



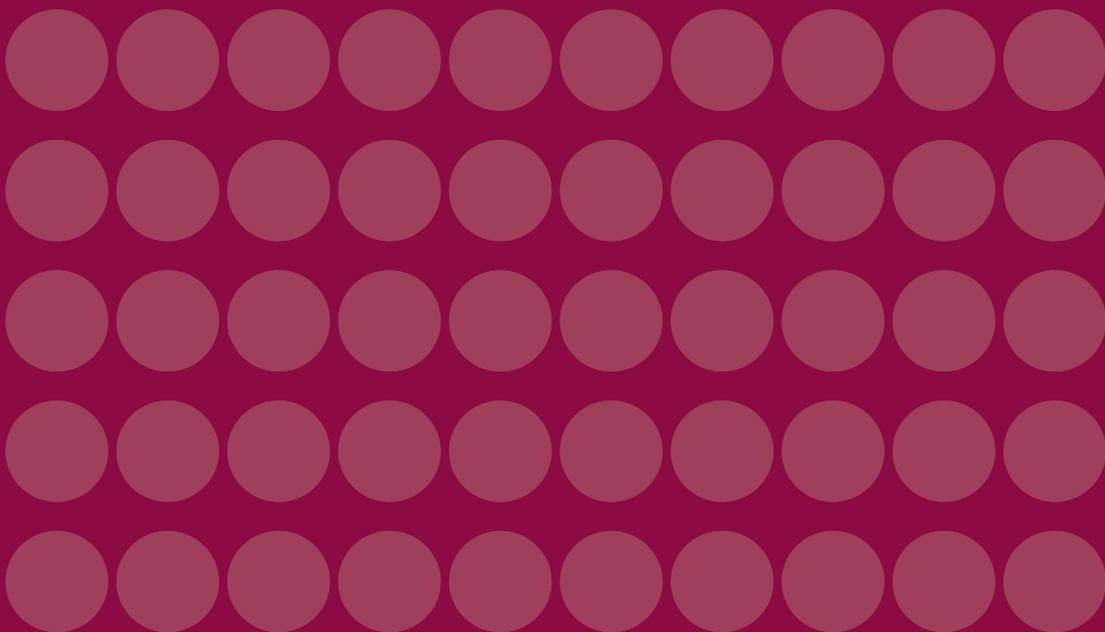
**CENTRO DE  
ESTUDIOS  
MONETARIOS  
LATINOAMERICANOS**

Asociación Regional de Bancos Centrales

# **MONETARIA**

Volumen XXXIV, número 1

Enero-marzo de 2011



# CEMLA

## ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2009-2011

### **Presidente:**

Banco de la República (Colombia)

### **Miembros:**

Banco Central de la República Argentina

Banco Central do Brasil

Banco de México

Banco Central de Nicaragua

Central Bank of Trinidad and Tobago

Banco Central de Venezuela

## COMITÉ EDITORIAL

Javier Guzmán Calafell

*Director General*

Luis Barbosa

*Subdirector General*

Fernando Sánchez Cuadros

*Reuniones Técnicas de Banca Central*

Ana-Laura Sibaja Jiménez

*Servicios de Información*

**MONETARIA** es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango núm. 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V., avenida Coyoacán núm. 1450, colonia Del Valle, México D. F., 03220. 350 ejemplares. ISSN 0185-1136.

# MONETARIA

VOLUMEN XXXIV, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2011

Luis F. Cernadas  
E. René Aldazosa

**1** Estimación de una función de reacción para la política monetaria en Bolivia

Pablo Matías Pincheira Brown  
Nicolás Fernández

**37** Corrección de algunos errores sistemáticos de predicción de inflación

Ana María Iregui B.  
Ligia Alba Melo B.  
María Teresa Ramírez G.

**63** ¿Son los salarios rígidos en Colombia?: análisis empírico con base en salarios a nivel de firma

Luis Miguel Galindo  
Horacio Catalán

**93** Las hipótesis de poder de paridad de compra y de paridad descubierta de tasas de interés en México: identificación de hipótesis estructurales

**MONETARIA** difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica ([www.cemla.org](http://www.cemla.org)). Consultas dirigirse a: [publicaciones@cemla.org](mailto:publicaciones@cemla.org). (Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.)



*Luis F. Cernadas*  
*E. René Aldazosa*

# Estimación de una función de reacción para la política monetaria en Bolivia

## I. INTRODUCCIÓN

En años recientes, numerosos estudios se han enfocado en la evaluación de la política monetaria mediante la estimación de reglas de política,<sup>1</sup> dando lugar a las funciones de reacción. Estas son relaciones sistemáticas que evalúan la forma en que los bancos centrales reaccionan ante cambios en variables consideradas relevantes. Algunas asumen que la autoridad

<sup>1</sup> Una regla, es un proceso sistemático de decisión que usa información disponible de forma consistente y predecible. Una regla de política monetaria es la aplicación de este principio en la implementación de la misma por parte de un banco central (Poole, 1999).

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de L. F. Cernadas y E. R. Aldazosa, funcionarios del Banco Central de Bolivia, presentado en la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, celebrada en la ciudad de La Paz, del 3 al 5 de noviembre del 2010. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Walter Orellana y Hugo Rodríguez. Los errores son de entera responsabilidad de los autores. Las opiniones vertidas en este documento no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Bolivia. Los comentarios y sugerencias son bienvenidos. (Correos electrónicos: <lfcernadas@bcb.gov.bo / ealdazosa@bcb.gov.bo>.)*

monetaria tiene un comportamiento *forward looking*; es decir, el banco central reacciona ante cambios esperados en la inflación y producto; y otras, un comportamiento *backward looking*, es decir, al banco central le interesa el comportamiento pasado de la inflación para la conducción presente de su política monetaria.

De acuerdo con lo anterior, una función de reacción supone la fijación de una variable instrumento y un grupo reducido de variables objetivo (por lo general, inflación y actividad económica); de forma tal que, la autoridad monetaria pueda cuantificar la magnitud del ajuste en su instrumento ante cambios en las variables objetivo. Según el esquema de política monetaria y del mecanismo de transmisión relevante para cada banco central, se tendría un instrumento que permitiría alcanzar los objetivos. Este instrumento puede ser una tasa de interés de corto plazo con impacto en el mercado monetario, un agregado monetario (típicamente la base monetaria) o el tipo de cambio.

En este sentido, el objetivo del presente documento es modelar el comportamiento de la política monetaria del Banco Central de Bolivia (BCB) en el periodo de 1995 al 2009 mediante la especificación y estimación de funciones de reacción. Luego de esta introducción, en la sección II se considerarán algunas generalidades relacionadas con la estimación de funciones de reacción. En la sección III, se especifican y estiman funciones de reacción para la política monetaria del BCB, con el tipo de cambio como instrumento en el primer caso; la tasa de interés relevante del banco central en un segundo ejercicio; y finalmente se emplea el saldo de colocaciones netas del BCB en una tercera estimación. En la última sección, se presentan algunas consideraciones de cierre.

## II. GENERALIDADES

Una función de reacción puede definirse, en términos generales, como una expresión matemática que describe la forma en que un banco central tiende a ajustar su instrumento de política, en respuesta a desviaciones de la inflación o del producto con respecto a su nivel objetivo. En este sentido, se pueden especificar diferentes tipos de funciones de reacción

según el mecanismo de transmisión relevante para la autoridad monetaria y el instrumento que ésta emplee para alcanzar sus objetivos.

Por ejemplo, si el mecanismo de transmisión relevante para un banco central es el de tasas de interés, se puede especificar una función de reacción que emplee como instrumento una tasa de interés de corto plazo. Este tipo de función de reacción fue desarrollada por Taylor (1993) para modelar el comportamiento de la política monetaria de la Reserva Federal, y es la que goza de mayor popularidad hasta la fecha. La función especificada fue la siguiente:

$$i_t = (y_t - y^*) + (\pi_t - \pi^*).$$

Donde:  $i_t$  es la tasa de fondos federales de Estados Unidos (EUA);<sup>2</sup>  $(\pi_t - \pi^*)$ , la tasa de inflación observada menos la meta de inflación; y  $(y_t - y^*)$ , la brecha entre el producto observado y el producto potencial.

