBIC. A partir de dichas estimaciones, se computaron las medidas de persistencia no condicional planteadas en Marques (2004). Estas medidas corresponden a la suma de coeficientes del modelo autorregresivo, la vida media de un shock equivalente a un punto porcentual en la inflación, el número de períodos en los que la respuesta de dicho shock llega a su máximo y la mayor raíz del modelo autorregresivo. Levin y Piger (2002) determinan que entre estas medidas, la más adecuada corresponde a la suma de coeficientes y, rechazan el uso de la mayor raíz como medida de persistencia, al igual que Andrews y Chen (1994) y Pivetta y Reis (2001).

Cabe mencionar que todas estas medidas de persistencia se relacionan con la forma de la función impulso respuesta y, por lo tanto, con el tiempo que se toma la inflación en volver a sus valores de equilibrio de largo plazo luego de un shock inflacionario. Además, estas medidas permiten realizar un análisis comparativo entre países, pero no determinar cómo es la persistencia en distintos estados de la naturaleza. En la tabla a continuación se exponen las medidas de persistencia inflacionaria no condicional.

Tabla 2: Medidas de persistencia de AR(p)

País	Rezagos	Suma de coeficientes	Máximo	Vida media	Mayor raíz
Chile	6	0,917	2	14	0,947
Brasil	2	0,972	6	15	0,844
Canadá	1	0,871	1	6	0,871
Colombia	2	0,984	4	28	0,969
México	2	0,917	2	8	0,859
Perú	2	0,956	3	14	0,935

Nota Tabla 2: En esta tabla se exponen las medidas de persistencia inflacionaria planteadas en Marques (2004) computadas a partir de las estimaciones de modelos AR(p) con las series de inflación mensual por país desestacionalizadas por el método de X-12-ARIMA, para el período comprendido entre enero de 2002 y junio de 2016.

A partir de la observación de la tabla 2 se percibe que Colombia es el país que tiene mayores medidas de persistencia inflacionaria en términos de vida media, mayor raíz y suma de coeficientes autorregresivos. A pesar de que Colombia pasó por un período de auge económico entre los años 2002 y 2007, su economía fue afectada por la crisis mundial del 2008 y provocó que la autoridad monetaria decidiera alterar la meta de inflación dos veces dentro de la duración de la crisis. Esto, puede haber provocado un desanclaje de las expectativas de inflación (ver Anexo 3), lo que según Dossche y Everaert (2005) provoca un aumento en la vida media del shock.

Canadá tiene las menores medidas de persistencia inflacionaria en términos de suma de coeficientes, vida media y máximo. Esto puede implicar que dicho país tiene mejor calidad de instituciones y su autoridad monetaria es capaz de hacer que la inflación retorne a sus valores de equilibrio más rápido que en los otros cinco países de la muestra, ante un shock inflacionario. Sin embargo, la medida de persistencia que indica el número de períodos en que la respuesta llega su máximo nivel luego de un shock toma el valor de 1 por definición de la estimación de modelos AR(1), por lo que esta medida no permite hacer una comparación correcta. Existen varias razones de índole económica por las que Canadá goza de bajos niveles de persistencia inflacionaria respecto a los otros países. En una primera instancia, la meta de inflación canadiense no ha sido alterada en el rango de años estudiado. Además, y como se puede observar en el Anexo 2, su inflación ha sido bastante estable en comparación al resto de los países, manteniéndose la mayoría del tiempo dentro del rango de tolerancia. Los otros cinco países de la muestra perciben una mayor inestabilidad monetaria que Canadá durante los años de la reciente crisis (2008 a 2010). Esto debido a que el Banco Central de Canadá se anticipó y durante los dos años previos a la recesión, compró activos de emergencia que utilizó para salvaguardar a instituciones financieras y bancos comerciales privados. Con esto logró que la inflación se mantuviera cercana a la meta ante dicho shock por más tiempo que los otros países, manteniendo menos alterado el grado de persistencia inflacionaria.

En el resto de los países de la muestra, que no se anticiparon a la crisis, entre los años 2008 y 2010, estuvieron inmersos en un período de alta inestabilidad monetaria (ver Anexo 5). Esta inestabilidad se tradujo en un aumento en la volatilidad de la inflación, aumento en sus niveles, mayor dependencia de sus rezagos y aumento en el número de períodos necesarios para que la inflación volviera a sus niveles de equilibrio. Además, un aumento en los niveles de la inflación puede provocar un desanclaje de las expectativas. Todos estos acontecimientos pueden alterar el grado de persistencia inflacionaria no condicional reflejado en las medidas propuestas por Marques (2004), provocando un mayor grado de esta en Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.

Si se observan las medidas de suma de coeficientes autorregresivos, vida media del shock y máximo, los países siguen un cierto patrón en términos de qué país tiene mayor o menor grado de persistencia. Según estas tres medidas, los países de la muestra se pueden ordenar partiendo con aquel que tiene menos persistencia inflacionaria no condicional hasta el que tiene más. Dicho orden sería aproximadamente de la siguiente forma: (i) Canadá, (ii) México, (iii) Perú, (iv) Chile, (v) Brasil y (vi) Colombia. No obstante, utilizando la mayor raíz del modelo autorregresivo, las conclusiones varían y Brasil y México tendrían inflaciones menos persistentes que la canadiense, lo que se contradice con la historia económica de estos tres países, considerando el simple hecho de que en Brasil y México han existido cambios en las metas de inflación y han sido más golpeados por los distintos ciclos de la economía y otras crisis internas, como la gran depreciación del real brasileño a partir del 2010, y el aumento en el desempleo. Estas razones generan inestabilidad monetaria y pueden aumentar la persistencia. Si se observa el Anexo 2, la inflación mexicana, durante el período analizado, se encuentra muy pocas veces efectivamente dentro del rango de tolerancia. Lo anterior implicaría que la inflación puede tardar más en alcanzar su nivel de equilibrio de largo plazo<sup>15</sup> y, si es que efectivamente lo hace, se mantiene cercano a éste durante períodos de corta duración. Por último, en los primeros dos años de la muestra, la inflación brasileña se encontraba también fuera de su rango, teniendo una velocidad para volver a su meta que le tomaría al menos 24 meses. Por estas razones, entre otras, la mayor raíz del modelo autorregresivo no se puede considerar como una buena medida de persistencia, ya que es difícil encontrar que la inflación canadiense sea más persistente que la mexicana y la brasileña. Además, a pesar de que esta medida ayuda a determinar la forma de la función de impulso respuesta, el resto de las raíces del modelo también lo hacen.

---

<sup>15</sup>Promedio entre el límite superior e inferior del rango de tolerancia.

## **5.2. Estimación por mínimos cuadrados ordinarios**

Con intención de analizar la persistencia inflacionaria en distintos escenarios macroeconómicos, se estima la ecuación (2) por MCO. Antes de exponer sus resultados, cabe mencionar que las salidas del rango de la inflación, son menos frecuentes en Brasil, Canadá, Chile y Colombia, que a diferencia de México y Perú, tienen un objetivo de inflación puntual rodeado de un rango. Lo anterior, permite extrañar que los límites de dichos rangos son bastante estrictos y respetados por la autoridad monetaria de esos países y, según Medina y Valdés (2000), en esos casos la política monetaria debe responder de manera más agresiva para que la inflación vuelva a sus niveles de equilibrio de largo plazo. Si no hubiese una reacción de carácter agresivo, disminuiría la velocidad con la que la inflación vuelve a su meta, aumentando el grado de persistencia inflacionaria.