En diferentes estudios se estimaron funciones de reacción de este tipo para modelar la política monetaria de distintos bancos centrales del mundo. Sin embargo, Clarida, Galí y Gertler (1998) proponen una modificación a la función de Taylor con el supuesto de que la tasa de interés no sólo depende de la brecha del producto y la inflación sino también de una tasa objetivo y un rezago de la tasa observada. Ellos estimaron funciones de reacción para los bancos centrales del grupo de países G3 (Estados Unidos, Japón y Alemania) y para los tres principales países de Europa E3 (Italia, Francia y Reino Unido), y encontraron que desde 1979 los bancos centrales del grupo de países G3 persiguieron implícitamente un esquema monetario de metas de inflación. La evidencia sugiere que estos países tienen una visión *forward looking*, que responde a la inflación futura en lugar de a la inflación pasada. En el caso de los bancos centrales del grupo E3 encontraron que su política monetaria fue influenciada por la política monetaria alemana. Más aún, con la política del *Bundesbank* como referencia encontraron que en la época en que colapsó el Sistema Monetario Europeo las tasas de interés del grupo E3 eran más altas que aquellas que

<sup>2</sup> La tasa de fondos federales es la tasa *overnight* para préstamos interbancarios.

garantizaban sus propias condiciones macroeconómicas.

Por otra parte, Ball (1998) criticó el modelo de Taylor con el argumento de que éste es adecuado para economías grandes como la de EUA, pero resulta subóptima para economías pequeñas y abiertas, por lo que propone la inclusión del tipo de cambio dado que este tiene efectos sobre la inflación.<sup>3</sup>

Otra forma de especificar una función de reacción es empleando como instrumento un agregado monetario (típicamente la base monetaria), lo cual supone que el esquema empleado por el banco central sería uno de agregados monetarios, y el mecanismo de transmisión relevante, el canal del crédito. McCallum (1988) desarrolló una función de reacción de este tipo para modelar el comportamiento de la política monetaria de la Reserva Federal en la década de los ochenta, en un contexto en que la misma se regía por un esquema de agregados monetarios. La forma funcional especificada fue la siguiente:

$$\Delta m_t = \Delta x_t - \Delta v_t^\alpha + \lambda(\Delta x_t^* - \Delta_{t-1}).$$

Donde:  $\Delta m_t$  es la tasa de crecimiento de la base monetaria;  $\Delta x_{t-1}$ , la tasa de crecimiento del producto nominal;  $\Delta x_t^*$ , la tasa de crecimiento del producto potencial; y  $\Delta v_t^\alpha$  es la tasa de crecimiento de la velocidad de circulación.

Es importante mencionar que la mayoría de los bancos centrales han abandonado el régimen de agregados monetarios. En este sentido, no existe una gran cantidad de estudios sobre reglas de política que empleen este instrumento. Sin embargo, una muestra representativa de este tipo de estimaciones es el trabajo de Koivu *et al.* (2008), donde se propone una función de reacción para la política monetaria de China. Su resultado más importante señala que, una función de este tipo ayudaría a pronosticar la evolución de la tasa de inflación.

En el contexto actual donde la globalización incrementa los flujos de capitales hacia los países, se ha vuelto más complicado para los bancos centrales determinar una política monetaria apropiada, sobretudo en economías pequeñas y abiertas. En este sentido, surge una tercera forma de especificar funciones de reacción, que es empleando como instrumento

<sup>3</sup> El modelo es una extensión del modelo de Svensson (1997) y Ball (1997) para economías pequeñas y abiertas.

de política monetaria el tipo de cambio. Parrado (2004) desarrolló una función de reacción de este tipo para modelar el comportamiento de la política monetaria en Singapur, dado que el banco central de este país ha centrado su política en el manejo del tipo de cambio para el control del nivel precios. Los resultados de este estudio sugieren que la política monetaria de Singapur se ha orientado a la estabilización de la inflación y el producto. La función especificada fue la siguiente:

$$\Delta e_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma x_{t+n} + \rho\Delta e_{t-1}.$$

Donde:  $\Delta e$  es la tasa de variación del tipo de cambio;  $\rho$  representa un parámetro de suavizamiento de la variable dependiente (que se encuentra entre 0 y 1);  $\alpha$  es una constante; finalmente  $x_{t+n}$ ,  $\pi_{t+n}$ , son la brecha del producto y la inflación esperada en el periodo  $t + n$ , respectivamente.

## 1. Experiencias previas para Bolivia y otros países de América Latina

Liederman *et al.* (2008), estudian los mecanismos de transmisión y la formulación de políticas en economías dolarizadas. Para tal efecto, estiman funciones de reacción para la política monetaria de Perú, Bolivia, Chile y Colombia. Cabe destacar que en el caso de Bolivia emplean la tasa de depreciación (apreciación) de la moneda nacional (tasa de deslizamiento o *crawling peg*) en lugar de la tasa de interés como instrumento de política, lo cual refleja el hecho de que no se permite la flotación del tipo de cambio. Sus principales resultados muestran que todos estos bancos centrales persiguen el objetivo de controlar la inflación. Sin embargo, un aumento de la tasa de inflación lleva a mayores tasas de interés en Chile, Colombia y Perú, mientras que en Bolivia conduce a una desaceleración de la tasa de depreciación de la moneda nacional.

Por otra parte, la política monetaria en Colombia, Perú y Bolivia respondería a cambios en el producto, lo cual mostraría que las autoridades monetarias de estos países han recurrido a su instrumento de política con propósitos anticíclicos. Finalmente, el documento señala que los bancos centrales de Perú y Bolivia reaccionaron en el tiempo a cambios en las reservas internacionales. En Perú, una pérdida de reservas se

contrarresta con un incremento de la tasa de política, mientras que en Bolivia se refleja en un incremento de la tasa de depreciación.

En esta misma línea, con el argumento de que Bolivia no tiene un ancla inflacionaria definida formalmente, pero que la postura monetaria se basó en la posición que se adoptó con respecto a la variación del tipo de cambio nominal, Mendieta *et al.* (2008), estimaron una regla cambiaria como parte de un modelo estructural pequeño. Sus resultados resaltan que el tipo de cambio reacciona apreciándose cuando la inflación se encuentra por encima de su objetivo. Adicionalmente, cuando el producto es mayor que su nivel potencial, el tipo de cambio reacciona con una apreciación. Finalmente, la autoridad monetaria se esfuerza por mantener estable la competitividad cambiaria.

### III. EVIDENCIA EMPÍRICA PARA BOLIVIA

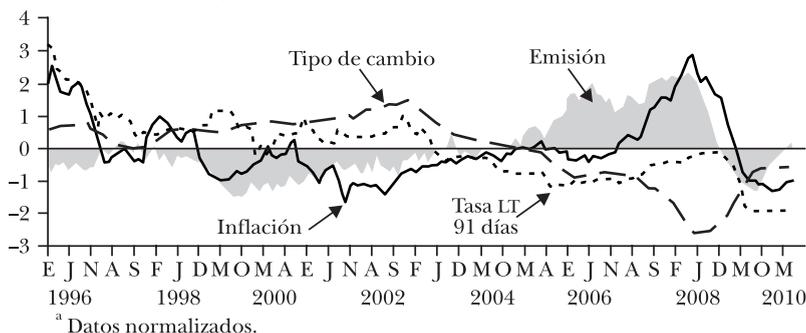
De acuerdo con el programa monetario, el banco central ejecuta su política mediante el manejo de agregados monetarios. Así, con el objetivo de mantener una tasa de inflación baja y estable, el BCB instrumenta un esquema de política monetaria basado en metas intermedias de cantidad. Es decir, fija límites a la expansión del crédito interno neto (CIN), para que la oferta monetaria sea consistente con la demanda de dinero del público y no resulte en presiones inflacionarias. El esquema se complementa con la determinación de una meta de reservas internacionales netas (RIN), que responde a las características de la economía boliviana: abierta, con régimen de tipo de cambio fijo aunque deslizando y con dolarización financiera parcial. Por tanto, el programa monetario del BCB tiene como metas intermedias niveles máximos de CIN y límites mínimos de RIN, donde la meta operativa es la liquidez del sistema financiero, definida como el excedente de encaje.<sup>4</sup>

Sin embargo, dado el esquema cambiario *crawling peg* que opera en el país, el tipo de cambio nominal se convirtió en

<sup>4</sup> El esquema descrito se expresa en un programa monetario que el Directorio del BCB aprueba cada año. Banco Central de Bolivia, Informe de Política Monetaria (marzo del 2006).

una variable crucial para el manejo de la política económica, ya sea para procurar competitividad cambiaria o afectar la inflación. Por otro lado, la reducción en los niveles de dolarización habría provocado una mejora en la eficacia de la autoridad monetaria para afectar sus objetivos, puesto que mayores niveles de bolivianización inducen un mejor efecto transmisión (Lahura, 2005, en el caso de Perú).

**GRÁFICA I. OBJETIVO Y POSIBLES INSTRUMENTOS DE LA AUTORIDAD MONETARIA, 1996-2010 (VARIACIÓN PORCENTUAL A DOCE MESES)<sup>a</sup>**



La gráfica I muestra la evolución de la tasa de inflación como variable objetivo del BCB y posibles instrumentos que emplearía la autoridad monetaria; la tasa de depreciación (apreciación) del tipo de cambio nominal (TCN), la tasa de crecimiento de la emisión monetaria<sup>5</sup> y la evolución de la tasa de adjudicación de Letras de Tesorería (LT) a 91 días en moneda nacional (MN).

Hacia finales de 2006, la tasa de inflación estuvo alrededor del 5%, es decir se encontraba en niveles coherentes con los fundamentos de la economía. Sin embargo, a partir del 2007 se observó un repunte inesperado que tuvo uno de sus orígenes en el incremento de la demanda internacional de alimentos, que afectó la demanda interna y provocó un aumento inusitado del nivel de precios.<sup>6</sup> Ante ello, el BCB respondió

<sup>5</sup> La definición de emisión empleada en el programa monetario corresponde a: emisión = reservas internacionales netas + crédito interno neto, esta identidad responde a la conceptualización de la emisión por el lado de la oferta. Por otro lado, la definición de emisión por el lado de la demanda corresponde a emisión = billetes y monedas + cajas de bancos.

<sup>6</sup> Para más detalles ver el Informe de Política Monetaria del BCB de diciembre del 2008.

con el incremento de las colocaciones de sus títulos, y como consecuencia se elevó el rendimiento de las letras de regulación monetaria. Con estas acciones, las presiones inflacionarias fueron reducidas sin perjuicio para la economía.

Por otro lado, al finalizar el año 2008 y durante el 2009 la crisis financiera internacional llevó a los principales bancos centrales del mundo a asumir una inusitada política monetaria expansiva, que los condujo –incluso– a la compra de títulos gubernamentales y otros de mayor riesgo. El Banco Central de Bolivia no se mantuvo ajeno a estas políticas, participó reduciendo la oferta de sus títulos de regulación monetaria y disminuyendo el ritmo de sus colocaciones netas, lo cual derivó en una caída de las tasas de rendimiento de sus papeles.

El tipo de cambio, por su parte, ha sido empleado tradicionalmente como ancla nominal del nivel de precios, evidencia de que el BCB habría empleado este instrumento de forma permanente en el control de la inflación. En efecto, en periodos de elevada inflación el BCB respondió apreciando la moneda nacional, mientras que en periodos de baja inflación, el BCB aplicó políticas de depreciación que tendieron a favorecer al sector exportador y fomentaron de este modo la actividad económica. Sin embargo, durante toda la crisis financiera internacional el tipo de cambio nominal se mantuvo inalterado, pues se juegan expectativas de depreciación que pueden afectar el nivel de bolivianización de la economía.

A partir del 2005, el incremento del uso de la moneda nacional profundizó las operaciones del sistema financiero en esta moneda, lo cual induciría a un mejor efecto de transmisión de las políticas del BCB. En este escenario, la gráfica I muestra que en periodos de elevada inflación el BCB incrementó el saldo de sus colocaciones netas, lo cual derivó en el aumento de sus tasas de rendimiento, con la intención de influenciar al alza las tasas del sistema financiero y retirar los excedentes de liquidez de la economía que estarían generando presiones inflacionarias.

En este escenario, donde el banco central instrumenta su política monetaria por medio de un esquema de agregados monetarios, pero donde el tipo de cambio juega un papel muy importante, surge la siguiente pregunta: ¿cuál es la variable relevante de la autoridad monetaria, que permite conocer su postura económica? Para ello, como primera aproximación

se emplea un modelo de vectores autorregresivos (VAR) de cinco variables, donde se busca caracterizar la política monetaria mediante el estudio del impacto que tienen el tipo de cambio y la emisión sobre la inflación en el periodo 1995M1-2009M12.<sup>7,8</sup>

La metodología de vectores autorregresivos fundamenta su análisis en un sistema dinámico de ecuaciones, en el cual, el valor actual de cada variable depende de los valores rezagados de sí misma y de las otras variables involucradas en el sistema. Un VAR irrestricto como el que se estimará tiene la siguiente forma funcional:

$$x_t = A(L)x_t + u_t,$$

Donde,  $x_t$  es un vector que incluye las variables del sistema, en este caso se emplean como variables endógenas las tasas de crecimiento mensuales de la inflación subyacente,<sup>9</sup> la bolivianización,<sup>10</sup> la emisión, el tipo de cambio nominal y la brecha del Índice global de actividad económica (IGAE).<sup>11</sup> Como variable exógena se utilizó el índice de precios del exterior relevante para Bolivia. Los rezagos empleados en la estimación fueron elegidos mediante los criterios de información de Schwarz y Akaike; ambos estadísticos sugirieron el empleo de nueve rezagos.

Un instrumento muy utilizado en la literatura económica empírica es el análisis impulso-respuesta, con el cual se puede

<sup>7</sup> Se emplean estas dos variables debido al análisis que realizan Mendoza y Boyan (2001), quienes identifican a la emisión como la variable mediante la cual el BCB instrumenta su política monetaria. Por otro lado, Leiderman *et al.* (2008) y Mendieta *et al.* (2008), establecen al tipo de cambio como aquella variable mediante la cual el BCB da a conocer su orientación económica.

<sup>8</sup> No se introduce en el modelo inicial la tasa de interés del BCB puesto que en un esquema de agregados monetarios, esta tiene un carácter endógeno.

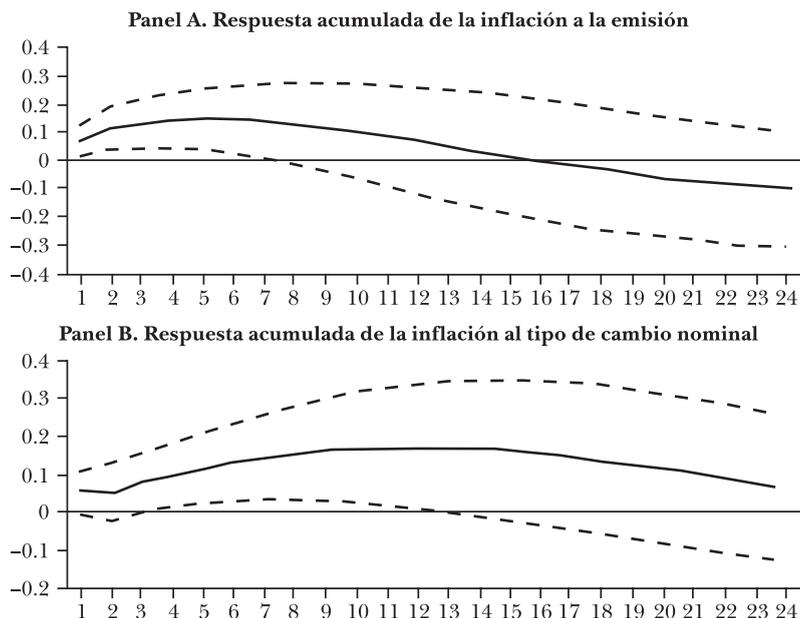
<sup>9</sup> Medida de la inflación en la que se excluyen los cinco productos más y menos inflacionarios y los estacionales (Informe de Política Económica, enero 2008).

<sup>10</sup> Esta variable se define como el porcentaje de depósitos en moneda nacional respecto al total de los depósitos que se mantienen en el sistema financiero.

<sup>11</sup> Se emplean las variaciones mensuales de estas variables, pues de esa forma poseen un comportamiento  $I(0)$ .

estudiar la dinámica de corto plazo de las series involucradas en la estimación. La gráfica II muestra los resultados de dicho análisis.