Es debido mencionar que Canadá es el país en el que se perciben menos salidas del rango de tolerancia en el período analizado. Además, su meta no ha sido alterada y es el país con mejores instituciones públicas de la muestra, según estudios del Banco Mundial<sup>16</sup>. Por lo anterior, si se define la persistencia inflacionaria como la velocidad con la que la inflación vuelve a sus valores de equilibrio luego de un shock inflacionario, el estar fuera del rango de tolerancia no debiese aumentar el grado de persistencia en Canadá. Además, si se observa el Anexo 2, los escenarios en los que la inflación se escapa de su rango de tolerancia, tienen una menor duración en Canadá que en el resto de los países de la muestra.

En la tabla a continuación se expone un resumen de los resultados de la estimación de la ecuación (2) por país, cuyos resultados en detalle se encuentran en el Anexo 1.

---

<sup>16</sup><http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#home>

Tabla 3: Estimación por MCO de la ecuación (2)

País	# Rezagos	Rezagos	Sobre* Rezagos	Bajo* Rezagos	Sobre	Bajo	Incredulidad
Brasil	2	0,817** (0,035)	0,079** (0,034)	Omitida	-0,237 (0,218)	Omitida	0,208** (0,03)
Canadá	1	0,625** (0,05)	-0,136 (0,131)	-0,064 (0,108)	1,249** (0,423)	-0,626** (0,139)	
Chile	6	0,623** (0,07)	0,158** (0,078)	-0,001 (0,098)	-0,09 (0,288)	-0,570** (0,238)	0,420** (0,09)
Colombia	2	0,945** (0,023)	-0,029 (0,037)	-0,1 (0,096)	0,391 (0,21)	0,09 (0,247)	
México	2	0,770** (0,046)	0,054** (0,034)	Omitida	-0,044 (0,13)	Omitida	0,130** (0,048)
Perú	2	0,553** (0,067)	0,233** (0,078)	0,132 (0,11)	-0,384 (0,232)	-0,694** (0,182)	0,187** (0,047)

Nota Tabla 3: En esta tabla se expone un resumen de los resultados por país de las estimaciones por MCO de la ecuación (2), con datos mensuales para el período comprendido entre enero de 2002 y junio de 2016.

Los números de la columna “Rezagos” corresponden a  $\sum_{i=1}^p \rho_{0,i}$ , los de la columna “Sobre\*Rezagos” a  $\sum_{i=1}^p \rho_{1,i}$ , los de la columna “Sobre” a  $\alpha_1$ , en la columna “Bajo\*Rezagos” se encuentra  $\sum_{i=1}^p \rho_{2,i}$ , en la de “Bajo”  $\alpha_2$  y en la columna de “Incredulidad”, están las estimaciones de los coeficientes  $\rho_3$  por país de la ecuación (2).

Los valores entre paréntesis corresponden a las desviaciones estándar de la suma de parámetros, computadas a partir de la prueba de Wald (1948) y que el valor del coeficiente esté acompañado de dos asteriscos (\*\*) implica que la suma de dichos coeficientes es significativa al menos al 5 %, según la prueba de Wald.

Si se compara la columna que indica la persistencia heredada por los rezagos con las medidas de persistencia no condicional de la Tabla 2, se encuentra que se mantiene aproximadamente, en términos relativos. Por ejemplo, Colombia y Brasil siguen siendo los países con inflaciones más persistentes de la muestra. Cabe mencionar que en Brasil y

Colombia y, acorde a Corbo y Schmidt-Hebbel (2002), el Banco Central no era totalmente independiente en la fecha de publicación de su artículo, ya que tomaba sus decisiones de objetivo inflacionario en conjunto con el Gobierno. Esta alta dependencia de sus rezagos encontrada en la inflación colombiana, no permite que las otras variables tengan efectos significativos ni en su inflación ni en su grado de persistencia.

La persistencia inflacionaria proveniente de los episodios en los que la inflación se encuentra bajo el rango de tolerancia se observan en la quinta columna de la Tabla 3. Acorde a estos resultados, se percibe que ni en Brasil ni en México la inflación cae lo suficiente como para estar bajo el rango, en el período analizado. Además, cabe mencionar que en el resto de los países, en los que sí sucede este fenómeno, es menos frecuente que un alza de la inflación que traspase el límite superior del rango de tolerancia. Ninguno de estos coeficientes es significativo y existen algunas posibles explicaciones para ello. Una de ellas es que la corta duración de estos acontecimientos no provoca un aumento en la velocidad con la que la inflación vuelve a su nivel de equilibrio de largo plazo.

La mayoría de las veces en las que la inflación se sale del rango de tolerancia atravesando su límite inferior, equivale a un suceso contiguamente posterior a altos niveles de inflación<sup>17</sup>. Lo anterior, en conjunto a la corta duración de estos sucesos, permite encontrar otra posible explicación para que no se produzcan alteraciones significativas de la persistencia inflacionaria. Esta hipótesis consiste en plantear que la inflación disminuye a tales niveles por sobre reacciones o reacciones tardías de la autoridad monetaria. Esto se condice con lo planteado en Coenen (2007), quien afirma que una política monetaria bien diseñada asume que la persistencia inflacionaria es alta en períodos de alta incertidumbre (altos niveles de inflación). Estas situaciones se caracterizan por respuestas agresivas de parte de la autoridad monetaria.

Los datos también son congruentes con esta teoría. En Canadá, existe una disminución de la inflación que la hace llegar a niveles por debajo del 1 %, y sucede a fines de

---

<sup>17</sup>Canadá, Perú, Chile y Colombia 2009, ver Anexo 2.

2009. Durante este año la Tasa de interés clave, que es el instrumento de política monetaria canadiense, llegó a niveles del 0,5 %, que son los menores encontrados en todo el período analizado. Lo mismo sucede en Chile en 2004, entre 2008 y 2010 y en 2013. En estos períodos, las disminuciones de la tasa de cambio del nivel de precios van acompañadas de disminuciones de la Tasa de política monetaria<sup>18</sup>. De manera análoga, tanto en Colombia como en Perú en 2009, las disminuciones de inflación parecen ser consecuencia de disminuciones de la Tasa de intervención<sup>19</sup> y la de referencia de la política monetaria<sup>20</sup>, respectivamente.

Para continuar el análisis de los coeficientes, se observa que en Canadá no se ve afectado el grado de persistencia inflacionaria de manera significativa en los escenarios en los que la inflación se encuentra fuera de su rango de tolerancia. Sin embargo, se observan mayores y menores medias de inflación canadiense cuando esta se encuentra sobre y bajo el rango, respectivamente. En Chile y Perú también se observan menores medias de la inflación cuando esta traspasa el límite inferior del rango tolerado por las correspondientes autoridades monetarias.

La variable de incredulidad, que mide los desvíos de las expectativas de inflación con respecto a la meta, tiene solo efectos en el nivel de inflación, y no en la persistencia, ya que no está interactuada con los rezagos. En términos relativos, un desvío de las expectativas con respecto a la meta tiene mayores efectos en la inflación chilena, luego en la brasileña, y finalmente en la peruana y mexicana; considerando que esta variable no se introdujo en las estimaciones de Canadá ni Colombia.

De la observación del Anexo 3, se puede extrapolar que las expectativas de inflación en Chile son las que menos se desvían de su meta aunque la inflación sí lo haga. Esto lleva a pensar que, y dado que el coeficiente de incredulidad en Chile es mayor que el de los otros países, la política monetaria chilena es más creíble. Por lo anterior, un pequeño

---

<sup>18</sup>Instrumento de política monetaria de Chile.

<sup>19</sup>Instrumento de política monetaria de Colombia.