**GRÁFICA II. RESPUESTA ACUMULADA DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE ANTE UN CHOQUE IGUAL A UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR, DE LA EMISIÓN Y DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> El análisis impulso respuesta se realiza de acuerdo con la metodología de impulsos generalizados de Pesaran y Shin (1998). En cada panel, la línea sólida muestra la respuesta estimada, mientras las líneas segmentadas representan una banda de confianza de dos veces el error estándar.

En el panel A, se observa una respuesta contemporánea de la inflación mensual ante choques causados por la emisión, adicionalmente, su efecto máximo se alcanzaría en el séptimo mes para luego decrecer hasta desaparecer. Por otro lado, ante un choque del tipo de cambio nominal la inflación respondería a partir del tercer mes y alcanzaría su efecto máximo al cabo de un año. Las bandas de confianza del análisis impulso-respuesta indicarían que la inflación responde de manera inmediata a choques causados por la emisión. Por el contrario, choques generados mediante fluctuaciones del tipo de cambio demorarían tres meses en tener resultados estadísticamente significativos sobre la variación de los precios.

De acuerdo con este análisis, el modelo VAR sugiere que la

emisión y el tipo de cambio nominal (este último en mayor medida), tienen un impacto estadísticamente significativo sobre la inflación. Sin embargo, para que una variable sea confiable y considerada como instrumento de política, dependerá de que esta posea una relación estable y predecible con el objetivo final, sea inflación o crecimiento del producto (Estrella y Mishkin, 1996).

Estudios realizados en países que migraron de una estrategia de metas intermedias de cantidad a un esquema de tasas de interés, evidencian un debilitamiento en la citada relación. Para el caso boliviano, Mendoza y Boyan (2001) proveen evidencia sobre el deterioro de la relación predecible entre la meta intermedia y la inflación, en el periodo 1989-2000, misma que sugiere un menor espacio para la instrumentación de la política monetaria basada en metas intermedias de crédito interno neto (CIN). Así, en línea con los autores citados se extendió la verificación empírica y se realizaron ejercicios para estudiar la relación de causalidad estadística (en el sentido de Granger) de la emisión monetaria a la inflación para el periodo enero de 1995 a enero del 2009.

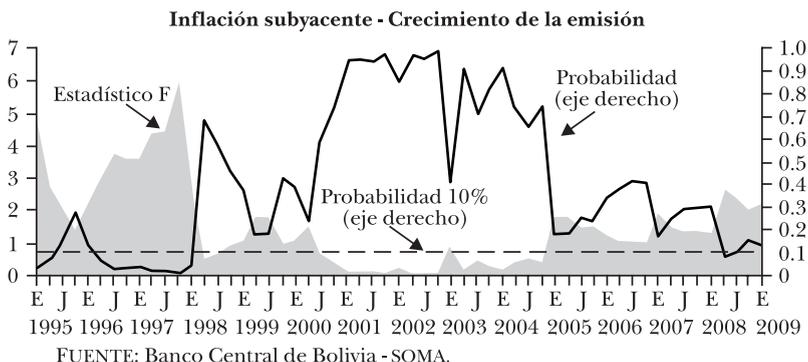
Tradicionalmente, la prueba de Granger se refiere a una estimación puntual en el que la significancia del estadístico F, indica que el conjunto de variables independientes rezagadas en el modelo contiene información relevante para predecir el comportamiento de la variable dependiente.<sup>12</sup> En nuestro caso, se estimaron ventanas móviles de 24 meses, de tal manera que los resultados muestran la evolución de la información relevante en el pasado de la emisión e inflación para predecir la inflación observada.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Cabe acotar que esta prueba permite solamente indagar estadísticamente una relación de *precedencia temporal*, es decir si una serie temporal es útil para pronosticar otra serie, sin que ello signifique para ningún punto de vista una relación causa-efecto.

<sup>13</sup> La prueba de Granger requiere la determinación de cierta cantidad de rezagos para ser incorporados en el modelo. Con el objetivo de evitar discrecionalidad en esta labor, se estima un modelo VAR y con los criterios de información de Schwarz y Hannan-Quinn, se determino la incorporación de tres rezagos. Las ventanas móviles se construyeron de la siguiente manera: para diciembre 1994 se estima el estadístico F y su probabilidad con base en la muestra de enero de 1993 a diciembre de 1994. La estimación para enero de 1995 considera la muestra de febrero de 1993 a enero de 1995 y así sucesivamente. El estadístico F empleado en la prueba de

Los resultados encontrados son congruentes con trabajos anteriores y muestran que la relación de causalidad del crecimiento de la emisión a la inflación se deterioró en el periodo 1998-2005, año a partir del cual mejoró paulatinamente (gráfica III).

**GRÁFICA III. CASUALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER, 1995-2009**



En términos formales, la probabilidad con un intervalo de confianza del 90%, de que el crecimiento de la emisión no cause a la inflación entre 1998-2009 se mantuvo por encima del 10%, lo cual indicó que dicha relación fue no significativa (excepto en abril del 2008). Aunque, en el periodo 2005-2009, la mejora en la capacidad predictiva de la emisión es consistente con el mayor uso de la moneda nacional en su función de medio de cambio. En efecto, a partir de 2005 la expansión del circulante, fue considerable (40% en términos reales aproximadamente) y estuvo relacionada con la recomposición de saldos monetarios del público a favor de la moneda nacional (tenencia de efectivo), la recuperación gradual de la actividad económica y la ampliación del diferencial cambiario entre el tipo de cambio de compra y de venta de dólares estadounidenses.<sup>14</sup>

Por lo tanto, la evidencia empírica reportada concluye que en el periodo comprendido entre 1995 y 2009, no habría

causalidad es el estadístico de *Wald*, cuya hipótesis conjunta expresa:

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0.$$

Por lo anterior, la hipótesis nula del ejercicio de causalidad indica que la emisión no causa a la inflación. Así valores del estadístico F superiores a dos mostrarían significancia estadística.

<sup>14</sup> Banco Central de Bolivia, Memoria Anual (2005).

existido una relación predecible entre el crecimiento de la emisión y la inflación, por lo que la consecución de una meta de agregado monetario en un sentido estricto, hubiese probablemente derivado en resultados pobres en términos de inflación. Este resultado es robusto con el papel del tipo de cambio como ancla nominal en ese periodo (Escobar y Mendieta, 2004; Orellana y Requena, 1999).

Adicionalmente, la evidencia para el periodo 2005-2009, si bien coadyuva a un mayor papel de los agregados como variables de decisión de política en el marco de un esquema de cantidades, el problema de claridad del ancla nominal y señalización sobre la orientación de la política monetaria permanece. De esa forma y dado que el tipo de cambio posee mayor incidencia sobre la inflación (gráfica II), se justifica la estimación de una función de reacción para esta variable.

### 1. Estimación de una función de reacción para el tipo de cambio

La estimación de la función de reacción para la tasa de crecimiento anual del tipo de cambio nominal asume que dentro de cada periodo de tiempo el banco central tiene un objetivo para dicha variable ( $e_t^*$ ), el cual es determinado por el estado de la economía. En el caso más simple se supone que dicho estado viene dado por la evolución de la inflación ( $\pi$ ) y de la brecha del producto ( $y_t - y_t^*$ ) (Clarida *et al.*, 1997). Adicionalmente, la observación empírica indicaría que en el caso particular de Bolivia es necesaria la incorporación de la brecha del tipo de cambio real ( $q_t - q_t^*$ ), puesto que esta variable mediría la postura que la autoridad monetaria establece para favorecer la competitividad del sector productor de bienes transables. En términos formales se tiene:

$$(1) \quad e_t^* = \bar{e} + \alpha E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + \gamma E_t(Y_t - Y_t^*) + \beta E_t(q_t - q_t^*)$$

$$(2) \quad e_t = (1 - \rho)e_t^* + \rho e_{t-1} + v_t.$$

Reemplazando  $e_t^*$  en la ecuación (2) tenemos:

$$e_t = (1 - \rho)[\bar{e} + \alpha E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + \gamma E_t(Y_t - Y_t^*) + \beta E_t(q_t - q_t^*)] + \rho e_{t-1} + v_t.$$

De acuerdo con Favero (2001) y Clarida *et al.* (1997), se obtiene una ecuación estimable para el tipo de cambio nominal.