<sup>20</sup>Instrumento de política monetaria de Perú.

desanclaje de las expectativas respecto a la meta no considerado por el Banco Central, puede llevar a mayores desvíos de inflación. En Brasil, por su parte, las expectativas siempre se han mantenido más cercanas a la inflación que la meta, teniendo un menor efecto sobre los niveles efectivos de inflación.

Según Hammond (2012) países en los que la autoridad monetaria tiene un horizonte de política óptimo de mediano plazo tienen la ventaja de anclar las expectativas de inflación aunque existan shocks de corto plazo que provoquen un desvío de sus niveles de equilibrio. En el caso de este estudio, todos los países tienen un horizonte de política que cumple con dichas características y según el autor, la elección de este horizonte se relaciona con la rapidez del mecanismo de transmisión de la política monetaria. Por último, Hammond plantea que el traspaso de la política monetaria hacia la inflación en períodos desinflacionarios, es más rápido en economías emergentes.

Por último, los coeficientes que acompañan a la interacción entre los rezagos de inflación y la variable binaria que toma el valor de uno cuando se está por sobre el rango de tolerancia, es significativa y positiva en todos los países menos en Canadá y Colombia. En Canadá, la inflación es más estable y está más controlada, por lo que es probable que en estos escenarios las expectativas no se desanclen de manera significativa y por lo tanto no disminuya la velocidad con la que la inflación vuelve a la meta. En Colombia puede que ante estos sucesos no se vea alterada la persistencia inflacionaria por los constantes cambios en la meta de inflación y porque la persistencia inflacionaria provocada solo por los rezagos de la inflación ya es lo suficientemente alta.

En el resto de los países sí se observa un aumento en la persistencia inflacionaria cuando la inflación está en niveles que superan el rango de tolerancia. Este resultado es importante en términos de que es un aporte a la literatura de persistencia inflacionaria, es novedoso y se puede explicar con distintas razones de índole económico. Para comenzar, un aumento de la inflación que la haga sobrepasar el límite superior de su rango de tolerancia por un período relativamente largo, puede aumentar el número de períodos

necesarios para que la inflación vuelva a sus valores de equilibrio, aumentando la persistencia inflacionaria.

Lo planteado en el párrafo anterior puede tener dos posibles explicaciones que están interrelacionadas. La primera se basa en el modelo de Calvo (1983) de precios escalonados o pegajosos. En este modelo se plantea, en resumen, la existencia de rigideces nominales asumiendo que una firma  $i$  podrá ajustar sus precios cuando se emita una señal, cuya probabilidad de emisión tiene una distribución geométrica en los próximos  $h$  períodos, es independiente de los momentos en los que se emitió en el pasado y es estocásticamente independiente entre firmas. Por tanto, en un período específico  $s$  solo una fracción de las firmas ( $\delta$ ) recibiría la señal que le permite ajustar sus precios. Y en dicho período, sólo  $\delta e^{\delta(t-s)}$  efectivamente alterará sus precios, con  $\delta$  constante. Lo anterior, afirma la existencia de rigideces nominales en la economía. Las rigideces nominales son una de las bases que incentivan el estudio de la persistencia inflacionaria en los modelos neokeynesianos y, sin ellas, no habría persistencia ya que los precios se ajustarían automáticamente en presencia de shocks permanentes. Una serie de artículos acerca de la persistencia inflacionaria plasman su estudio a la luz de la existencia de rigideces nominales<sup>21</sup>.

Volviendo al modelo de Calvo y, según los resultados aquí encontrados, estas rigideces o capacidad de ajustar los precios de parte de las firmas parece no ser constante. En los países en los que el coeficiente de “Sobre\*Rezagos” es significativo, las expectativas de inflación parecen desanclarse de la meta en estos episodios y aumentar rápidamente (ver Anexo 3). Un aumento de las expectativas de inflación no prevista por la autoridad monetaria hace más difícil que el Banco Central pueda retornar la inflación a su meta en el corto plazo, aumentando el grado persistencia inflacionaria. Un ajuste rápido de las expectativas de inflación sugiere que la proporción de firmas que ajusta sus precios cuando se está en presencia de alzas de inflación es mayor que en otros escenarios. Por lo anterior, la proporción  $\delta e^{\delta(t-s)}$  planteada en Calvo (1983) no sería constante o sería mayor ante ciertos acontecimientos específicos, tales como aumentos bruscos de la inflación.

---

<sup>21</sup>Dixon y Kara (2010), Christiano et al. (2005) y Levin y Piger (2002).

Cabe mencionar que en los países de la muestra, la mayoría de las veces en las que la inflación se encuentra sobre su rango de tolerancia, no se percibe un aumento en la meta de inflación y después de una serie de períodos, la inflación vuelve a sus niveles de equilibrio (ver Anexo 2). Por lo anterior, se podría afirmar que la mayoría de las ocasiones en los que sucede este fenómeno, se está en presencia de un shock transitorio o de corto plazo de inflación. Por lo que, si los agentes internalizaran que estas alzas en la tasa de cambio del nivel de precios van a desaparecer, no se esperaría que tantos agentes ajustaran sus precios en estos escenarios.

Sin embargo, y en relación al modelo de Calvo (1983), en los países de Latinoamérica en los que sí se percibe un aumento de la persistencia inflacionaria cuando la inflación está sobre el rango de tolerancia han tenido hiperinflaciones en su historia económica<sup>22</sup>, bastante recientes. Esto puede llevar a que los agentes en dichos países sean más sensibles a alzas en la tasa de inflación y que por lo tanto, y acorde a lo planteado en Capistrán y Timmermann (2009), sobre o sub ajusten sus expectativas según el peso que le asignen a la situación en la que se encuentran. Un desanclaje de las expectativas, de carácter positivo, en estos episodios puede llevar a un aumento en la persistencia inflacionaria, que es exactamente lo que sucede en estos países cuando la inflación se encuentra sobre su rango de tolerancia. Es probable que en estos países, la proporción de agentes y/o firmas que altera sus precios en presencia de estos episodios sea mayor que en otro tipo de escenarios y, a la luz del modelo de Calvo, la probabilidad  $\delta e^{\delta(t-s)}$  tampoco sería constante ni se mantendría inalterada en distintos escenarios económicos.

### 5.3. Ejercicios de robustez

Como ejercicios de robustez, se realizan dos correcciones a las estimaciones de los modelos AR(p) y la ecuación (2). En una primera instancia, se evalúa la existencia de heteroscedasticidad haciendo uso de la prueba de White (1980). En caso de estar en pre-

---

<sup>22</sup>Brasil 1980-1994, Chile 1972-1977, México 1982 y Perú 1988-1990.

sencia de heteroscedasticidad, se corrige con la estimación de Newey-West para analizar la robustez del tipo de estimación. Luego, y como ejercicio de robustez a la muestra, se analiza la existencia de un quiebre estructural con la prueba de quiebres múltiples en fechas desconocidas de Bai-Perron (2003). Se encuentra que existe un quiebre significativo en la persistencia inflacionaria en Chile en diciembre de 2009. Para evaluar la robustez, se vuelve a estimar tanto el modelo AR(p) como la ecuación (2) en los dos subperiodos para Chile, indicados por el quiebre.

### **5.3.1. Corrección de heteroscedasticidad**

Tras evaluar la presencia de heteroscedasticidad en la ecuación (2) haciendo uso de la prueba de White (1980), se encuentra que en las estimaciones de Brasil, Canadá y Colombia, la varianza de las perturbaciones no es constante. Para evaluar si los resultados son robustos al tipo de estimación, se vuelve a estimar la ecuación (2), para los países indicados, con el método de Newey-West, cuyos resultados se encuentran en el Anexo 4.

La tabla a continuación expone un resumen de los resultados de la estimación por Newey West para los países Brasil, Canadá y Colombia de la ecuación (2).