$$(3) \quad e_t = (1 - \rho)\bar{e} + \alpha_t(1 - \rho)\pi_{t+12} + \gamma(1 - \rho)(Y_t - Y_t^*) + \\ + \beta(1 - \rho)(q_t - q_t^*) + \rho e_{t-1} + \varepsilon_t.$$

En este escenario y dadas las características de la ecuación (3), la técnica de estimación elegida es el método generalizado de momentos GMM (por sus siglas en inglés), la misma que emplea variables instrumentales<sup>15</sup> (Baum *et al.*, 2003). Varias razones indican que no sería apropiado el uso de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en este tipo de modelos. La primera, señala que el término de perturbación  $\varepsilon_t$  depende de los errores de predicción de las variables del modelo, dependencia que hace que las estimaciones por este método sean inconsistentes. Por otro lado, Restrepo (1999) señala que existe la posibilidad de que se presente sesgo de simultaneidad, debido a que las variables del lado derecho de la ecuación están estrechamente relacionadas con la variable dependiente. Ello hace necesario el uso de variables instrumentales para estimar la función de reacción. Sin embargo, ante la presencia de heterocedasticidad, la estimación convencional con variables instrumentales (por ejemplo, mínimos cuadrados en dos etapas) no provee errores estándar consistentes, lo cual implicaría que la inferencia estándar y, por tanto, las pruebas para las restricciones de sobreidentificación no serían válidas.

La ecuación (3) describe cual fue el manejo del instrumento operativo de la autoridad monetaria ante determinados choques generados en *i*) la inflación en un horizonte de doce meses;<sup>16</sup> *ii*) la brecha del producto; y *iii*) la brecha del tipo de cambio real.<sup>17</sup> Los resultados para el periodo enero de 1995 a junio del 2009 son presentados en el cuadro 1.

Los resultados indican que el tipo de cambio nominal reacciona apreciándose 1.26% ante un incremento de 1% en la inflación esperada, lo cual implicaría una apreciación real del

<sup>15</sup> Mayores detalles acerca de la elección de GMM como técnica de estimación se encuentran en Favero (2001).

<sup>16</sup> Se asume este horizonte pues es el empleado en la mayoría de los documentos (ver Cossío *et al.*, 2009), además es razonable pensar que la autoridad monetaria no se preocupe de la inflación que se registra mes a mes, sino más bien, concentre su atención en la inflación de mediano plazo.

<sup>17</sup> Las gráficas de las series involucradas en la estimación se presentan en el Anexo, gráfica A. I.

**CUADRO 1.** FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL (1995-2009)

$\rho$	$\bar{e}$	$\alpha$	$\gamma$	$\beta$	$R^2$ ajustado	Durbin-Watson
0.872 <sup>a</sup>	6.873 <sup>a</sup>	-1.264 <sup>a</sup>	-0.296 <sup>b</sup>	-0.190 <sup>a</sup>	0.97	2.01

NOTAS: Donde <sup>a</sup>, <sup>b</sup> representan la significancia estadística al 1% y 10%, respectivamente. El conjunto de instrumentos empleados corresponden a los rezagos del 1° al 6°, 9° y 12° de la inflación, brecha del producto, índice de precios del exterior y bolivianización. La estimación incluye la opción de preblanqueo. El ancho de banda para las autocovarianzas fue elegido mediante el método de selección variable de Newey-West.

0.26%, *ceteris paribus*. Por otro lado, el coeficiente  $\beta$  señalaría que el tipo de cambio nominal reacciona inversamente ante desalineamientos del tipo de cambio real. Ambos resultados revelarían dos características importantes de la política cambiaria en Bolivia. Primero, el tipo de cambio nominal buscaría afectar la competitividad de los productos transables de la economía, pues la autoridad monetaria aplicaría depreciaciones ante sobrevaluaciones cambiarias. Segundo, ante incrementos en la inflación, el tipo de cambio real (por medio del tipo de cambio nominal) sería afectado, con resultados sobre la demanda agregada y por consiguiente sobre la inflación.

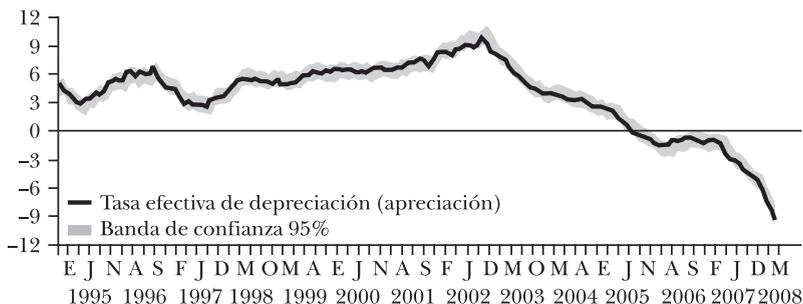
Por otro lado, el coeficiente asociado con la brecha del producto es negativo, aunque únicamente significativo al 10%. Dicho valor sugiere que el Banco Central de Bolivia reacciona apreciando 0.3% el tipo de cambio nominal cuando el producto efectivo es un 1% superior al nivel potencial, mismo que apoya tanto los resultados encontrados para  $\alpha$  como también para  $\beta$ .

Finalmente, el coeficiente que captura la inercia del tipo de cambio nominal ( $\rho \cong 0.87$ ), indica que la política cambiaria se ajusta lentamente hacia su nivel objetivo proyectado, lo cual es consistente con un tipo de cambio administrado en una economía con dolarización financiera parcial. Por otro lado, de acuerdo con la ecuación (3),  $\bar{e}$  representaría el nivel promedio anual de depreciación (apreciación) del tipo de cambio nominal, que se encontraría alrededor de 6.9%.

Para evaluar el nivel de ajuste de la función de reacción estimada, se sigue el procedimiento empleado por Clarida, Galí y Gertler (1998), quienes sugieren calcular una banda de

confianza para la serie estimada e incluir dentro de ese intervalo la serie efectiva para observar si dicha serie se escapa de la banda. Los resultados del presente caso se muestran en la gráfica IV.

**GRÁFICA IV.** TASA ANUAL DE DEPRECIACIÓN OBSERVADA E INTERVALO DE CONFIANZA<sup>a</sup>, 1995-2008



<sup>a</sup> La gráfica muestra la tasa de depreciación desde enero de 1995 hasta junio de 2008, se restaron doce datos a la muestra original, los cuales se emplearon en el parámetro de inflación esperada a doce meses.

Claramente se observa un nivel de ajuste aceptable, lo cual sugiere que el modelo proveería una adecuada explicación del comportamiento del tipo de cambio nominal en Bolivia.<sup>18</sup>

Finalmente, con respecto al TCN como instrumento operativo del BCB se puede concluir que, si bien existe una relación entre el objetivo y el instrumento, el tipo de cambio sería una variable adicional que maneja el BCB para controlar presiones inflacionarias o procurar competitividad al sector transable, lo anterior se justifica por las siguientes razones:

- El menor efecto traspaso del tipo de cambio hacia la inflación acotaría el uso de esta variable como instrumento de la autoridad monetaria. Este menor efecto se sustenta por las estimaciones empíricas realizadas para Bolivia, desde el trabajo de Morales y Sachs (1990) quienes encuentran un *pass-through* completo (igual a uno), hasta las estimaciones

<sup>18</sup> Lo cual no sucede cuando se omite el índice de precios del exterior como variable instrumental (Anexo, gráfica A. II), que muestra de esa forma la necesidad de incluir dicha variable en la estimación, ya que el *desborde* de la serie efectiva ocurre inmediatamente después de la subvaluación causada por las crisis en Perú y Brasil que afectaron el tipo de cambio de Bolivia.

de Escobar y Mendieta (2004) quienes hallan un valor de 0.25 para el periodo muestral 1991-2005.

- Adicionalmente, el manejo del TCN obedecería al esquema cambiario prevaleciente en la economía. A manera de ejemplo, en una economía con tipo de cambio flexible el banco central tiene la posibilidad de intervenir el mercado cambiario para direccionar la evolución de un tipo de cambio que sea acorde con sus objetivos de inflación o reducción de la brecha del producto.<sup>19</sup> Asimismo, el Banco Central de Bolivia con un esquema cambiario *crawling peg*, tiene la potestad de direccionar el tipo de cambio como una forma de apoyo a su principal instrumento, que busquen objetivos de nivel de precios o actividad económica, lo cual no significa que el BCB tenga como instrumento operativo al tipo de cambio nominal.
- Adicionalmente, el hecho de que el tipo de cambio nominal haya estado fijo durante toda la crisis financiera internacional revela que este no es el instrumento principal de la autoridad monetaria. Así mismo, en el escenario económico actual una política de depreciación amenazaría el nivel de bolivianización alcanzado, ya que expectativas de depreciación podrían conducir a los agentes económicos a buscar refugio en instrumentos financieros denominados en moneda extranjera,<sup>20</sup> por lo cual el banco central actualmente estaría muy limitado para utilizar el tipo de cambio como instrumento operativo.