Tabla 4: Estimación por Newey-West de la ecuación (2)

País	# Rezagos	Rezagos	Sobre* Rezagos	Bajo* Rezagos	Sobre	Bajo	Incredulidad
Brasil	2	0,817** (0,035)	0,079** (0,038)	Omitida	-0,237 (0,244)	Omitida	0,208** (0,026)
Canadá	1	0,625** (0,045)	-0,136 (0,115)	-0,064 (0,141)	1,249** (0,298)	-0,626** (0,197)	
Colombia	2	0,945** (0,02)	-0,029 (0,037)	-0,1 (0,067)	0,391 (0,215)	0,09 (0,152)	

Nota Tabla 4: En esta tabla se expone un resumen de los resultados por país de las estimaciones por Newey-West de la ecuación (2), para aquellos países que contaban con la presencia de heteroscedasticidad en sus estimaciones, con datos mensuales para el período comprendido entre enero de 2002 y junio de 2016. Los números de la columna “Rezagos” corresponden a  $\sum_{i=1}^p \rho_{0,i}$ , los de la columna “Sobre\*Rezagos” a  $\sum_{i=1}^p \rho_{1,i}$ , los de la columna “Sobre” a  $\alpha_1$ , en la columna “Bajo\*Rezagos” se encuentra  $\sum_{i=1}^p \rho_{2,i}$ , en la de “Bajo”  $\alpha_2$  y en la columna de “Incredulidad”, están las estimaciones de los coeficientes  $\rho_3$  por país de la ecuación (2). Los valores entre paréntesis corresponden a las desviaciones estándar de la suma de parámetros, computadas a partir de la prueba de Wald (1948) y que el valor del coeficiente esté acompañado de dos asteriscos (\*\*) implica que la suma de dichos coeficientes es significativa al menos al 5 %, según la prueba de Wald.

Como se observa en la tabla 4, a pesar de que la estimación de Newey-West corrige la varianza de las perturbaciones, alterando la desviación estándar de los coeficientes, aquellos que eran significativos al 5 % en la estimación por MCO, mantienen su nivel de significancia en estas estimaciones. Con lo anterior, es posible afirmar que aun cuando en las estimaciones por MCO de la ecuación (2) se está en presencia de heteroscedasticidad en algunos países, los resultados son robustos al método de estimación.

### 5.3.2. Quiebre estructural

Para realizar las estimaciones en subperíodos sin quiebre estructural, se efectuó la prueba de Bai-Perron (2003). Esta evaluación se llevó a cabo en las dos estimaciones, permitiendo la existencia de quiebre estructural en todos los coeficientes que pueden provocar alteraciones en el grado de persistencia inflacionaria, de manera simultánea y uno a la vez.

Como se mencionó anteriormente, en los modelos autorregresivos por país, se permitieron quiebres estructurales en el coeficiente que acompaña a los rezagos de inflación ( $\rho_i$ ). En la ecuación (2) se permite quiebre en los coeficientes que acompañan a los rezagos de inflación ( $\rho_{0,i}$ ), en los que multiplican a la interacción entre las variables binarias de rango y de estar sobre este ( $D_{rango,t} * D_{sobre,t}$ ) y los rezagos de inflación ( $\rho_{1,i}$ ) y en los parámetros que acompañan a la interacción entre las variables binarias de rango y de estar bajo este ( $D_{rango,t} * D_{bajo,t}$ ) con los rezagos de inflación ( $\rho_{2,i}$ ).

Tras permitir un quiebre simultáneo en los coeficientes mencionados en el párrafo anterior y hacerlo por separado en cada uno de ellos, la prueba de Bai-Perron (2003) entrega solo unos pocos quiebres significativos en los países de la muestra. Sin embargo, en el caso de las estimaciones para Chile, se repite la existencia de un quiebre estructural en diciembre de 2009. A principios de 2009 la TPM se encontraba en 7,49 %, siendo disminuida bruscamente por la autoridad monetaria, llegando a niveles de 0,5 % en agosto del mismo año. En dicho período, la tasa de interés real en Chile se encontraba en valores negativos y la tasa de inflación muy por sobre la meta. Con la intención de disminuir la inflación, se tomaron medidas que lograron su objetivo a partir de principios de 2009. Durante ese año, la tendencia creciente de la inflación se comienza a transformar en una de carácter decreciente y, a fines de 2009, la inflación chilena toma valores negativos.

Este quiebre es significativo en el modelo autorregresivo, y en la ecuación (2) en los rezagos de inflación ( $\rho_{0,i}$ ). Por tanto, se analiza dicho episodio a continuación, comen-

zando con la estimación de los modelos AR(p) separando en dos períodos según indica la prueba de Bai-Perron. Cabe mencionar que el número de rezagos óptimos para la inflación chilena según el criterio de SBIC cambia en el segundo período analizado<sup>23</sup>. La tabla a continuación expone las medidas de persistencia inflacionaria no condicional planteadas en Marques (2004) para ambos períodos en Chile.

Tabla 5: Medidas de persistencia de AR(p) para Chile

Período	Rezagos	Suma de coeficientes	Máximo	Vida media	Mayor raíz
2002m01-2009m11	6	0,930	7	15	0,975
2010m01 - 2016m06	1	0,973	1	26	0,973

Nota Tabla 5: En esta tabla se exponen las medidas de persistencia inflacionaria planteadas en Marques (2004) computadas a partir de las estimaciones de modelos AR(p) con la serie de inflación chilena desestacionalizada por el método de X-12-ARIMA. La muestra se separa según la fecha de quiebre estructural en la persistencia, entregada por la prueba de Bai-Perron y los datos tienen frecuencia mensual.

Antes de comenzar con el análisis de la tabla 5 cabe mencionar que estas medidas solo permiten hacer una comparación relativa de la persistencia inflacionaria no condicional en Chile, entre ambos períodos. Además, hay dos medidas computadas en la tabla que no serán utilizadas para el análisis por las siguientes razones; la mayor raíz del modelo autorregresivo no es una buena medida de persistencia inflacionaria acorde a lo planteado en Andrews y Chen (1994) y Pivetta y Reis (2001). Lo anterior se debe a que a pesar de que determina la forma de la función impulso respuesta, todas las raíces del modelo lo hacen, por lo que si la mayor raíz de un modelo supera a la de otro, no significa que un shock inflacionario se demore más en desaparecer. El máximo, tampoco se utilizará como medida de persistencia debido a que en modelos AR(1) la respuesta de un impulso llega a su mayor nivel siempre en el primer período, por definición.

Habiendo dicho esto, y observando la Tabla 5, la persistencia inflacionaria no con-

---

<sup>23</sup>Entre enero de 2010 y junio de 2016.

dencial en Chile fue mayor en el segundo subperíodo de la muestra, es decir, entre enero de 2010 y junio de 2016. Lo anterior se puede afirmar comparando la suma de coeficientes autorregresivos y la vida media del shock, entre ambos períodos.

Considerando que la estimación de modelos autorregresivos se hace solo a modo exploratorio, en la tabla a continuación se expone un resumen de los resultados de la ecuación (2) estimada por MCO para los dos subperíodos de Chile indicados por la prueba de quiebre estructural. Sus resultados completos se encuentran en el Anexo 6.

Tabla 6: Estimación para Chile de la ecuación (2) según quiebre estructural

Período	# Rezagos	Rezagos	Sobre* Rezagos	Bajo* Rezagos	Sobre	Bajo	Incredulidad
2002m01-2009m11	6	0,666** (0,101)	0,04 (0,115)	0,14 (0,141)	0,422 (0,447)	-0,453 (0,345)	0,575** (0,131)
2010m01-2016m06	1	0,591** (0,081)	-0,146 (0,169)	0,039 (0,113)	1,307 (0,705)	-0,725** (0,277)	0,203 (0,142)

Nota Tabla 6: En esta tabla se expone un resumen de los resultados para Chile de las estimaciones por MCO de la ecuación (2), con datos mensuales para el período comprendido entre enero de 2002 y junio de 2016, separados por un quiebre estructural en diciembre de 2009. Los números de la columna “Rezagos” corresponden a  $\sum_{i=1}^p \rho_{0,i}$ , los de la columna “Sobre\*Rezagos” a  $\sum_{i=1}^p \rho_{1,i}$ , los de la columna “Sobre” a  $\alpha_1$ , en la columna “Bajo\*Rezagos” se encuentra  $\sum_{i=1}^p \rho_{2,i}$ , en la de “Bajo”  $\alpha_2$  y en la columna de “Incredulidad”, están

las estimaciones de los coeficientes  $\rho_3$  por país de la ecuación (2). Los valores entre paréntesis corresponden a las desviaciones estándar de la suma de parámetros, computadas a partir de la prueba de Wald (1948) y que el valor del coeficiente esté acompañado de dos asteriscos (\*\*) implica que la suma de dichos coeficientes es significativa al menos al 5 %, según la prueba de Wald.

En la tabla 6, los resultados se alteran. En términos de la persistencia heredada de los rezagos de inflación, es mayor en el primer subperíodo. En ambos subperíodos se observa que no hay un impacto significativo sobre la persistencia inflacionaria cuando la inflación está fuera del rango de tolerancia. No obstante, cuando está bajo él, lo que sucede

con mayor frecuencia en Chile entre 2010 y junio de 2016, el promedio de la inflación en aquellas ocasiones es menor a cuando no lo está, de manera significativa.

Cabe destacar que entre ambos períodos se observa un cambio en el número de rezagos óptimos de la inflación, esto implica un cambio en la estructura y dinámica inflacionaria chilena. Además, según los autores O'Reilly y Whelan (2004), Taylor (1998) y Sargent (1999), una disminución de la dependencia de la inflación de sus rezagos aumenta la credibilidad de la autoridad monetaria respecto de querer mantener una inflación baja. Esto se ve reflejado en el parámetro de incredulidad, que en conjunto con ser menor en el segundo subperíodo de la muestra, pierde su significancia en los efectos que causa en la inflación. También, observando el Anexo 3, es posible afirmar que las expectativas de inflación se mantienen más cercanas a la meta en el segundo período.

## 6. Conclusiones

En este trabajo se estudia cuán sensible es el grado de persistencia inflacionaria a distintos escenarios macroeconómicos en seis países con metas de inflación y exportadores de commodities, que corresponden a Brasil, Canadá, Chile, Colombia, México y Perú. En una primera instancia y como ejercicio exploratorio y comparativo entre países, se estiman modelos autorregresivos de orden  $p$ , a partir de los cuales se computan cuatro medidas de persistencia inflacionaria no condicional. Luego, se estima una ecuación por MCO que permite identificar ante qué acontecimientos macroeconómicos, específicamente monetarios, se ve afectado el grado de persistencia inflacionaria en los seis países de la muestra. Los posibles escenarios estudiados corresponden a períodos en los que el nivel de inflación se encuentra sobre o bajo su rango de tolerancia.

El principal resultado encontrado es que cuando la inflación se encuentra fuera de su rango de tolerancia, el grado de persistencia inflacionaria se ve afectado en los distintos países de la muestra. Específicamente, cuando el nivel de inflación sobrepasa el límite

superior de este rango, la persistencia inflacionaria aumenta en Brasil, Chile, México y Perú. Este resultado corresponde al principal aporte de este trabajo a la literatura existente, siendo algo novedoso e implicando que la autoridad monetaria en esos países debiese tener una respuesta más agresiva cuando la inflación se encuentre en niveles tan altos. De lo contrario, el grado de persistencia inflacionaria aumentará y será más difícil y lento lograr que la inflación retorne a sus niveles de equilibrio, pudiendo implicar mayores sacrificios en términos de producto y empleo para conseguir el objetivo de la autoridad monetaria.

En conjunto con ser un aporte a la literatura existente, este descubrimiento sugiere que, a la luz del modelo de Calvo (1983), la proporción de agentes de la economía que ajusta sus precios en períodos específicos varía según la situación en la que se encuentren. Principalmente en estos países, en los que se han vivido hiperinflaciones relativamente recientes, los agentes pueden ser aún más sensibles a alzas bruscas en la inflación. Lo anterior puede provocar que ante shocks de corto plazo que provoquen salidas de la inflación de su rango de tolerancia, se produzca un desanclaje en las expectativas y sea más difícil para la autoridad monetaria lograr que la inflación vuelva a su meta.

Los períodos en los que la inflación se encuentra por debajo del límite inferior de su rango de tolerancia, no provocan distorsiones en el grado de persistencia, y al menos en los países de la muestra, tienden a coincidir con reacciones de la autoridad monetaria. Se observa que, en la mayoría de estos países, las disminuciones abruptas del nivel de inflación suceden inmediatamente después de períodos en los que la inflación se ha encontrado sobre el rango de tolerancia. Además, en general, suceden en seguida de disminuciones en el instrumento de política monetaria de los distintos países, que en todos los casos corresponde a una tasa de interés nominal.

Otra conclusión que se puede obtener a partir de los resultados, es que la elección de Canadá como país de punto de referencia fue correcta. Gracias a su mejor calidad de instituciones, su inflación es más estable que la de los otros países, en términos de cantidad

de períodos que se encuentra fuera de su rango de tolerancia, y su grado de persistencia inflacionaria no se ve afectado en los distintos escenarios macroeconómicos aquí estudiados. Además, y según la comparación de persistencia no condicional entre países, Canadá cuenta con los menores grados de persistencia inflacionaria de la muestra. Sin embargo, y a pesar que el grado de persistencia no se vea afectado, sus niveles promedio de inflación sí lo hacen en estos distintos episodios, específicamente cuando los niveles de inflación están sobre y bajo el rango.

Cabe mencionar que este trabajo tiene algunas limitaciones. Una de ellas es no contar con los datos de expectativas de inflación con frecuencia mensual para Canadá. Esto podría alterar la estimación para este país, ya que, y como se analizó en la sección de resultados, los países con inflaciones más creíbles son más aversos a desvíos de las expectativas de su meta. Para Colombia, no debiesen alterarse los resultados de sobremanera, ya que se estimó incluyendo la variable de incredulidad para el período comprendido entre octubre de 2004 hasta el final de la muestra, y dicha variable no parecía influir en el nivel de inflación.

Como se mencionó anteriormente, el principal aporte de este trabajo es concluir que cuando la inflación se encuentra sobre el rango de tolerancia en algunos países de la muestra, el grado de persistencia inflacionaria aumenta. En otras palabras, cuando la inflación se encuentra en niveles muy altos, disminuye la velocidad de convergencia de la inflación a su meta. Acorde a lo planteado previamente, esto puede tener implicancias de política y puede deberse a desanclaje de las expectativas de inflación y mayor sensibilidad de parte de los agentes en este tipo de eventos.