Por lo anterior, dado que la emisión no posee las características necesarias para ser el instrumento del BCB, y la variación del tipo de cambio nominal sería una herramienta adicional de la autoridad monetaria, corresponde evaluar otra

<sup>19</sup> Una muestra clara de intervenciones recientes en el mercado cambiario en economías con régimen de tipo de cambio flexible, son los bancos centrales de Perú, Chile, Colombia y Brasil, quienes compraron divisas del mercado para frenar la apreciación de sus monedas, y por ende apoyar a su sector transable. Similar comportamiento fue exigido por Francia al Banco Central Europeo antes de la crisis griega.

<sup>20</sup> Dicho escenario se presentó en el 2009 cuando las expectativas de los agentes económicos apostaron por una depreciación del tipo de cambio nominal, lo que produjo que las operaciones cambiarias se pegaran a la cota superior del diferencial cambiario vigente.

variable que el banco central pueda emplear como instrumento operativo. En esa línea, en las siguientes dos subsecciones se efectúan estimaciones para la tasa de interés relevante de la autoridad monetaria y para el saldo de colocaciones netas del BCB.<sup>21</sup>

## **2. Estimación de una función de reacción para la tasa de interés**

Un resultado común de las funciones de reacción es que estas logran capturar el comportamiento que sigue la autoridad monetaria. Respecto a dicho comportamiento, el Banco Central de Bolivia no hizo explícita alguna regla de política. Por esta razón, en la sección anterior se estimó una función de reacción para el tipo de cambio nominal y en esta sección se busca relacionar el comportamiento de la inflación y el producto, ante cambios en la tasa de interés relevante del BCB.

Las razones para suponer la presencia de dicha relación se deben a que en el año 2005 se inició un proceso de reversión de la dolarización financiera de la economía. Una cifra que muestra los resultados de este proceso es la caída en el porcentaje de los depósitos en moneda extranjera con respecto al total; en enero de 2005 este coeficiente llegó al 89%, comparado con un 55% alcanzado en septiembre del 2009. Ello muestra un contexto económico favorable para la autoridad monetaria, ya que en este escenario el BCB podría ejercer un mejor control de la política monetaria. Adicionalmente, si bien el BCB instrumenta su política mediante un esquema de agregados monetarios, la forma actual como se realizan las operaciones de mercado abierto se aproxima a un esquema de tasas de interés. Ya que, durante las sesiones del Comité de Operaciones de Mercado Abierto (COMA) se presta especial atención al efecto transmisión del canal de tasas, mediante el seguimiento de la respuesta del sistema financiero ante movimientos en las tasas de corto plazo de la autoridad monetaria.

Existe evidencia empírica de reglas estimadas para Perú, Chile y Colombia (entre los casos más importantes dentro de la región), las cuales siguen una forma funcional similar a la

<sup>21</sup> Se define como saldo de colocaciones netas, a las colocaciones brutas menos los vencimientos del BCB.

propuesta por Taylor (1993).<sup>22</sup> Sin embargo, Ball (1998, 2000) explica que la función de reacción al estilo de Taylor en economías pequeñas y abiertas es subóptima a menos que esta sea modificada de forma importante, debido a que la economía no solo es impactada por choques generados en la tasa de interés sino también, por choques de tipo de cambio (como se demostró en la sección anterior). Este autor estudia el impacto que tienen las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación, utilizando el siguiente modelo:

$$(4) \quad y_t = -\beta i_{t-1} + \delta e_{t-1} + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

$$(5) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \gamma (e_{t-1} - e_{t-2}) \eta_t.$$

$$(6) \quad e_t = -\theta i_t + v_t.$$

Donde  $y$  es el producto (aproximado mediante el IGAE),  $i$  la tasa de interés real del BCB,  $e$  el tipo de cambio real (donde niveles más altos indican una depreciación real de la moneda nacional),  $\pi$  la inflación (aproximada mediante el índice de inflación subyacente) y finalmente  $\eta$ ,  $v$  y  $\varepsilon$  son términos que se comportan como ruido blanco.<sup>23</sup>

La ecuación (4) puede ser vista como una curva IS para una economía abierta, donde los resultados de las acciones que realice hoy la autoridad monetaria se reflejan en el producto del siguiente periodo, además el producto tendría cierta inercia. La ecuación (5) representa la curva de Phillips para una economía abierta, donde la variación de la inflación estaría en función de la inercia de la misma y del producto; además esta ecuación considera el valor rezagado de la variación en el tipo de cambio real. La ecuación (6) indica una relación inversa entre el tipo de cambio y la tasa de interés, donde un incremento en la tasa de interés interna provoca una entrada de capitales, la cual conduce a la apreciación del tipo de cambio.<sup>24</sup>

<sup>22</sup> Al respecto es importante destacar el trabajo de Morón y Winkelried (2005), quienes estiman un modelo óptimo para economías financieramente vulnerables.

<sup>23</sup> Todas las variables son expresadas como tasas interanuales de crecimiento.

<sup>24</sup> Esto para una economía con tipo de cambio flexible y considerable vinculación financiera internacional.

Una característica muy importante en el modelo de Ball (2000) es su especificación, donde la estabilización de las fluctuaciones de la inflación y producto son alcanzados de mejor forma si el objetivo es  $\pi_t^*$ , la cual filtra los efectos transitorios de las fluctuaciones del tipo de cambio. Formalmente se tiene:

$$(7) \quad \pi_t^* = \pi_t - \gamma e_{t-1}.$$

Como ejemplo, si se supone un incremento en  $e_{t-1}$ , entonces la inflación subyacente  $\pi_t$  se incrementará, ecuación (5), pero de acuerdo con la ecuación (7), la inflación  $\pi_t^*$  será menor que  $\pi_t$ . Por lo tanto,  $\pi_t^*$  es la tasa de inflación que filtra los impactos del tipo de cambio.

El planteamiento anterior no es trivial, ya que por medio de este modelo se aíslan los efectos de fluctuaciones del tipo de cambio en la inflación, que hace posible la estimación de una función de reacción para la tasa de interés donde se asume al precio del dinero como instrumento operativo del banco central.

Puesto que el modelo propuesto por las ecuaciones (4), (5) y (6) puede ser considerado como un modelo pequeño con varias variables endógenas, se emplea el método de ecuaciones simultáneas para estimar sus parámetros. La estimación abarca una muestra mensual comprendida entre enero de 1994 y junio de 2009.

$$(8) \quad y_t = -0.112i_{t-1} + 0.283e_{t-1} + 0.449y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(9) \quad \pi_t = 0.881\pi_{t-1} + 0.346y_{t-1} + 0.311(e_{t-1} - e_{t-2}) + \eta_t$$

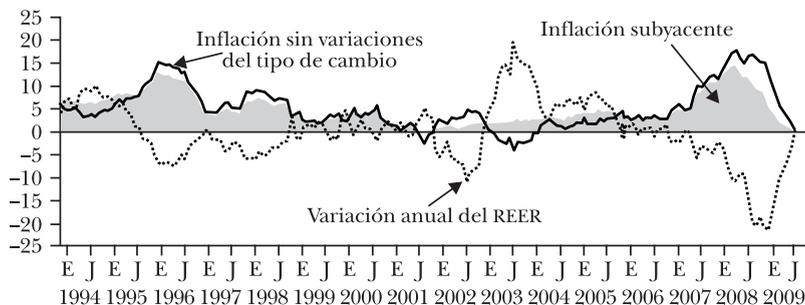
$$(10) \quad e_t = -0.027i_t + v_t$$

Los coeficientes 0.449, 0.881 y 0.311 tienen significancia estadística al 1%. Mientras que -0.112 y 0.283 la tienen al 5% y 0.346 al 10%.