## Referencias

- Andrews, Donald, y Chen, Hong-Yuan., 1994. "Approximately median-unbiased estimation of autoregressive models", *Journal of Business & Economic Statistics* 12.2, págs. 187-204.
- Bai, Jushan, y Perron, Pierre., 2003. "Critical values for multiple structural change tests", *The Econometrics Journal* 6.1, págs. 72-78.
- Becker, Ian, y Gordon, Robert., 2005 "Where did the productivity growth go? Inflation dynamics and the distribution of income", Documento de trabajo N°w11842, National Bureau of Economic Research.
- Benati, Luca., 2008. "Investigating inflation persistence across monetary regimes", Documento de trabajo N°851, Banco Central Europeo.
- Calvo, Guillermo A., 1983. "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of monetary Economics* 12.3, págs. 383-398.
- Capistrán, Carlos., y Ramos-Francia, Manuel., 2007. "Inflation dynamics in Latin America", *Contemporary Economic Policy* 27(3), págs. 349-362.
- Capistrán, Carlos., Noriega, Antonio., y Ramos-Francia, Manuel., 2009. "On the dynamics of inflation persistence around the world", *Empirical Economics* 44(3), págs. 1243-1265.
- Capistrán, Carlos, y Timmermann, Allan., 2009. 'Disagreement and biases in inflation expectations', *Journal of Money, Credit and Banking* 41.2-3. págs. 365-396.
- Cecchetti, Stephen G., y Debelle, Guy., 2006. "Has the inflation process changed?", *Economic Policy* 21.46, págs. 312-352.
- Chang, Xinxin., y He, Guohua., 2011. "Application of Taylor Rules in China Based on Neo-Keynesian Model", International Conference on Advances in Education and Management. Springer Berlin Heidelberg.
- Chaverri, Carlos., y Torres, Carlos., 2013. "Dinámica inflacionaria y persistencia en Costa Rica: periodo 1953-2009" en *Dinámica inflacionaria, persistencia y formación de precios y salarios*, volumen 1, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA.

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, y Charles L. Evans., 2005. "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy", Journal of political Economy 113.1, págs. 1-45.

Clovis, Joel., y Zhang, Chengsi., 2009. "Modelling US inflation dynamics: persistence and monetary policy regimes", Empirical Economics 36.2, págs. 455-477.

Coenen, Günter., 2007. "Inflation persistence and robust monetary policy design", Journal of Economic Dynamics and Control 31.1, págs. 111-140.

Corbo, Vittorio, y Schmidt-Hebbel, Klaus., 2002. "Inflation Targeting in Latin America", Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía.

Cornand, Camille., 2016. "Band or Point Inflation Targeting? An Experimental Approach", Documento de Trabajo

De Mello, Luiz., y Moccero, Diego., 2007. "Monetary policy and macroeconomic stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico", Journal of International Money and Finance 30(1), págs. 229-245.

Dixon, Huw, y Kara, Engin., 2010. "Can we explain inflation persistence in a way that is consistent with the microevidence on nominal rigidity?", Journal of Money, Credit and Banking 42.1, págs. 151-170.

Dossche, Maarten., y Everaert, Gerdie., 2005. "Measuring inflation persistence a structural time series approach", Documento de trabajo N°495, Banco Central Europeo.

Führer, Jeffrey., 2011. "Inflation Persistence", en "Handbook of Monetary Economics", capítulo 9, págs. 423-486.

Gadzinski, Gregory., y Orlandi, Fabrice., 2004. "Inflation persistence in the European Union, the Euro Area and the United States", Documento de trabajo N°414, Banco Central Europeo.

Galí, Jordi., y Gertler, Mark., (1999): "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", Journal of Monetary Economics, 44, págs. 195—222.

Galí, Jordi., Gertler, Mark., y López-Salido, David., 2005. "Robustness of the Estimates of the Hybrid Neo Keynesian Phillips Curve", Documento de trabajo N°11788, National Bureau of Economic Research.

Hammond, Gill., 2012. "State of the art of inflation targeting", Handbook N°29, Centre for Central Banking Studies.

Hansson, Jesper., Johnson, Andreas., y Tägström, Sara., 2009. "How persistent is inflation in Sweden?", Economic Comentaries, Banco Central de Suecia.

Kang, Kyu Ho., Kim, Chang-Jin., y Morley, James., 2009. "Changes in U.S. Inflation Persistence", Studies in Nonlinear Dynamics Econometrics, De Gruyter, volumen 13, págs. 1-23.

Kontonikas, Alexandros., 2004. "Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom, evidence from GARCH modelling", Economic modelling 21.3 págs. 525-543.

Levin, Andrew., y Piger, Jeremy., 2002. "Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?", Documento de Trabajo, Reserva Federal de St. Louis.

Lunnemann, Patrick., y Mathä, Thomas., 2004. "How persistent is disaggregate inflation? An analysis across EU 15 countries and HICP sub-indices", Documento de trabajo N°415, Banco Central Europeo.

Marques, Carlos., 2004. "Inflation persistence: arts or artefacts", Documento de trabajo N°0371, Banco Central Europeo.

Medel, Carlos., 2015. "Inflation Dynamics and the Hybrid Neo Keynesian Phillips Curve: The Case of Chile", Documento de Trabajo N°769, Banco Central de Chile.

Medina, Juan Pablo., y Valdés, Rodrigo., 2002. "Optimal monetary policy rules under inflation range targeting", Documento de Trabajo N°61, Banco Central de Chile.

Mendes, Rhys., y Murchison, Stephen., 2010. "Declining inflation persistence in Canada: Causes and Consequences", Bank of Canada Review Winter, págs. 5-18.

Mishkin, Frederic., 2004. "Can inflation targeting work in emerging market countries?", Documento de trabajo N°w10646, National Bureau of Economic Research.

Mishkin, Frederic., y Schmidt-Hebbel, Klaus., 2007. "Does inflation targeting make a difference?", Documento de trabajo N°w12876 National Bureau of Economic Research.

Neiss, Katharine S., y Nelson, Edward., 2005 "Inflation dynamics, marginal cost, and the output gap: Evidence from three countries", Journal of Money, Credit, and Banking 37.6 págs. 1019-1045.

Newey, Whitney., y West, Kenneth., 1987 "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", Econometrica 55 (3), págs. 703-708.

Noriega, Antonio., y Ramos-Francia, Manuel., 2009 . "On the Dynamics of Inflation Persistence Around the World", Documento de investigación N°2009-2, Banco de México.

Oliveira, Fernando., y Petrassi, Myrian., 2013. "¿El fin de la persistencia inflacionaria?" en Dinámica inflacionaria, persistencia y formación de precios y salarios, volumen 1, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA.

O'Reilly, Gerard., y Whelan, Karl., 2004. " Has Euro-area inflation persistence changed over time?", Review of Economics and Statistics 87.4, págs. 709-720.

Orphanides, Athanasios., y Wieland, Volker., 1999. "Inflation zone targeting", Documento de Trabajo N°8, Banco Central Europeo.

Perez, Esther., 2016. "Outside the band: Depreciation and Inflation Dynamics in Chile", IMF Working Paper 16/129, International Monetary Fund.

Pincheira, Pablo., 2008. "Evolución de la persistencia inflacionaria en Chile", Documento de trabajo N°505, Banco Central de Chile.

Pincheira, Pablo y Rubio, Hernán., 2015. "The low predictive power of simple Phillips Curve in Chile", Documento de Trabajo N°559, Banco Central de Chile.

Pivetta, Frederic, y Reis, Ricardo., 2001. "The persistence of inflation in the United States" Journal of Economic dynamics and control 31.4, págs. 1326-1358.

Sargent, Thomas., 1999. "The Conquest of American Inflation", Princeton: Princeton University Press.

Schwarz, Gideon., 1978. "Estimating the dimension of a model", *The annals of statistics*, 6(2), págs. 461-464.

Taylor, John B., 1998. "Monetary Policy Guidelines for Unemployment and Inflation Stability", en John Taylor y Robert Solow (eds.) *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*, Cambridge: MIT Press.

Wald, Abraham, y Wolfowitz, Jacob., 1948. "Optimum character of the sequential probability ratio test", *The Annals of Mathematical Statistics*, págs. 326-339.

White, Halbert., 1980. "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, págs. 817-838.

## Anexo 1: Estimación MCO ecuación (2)

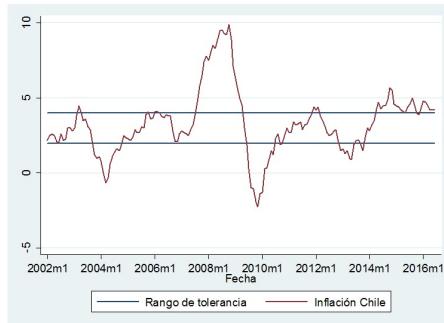
VARIABLES	Chile	Brasil	Canadá	Colombia	México	Perú
	$\pi_t$	$\pi_t$	$\pi_t$	$\pi_t$	$\pi_t$	$\pi_t$
$\pi_{t-1}$	0.724*** (0.152)	1.346*** (0.101)	0.625*** (0.0498)	1.228*** (0.136)	0.973*** (0.102)	0.701*** (0.116)
$\pi_{t-2}$	-0.0691 (0.181)	-0.529*** (0.0937)		-0.284** (0.127)	-0.203** (0.101)	-0.147* (0.0874)
$\pi_{t-3}$	0.0413 (0.187)					
$\pi_{t-4}$	-0.0671 (0.192)					
$\pi_{t-5}$	0.165 (0.170)					
$\pi_{t-6}$	-0.171* (0.101)					
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-1}$	0.345* (0.192)	0.106 (0.117)	-0.136 (0.131)	0.0562 (0.167)	0.203 (0.147)	0.321* (0.165)
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-2}$	-0.359 (0.262)	-0.0268 (0.112)		-0.0855 (0.157)	-0.148 (0.148)	-0.0887 (0.139)
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-3}$	0.322 (0.273)					
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-4}$	-0.107 (0.275)					
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-5}$	-0.00329 (0.267)					
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-6}$	-0.0399 (0.167)					
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-1}$	-0.00529 (0.213)		-0.0635 (0.108)	-0.0717 (0.370)		0.218 (0.240)
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-2}$	0.0175 (0.258)			-0.0280 (0.312)		-0.0861 (0.202)
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-3}$	0.132 (0.253)					
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-4}$	-0.192 (0.255)					
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-5}$	0.287 (0.256)					
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-6}$	-0.240 (0.163)					
$D_{sobre}$	-0.0905 (0.288)	-0.237 (0.218)	1.249*** (0.423)	0.391* (0.210)	-0.0443 (0.130)	-0.384* (0.232)
$D_{bajo}$	-0.570** (0.238)		-0.626*** (0.139)	0.0895 (0.247)		-0.694*** (0.182)
$(\pi^e - \pi^*)$	0.420*** (0.0902)	0.208*** (0.0296)			0.130*** (0.0484)	0.187*** (0.0469)
Constante	1.100*** (0.214)	0.856*** (0.180)	0.706*** (0.0986)	0.203** (0.0910)	0.717*** (0.167)	1.013*** (0.161)
Observaciones	168	172	173	172	172	172
R-cuadrado	0.972	0.989	0.849	0.978	0.907	0.948

Errores estándar en paréntesis

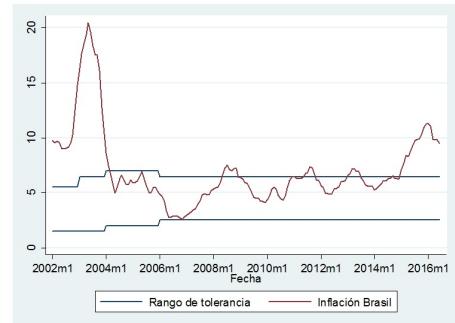
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## Anexo 2: Inflación por país y rangos de tolerancia

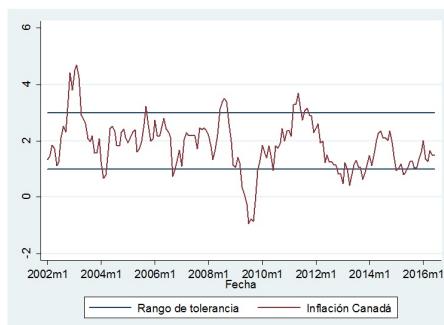
Figura 3: Inflación por país y rangos de tolerancia



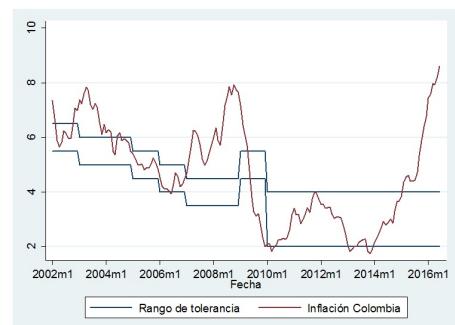
(a) Chile



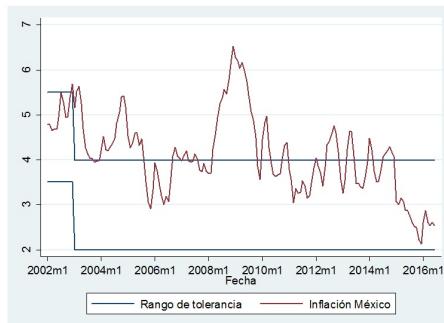
(b) Brasil



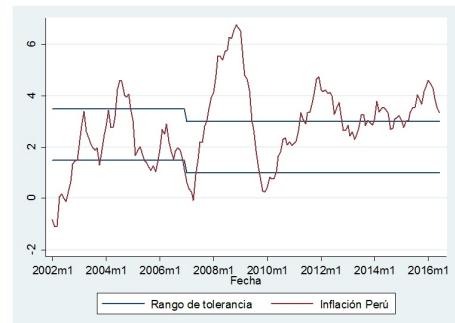
(c) Canadá



(d) Colombia



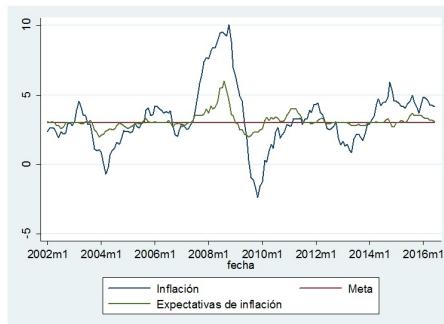
(e) México



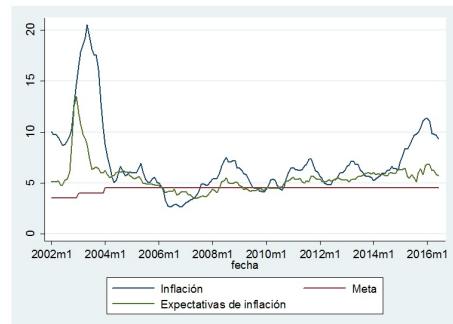
(f) Perú

## Anexo 3: Inflación, expectativas y meta

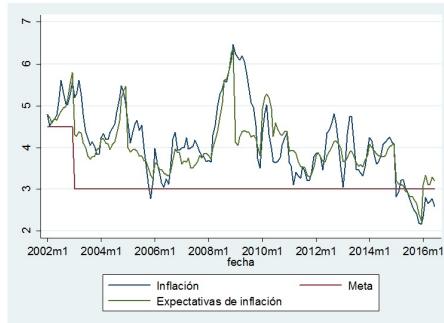
Figura 4: Inflación por país, expectativas y meta