Sustituyendo el coeficiente 0.311 en la ecuación (7), se obtiene:

$$(11) \quad \pi_t^* = \pi_t - 0.311e_{t-1}$$

Finalmente, la ecuación (11) es con la que se trabajará para obtener el nivel de inflación que excluye los movimientos de tipo de cambio. Los resultados se observan en la gráfica V.

**GRÁFICA V. INFLACIÓN SUBYACENTE E INFLACIÓN SIN VARIACIONES DEL TIPO DE CAMBIO, 1994-2009**

<sup>a</sup> Datos normalizados.

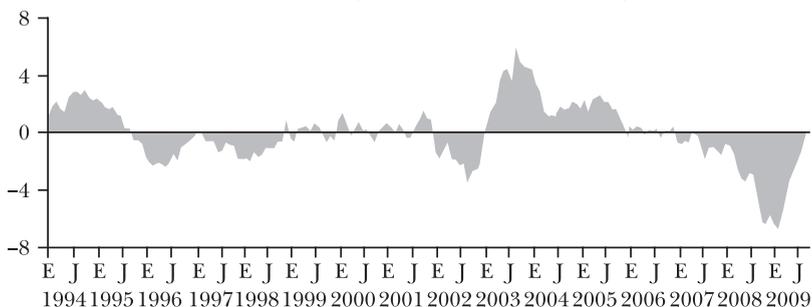
En la gráfica V, la línea continua muestra la inflación que hubiese registrado la economía si la autoridad monetaria no interviene para dar dirección al tipo de cambio. En este sentido, la historia reciente de la economía nacional destaca dos episodios en los cuales se puede evidenciar el impacto del tipo de cambio real sobre la inflación. El primero de ellos abarca el periodo 2003-2005, donde el ritmo de depreciación que buscó alentar las exportaciones de bienes transables generó inflación.<sup>25</sup> El segundo, que abarca el periodo entre 2007 hasta la primera mitad de 2009, evidencia una apreciación que supera el 20% y denota el esfuerzo del BCB en un contexto de elevada inflación. Lo anterior, sustenta la instrumentación operativa de la política monetaria en Bolivia mediante fluctuaciones en el tipo de cambio, no sólo nominal sino también real.

En cuanto a la efectividad de la política cambiaria en el control de la inflación, la gráfica VI muestra que en diciembre del 2008 debido a las apreciaciones cambiarias se habría restado, aproximadamente, 5.7 puntos porcentuales a la inflación subyacente a doce meses, lo cual implica que si la política cambiaria no hubiese tenido una orientación hacia la apreciación de la moneda nacional, los precios hubieran aumentado en mayor magnitud afectando el bienestar de la sociedad.

Luego de obtener el nivel de inflación sin variaciones del tipo de cambio, la siguiente etapa consiste en estimar la función

<sup>25</sup> En septiembre del 2003 se alcanza una tasa de depreciación real anual cercana al 20%.

**GRÁFICA VI. IMPACTO DE LAS FLUCTUACIONES DEL TIPO DE CAMBIO REAL SOBRE LA INFLACIÓN, 1994-2009 (PUNTOS PORCENTUALES)**



de reacción del banco central tomando como variable dependiente la tasa de interés. En este trabajo se sigue la propuesta metodológica de Clarida *et al.* (1997), con la introducción de algunas modificaciones acordes con el objetivo del documento, la función propuesta es:

$$(12) \quad i_t = (1 - \rho)\bar{i} + \alpha(1 - \rho)\pi_{t+n} + \gamma(1 - \rho)(Y_t - Y_t^*) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t.$$

En la ecuación (12),  $i_t$  representa el nivel de la tasa de interés nominal;  $\pi_{t+n}$ , la inflación en un horizonte de  $n$  meses;<sup>26</sup>  $Y_t - Y_t^*$  representa la brecha del producto;  $\rho$  (que debe ser mayor que cero, pero menor que uno), mide la gradualidad (velocidad) con la que el banco central modifica su tasa de interés; finalmente,  $\bar{i}$  es una constante con la cual se puede obtener la tasa de inflación objetivo del banco central (Favero, 2001).<sup>27</sup>

La ecuación (12), considera que los bancos centrales ajustan su tasa de interés de forma gradual, de tal forma que la autoridad monetaria determina ésta como un promedio ponderado de la tasa de interés objetivo ( $\bar{i}$ ) y de la tasa de interés observada en el periodo anterior ( $i_{t-1}$ ), más un término de perturbación exógeno ( $\varphi$ ):

$$(13) \quad i_t = (1 - \rho)\bar{i} + \rho i_{t-1} + \varphi.$$

Como técnica de estimación de la ecuación (12), se emplea el método generalizado de momentos (GMM).

<sup>26</sup> Se establece un horizonte de  $n$  meses puesto que se buscará probar distintas alternativas para  $n$  (3, 6, 9 y 12).

<sup>27</sup> Como variable sustituta de la tasa relevante se considera a la tasa de adjudicación de las letras a 91 días del BCB en moneda nacional.

En el cuadro 2 se observa que el coeficiente  $\alpha$ , que mide la respuesta del BCB ante cambios en la inflación esperada, es significativo al 1% en las primeras dos ecuaciones (donde el horizonte de inflación esperada es menor o igual a seis meses). Esto indicaría que, dado un escenario de incremento de precios en el corto plazo la tasa relevante del BCB se incrementaría para controlar la inflación.<sup>28</sup> Sin embargo, se observa una respuesta menor a la unidad, lo cual podría explicarse en que actualmente el BCB no instrumenta su política monetaria mediante un esquema de tasas de interés.

**CUADRO 2.** FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA LA TASA DE INTERÉS RELEVANTE (2005-2009)

<i>Horizontes alternativos</i>	$\rho$	$\bar{i}$	$\alpha$	$\gamma$	$R^2$ ajustado	Prueba J
Inflación esperada ( $n = 3$ )	8.079 <sup>a</sup>	4.762 <sup>a</sup>	0.273 <sup>a</sup>	0.416 <sup>b</sup>	0.93	14.85
Inflación esperada ( $n = 6$ )	0.881 <sup>a</sup>	4.653 <sup>a</sup>	0.236 <sup>a</sup>	0.313 <sup>a</sup>	0.96	13.26
Inflación esperada ( $n = 9$ )	0.933 <sup>a</sup>	4.200 <sup>a</sup>	0.329 <sup>c</sup>	0.311 <sup>a</sup>	0.96	15.26
Inflación esperada ( $n = 12$ )	0.858 <sup>a</sup>	4.826 <sup>a</sup>	0.133	0.656	0.96	15.63

NOTAS: Donde <sup>a</sup>, <sup>b</sup>, <sup>c</sup> representan la significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente. El conjunto de instrumentos empleados corresponden del 1° al 6°, 9° y 12° rezagos de la inflación, brecha del producto, tasa de interés y bolivianización. La estimación incluye la opción de preblanqueo. El ancho de banda para las autocovarianzas fue elegido mediante el método de selección variable de Newey-West.

Estas ecuaciones (inflación esperada de tres y seis meses) poseen coeficientes similares en los cuales se obtienen los signos esperados y además son estadísticamente significativos. Dado ello, la función de reacción con una inflación esperada  $\alpha$  en un horizonte de tres meses señala que, la tasa relevante del BCB se incrementaría en 27pb ante un aumento de un 1% en la inflación esperada. Este resultado pone en evidencia que la autoridad monetaria no responde en términos reales ante cambios en la inflación esperada.<sup>29</sup>

<sup>28</sup> Debe remarcarse que en el actual esquema monetario del BCB, el ente emisor fija montos y no precios, por lo cual la tasa es una resultante.

<sup>29</sup> Esta afirmación se observa gráficamente en el Anexo, gráfica A. III.

Por su parte, el coeficiente de rezago de la tasa de interés  $\rho = 0.88$  indica un alto grado de inercia de la política monetaria, lo cual coincide con la idea de que los bancos centrales son conscientes de que la volatilidad de las tasas de interés trae costos adicionales al generar, por ejemplo, tensiones en los mercados financieros. Además, denota la gradualidad con la que el BCB implementa su política monetaria, la misma que reduce el riesgo de implementar políticas erróneas que lleven a desajustes en las expectativas que se forman los agentes.