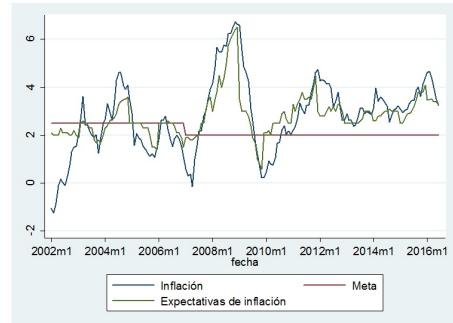
(a) Chile



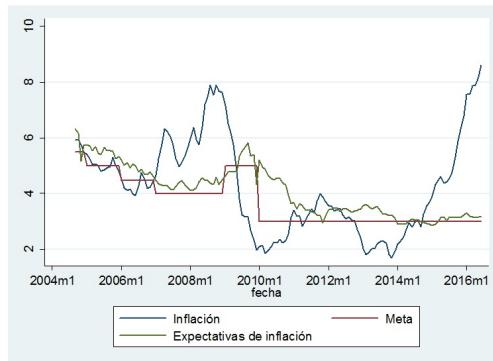
(b) Brasil



(c) México



(d) Perú



(e) Colombia

## Anexo 4: Estimaciones por Newey-West

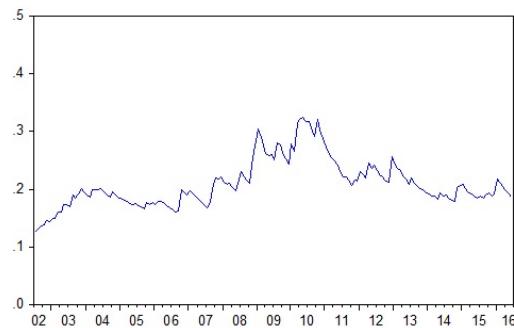
VARIABLES	Brasil	Canadá	Colombia
	$\pi_t$	$\pi_t$	$\pi_t$
$\pi_{t-1}$	1.346*** (0.0896)	0.625*** (0.0426)	1.228*** (0.100)
$\pi_{t-2}$	-0.529*** (0.0773)		-0.284*** (0.0950)
$(\pi^e - \pi^*)$	0.208*** (0.0297)		
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-1}$	0.106 (0.131)	-0.136 (0.117)	0.0562 (0.157)
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-2}$	-0.0268 (0.133)		-0.0855 (0.151)
$D_{sobre}$	-0.237 (0.242)	1.249*** (0.335)	0.391* (0.213)
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-1}$		-0.0635 (0.152)	-0.0717 (0.249)
$D_{bajo}$		-0.626*** (0.193)	0.0895 (0.158)
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-2}$			-0.0280 (0.195)
Constante	0.856*** (0.169)	0.706*** (0.0890)	0.203*** (0.0741)
Observaciones	172	173	172

Errores estándar en paréntesis

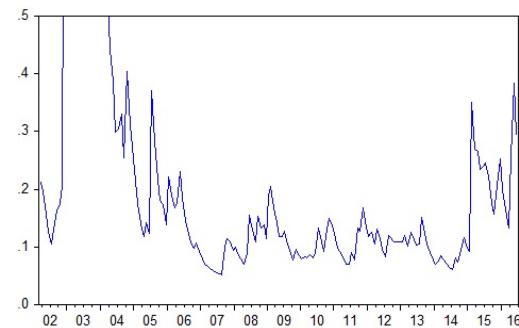
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## Anexo 5: Varianza condicional de la inflación por país

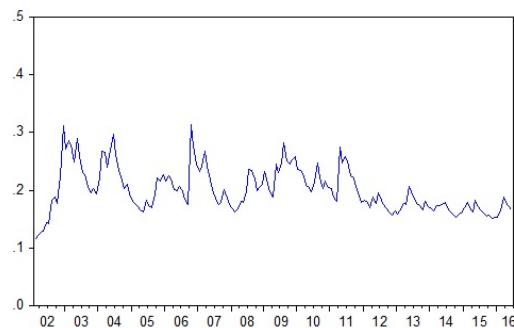
Figura 5: Varianza condicional de la inflación por país



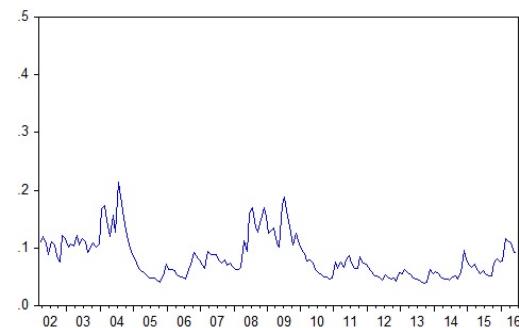
(a) Chile



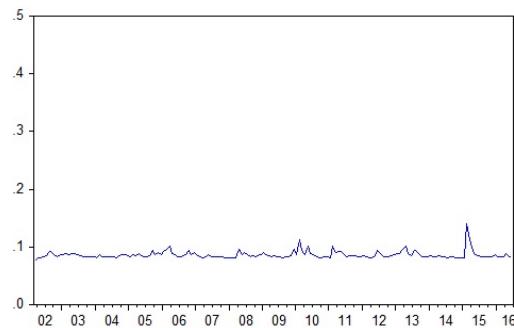
(b) Brasil



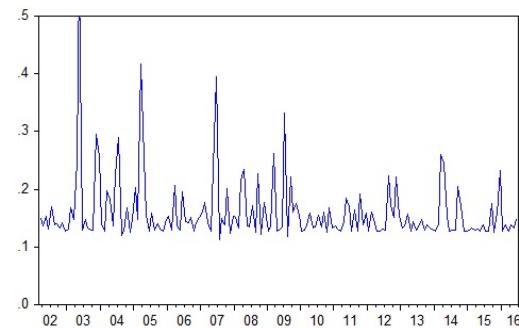
(c) Canadá



(d) Colombia



(e) México



(f) Perú

## Anexo 6: Quiebre estructural Chile

VARIABLES	2002m01-2009m11	2010m01-2016m06
	$\pi_t$	$\pi_t$
$\pi_{t-1}$	0.957*** (0.224)	0.591*** (0.0815)
$\pi_{t-2}$	-0.332 (0.281)	
$\pi_{t-3}$	0.263 (0.281)	
$\pi_{t-4}$	-0.317 (0.286)	
$\pi_{t-5}$	0.360 (0.269)	
$\pi_{t-6}$	-0.265* (0.146)	
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-1}$	0.0721 (0.290)	-0.146 (0.169)
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-2}$	-0.339 (0.413)	
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-3}$	0.508 (0.440)	
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-4}$	-0.189 (0.445)	
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-5}$	0.0883 (0.468)	
$D_{rango} * D_{sobre} * \pi_{t-6}$	-0.101 (0.278)	
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-1}$	0.330 (0.321)	0.0389 (0.113)
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-2}$	-0.365 (0.437)	
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-3}$	0.206 (0.442)	
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-4}$	-0.0442 (0.447)	
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-5}$	0.209 (0.420)	
$D_{rango} * D_{bajo} * \pi_{t-6}$	-0.196 (0.238)	
$D_{sobre}$	0.422 (0.447)	1.307* (0.705)
$D_{bajo}$	-0.453 (0.345)	-0.725** (0.277)
$(\pi^e - \pi^*)$	0.575*** (0.131)	0.203 (0.142)
Constante	1.018*** (0.304)	1.223*** (0.249)
Observaciones	89	78
R-cuadrado	0.984	0.938

Errores estándar en paréntesis

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1