Adicionalmente, el parámetro  $\gamma$  indica una fuerte respuesta de la tasa de interés ante cambios en la actividad económica, concretamente, dado un crecimiento en el producto efectivo 1% por encima del potencial, la tasa del BCB se incrementaría 42pb para controlar los efectos derivados, lo que señala que la autoridad monetaria seguiría una política anticíclica.<sup>30</sup>

De acuerdo con lo anterior, si bien una función de reacción para la tasa de interés del BCB señala que existe un compromiso de la autoridad monetaria con sus objetivos. Debido a la estructura actual en la que el BCB envía señales al mercado, mediante la fijación de montos, el mecanismo de transmisión del canal de tasas de interés aún sería reducido. La evidencia en la estimación realizada señala la presencia de una respuesta menor a la unidad cuando la inflación se incrementa en un 1%, lo cual significa que no se tiene efectos sobre la tasa de interés real relevante para el mercado, que limita de esta forma la capacidad de la autoridad monetaria para ejercer su política por este medio, ya que el sistema financiero no tendría estímulo para adquirir estos títulos puesto que no tendrían rendimientos reales positivos. En ese contexto, Taylor (1993) establece que la tasa de interés nominal de corto plazo debería ser una función creciente del pronóstico de la tasa de inflación dado su objetivo y de la producción real dado su nivel potencial, es decir movimientos nominales de la tasa de la autoridad monetaria deberían inducir cambios en la tasa de interés real (principio de Taylor), lo cual no sucedería en la economía boliviana.

Adicionalmente, evidencia empírica reciente para el caso boliviano sugiere una respuesta incompleta de las tasas pasivas

<sup>30</sup> De hecho Leiderman *et al.* (2008), encuentran que Bolivia posee la política anticíclica más agresiva de toda la región.

de corto plazo (91-180 y 181-360 días) ante choques en la tasa relevante del BCB. Mientras, la respuesta de las tasas activas (además de ser menor) tomaría como variable determinante más importante al riesgo de segmento de mercado.<sup>31</sup> Estos resultados se justificarían por el actual esquema monetario que opera en Bolivia, ya que en la subasta de títulos de regulación monetaria se fijan montos y no precios.

Dado que la función de reacción estimada indicaría que la autoridad monetaria no instrumenta su política mediante la LT 91 días (no se ofrece al sistema financiero rendimientos reales positivos –contraviene al principio de Taylor–), corresponde probar si otra variable posee las características necesarias.

### **3. Estimación de una función de reacción para el saldo de colocaciones netas**

Una variable importante para cualquier banco central es el saldo de colocaciones netas (SCN);<sup>32</sup> es decir, las operaciones de mercado abierto (OMA)<sup>33</sup> que realice el BCB menos los vencimientos que posea.

En el caso de Bolivia, se puede mencionar que esta variable guarda amplia relación con la evolución de la coyuntura económica nacional, es decir sigue los movimientos de la inflación y del producto.<sup>34</sup> Al respecto, la gráfica VII, muestra una importante correlación entre dicha variable y la inflación.

El análisis contempla una muestra mensual comprendida desde enero de 2005 hasta junio de 2010. Como medida de inflación se toma la variación porcentual mensual del IPC y como medida del SCN se consideran las variaciones porcentuales mensuales del SCN en MN y MN-UFV, y se excluye el saldo

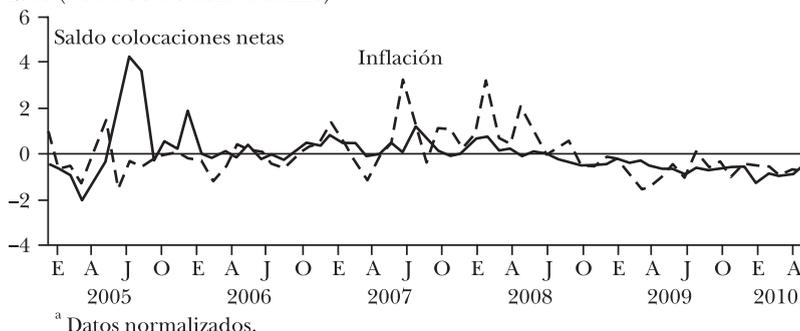
<sup>31</sup> Rodrigo *et al.* (2010).

<sup>32</sup> En especial para uno como el BCB, que instrumenta su política monetaria mediante un esquema de cantidades.

<sup>33</sup> Compra y venta (definitiva o en reporto) de valores públicos, con el propósito de expandir o contraer la liquidez y el volumen de los medios de pago en la economía.

<sup>34</sup> Varios bancos centrales incorporan en sus funciones de reacción la brecha del producto, debido a que esta variable proporciona información relevante para la conducción de la política monetaria, ya sea porque mostraría una caída en la actividad económica o porque daría a conocer un posible sobrecalentamiento del producto.

**GRÁFICA VII. SALDO DE COLOCACIONES NETAS DEL BCB E INFLACIÓN, 2005-2010 (PUNTOS PORCENTUALES)<sup>a</sup>**



en moneda extranjera. A inicios de la muestra (abril de 2005), se evidencia una fuerte caída del SCN del BCB, ello se debió a un clima de inestabilidad política causado por conflictos sociales que condujeron a que el sistema financiero enfrentara problemas de liquidez. En respuesta, el BCB disminuyó el ritmo de sus colocaciones inyectando recursos por medio del vencimiento de sus títulos. Posterior a este periodo, el saldo de colocaciones netas siguió de cerca la evolución de la inflación (gráfica VII).

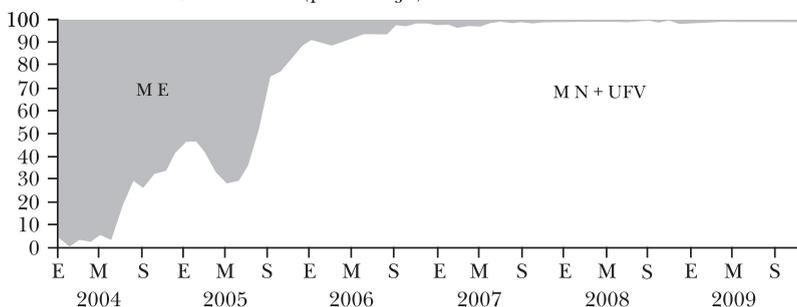
Debido a la crisis internacional, a partir de octubre del 2008 el banco central inició un periodo de política monetaria expansiva, a raíz de ello el saldo de colocaciones netas mostró tasas de crecimiento negativas (en promedio  $-2.6\%$  entre agosto 2008 y diciembre 2009).

Lo anterior deja abierta una clara posibilidad del manejo de esta variable como instrumento operativo del banco central. Al respecto, Estrella y Mishkin (1996) expresan que para que una variable sea considerada como instrumento operativo ésta debe cumplir determinadas características, entre ellas establecen como parámetros de evaluación la presencia de una relación estable y predecible entre el instrumento y el objetivo de la autoridad monetaria. Luego de evaluar –con la prueba de causalidad de Granger– cuán predecible es la inflación considerando el SCN, se obtuvo el resultado que se ilustra en la grafica VIII.<sup>35</sup>

<sup>35</sup> Se estimaron ventanas móviles de 24 meses, de tal manera que los resultados muestran la evolución de la información relevante en el pasado del SCN e inflación para predecir la inflación observada.

**GRÁFICA VIII.** PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER. SALDO DE COLOCACIONES NETAS BCB-INFLACIÓN, 2005-2010

Los resultados de la gráfica VIII indican que, a partir del último trimestre de 2008 el saldo de colocaciones netas precede en el tiempo a la inflación, además esta relación es estadísticamente más importante en la medida que transcurre el tiempo. Dado que la precedencia temporal del SCN revela los modelos de pronóstico que empleen esta variable para conocer la evolución de la inflación se tornan confiables. Por otro lado, los resultados del inicio de la muestra se deben a que la serie empleada como SCN solo contempla las operaciones en MN y MN-UFV, y dado que la composición del saldo a inicios del año 2005 aún se mantenía fuertemente influenciado por las colocaciones de títulos en ME, es razonable pensar que nuestra serie no muestre significancia estadística en una relación de precedencia temporal con la inflación. A pesar de ello, el cambio gradual en la composición del saldo de colocaciones netas del BCB a favor de la moneda nacional (gráfica IX), produce mejoras en los resultados encontrados hacia finales de 2008 y en adelante.

**GRÁFICA IX.** EVOLUCIÓN POR MONEDA DEL SALDO DE COLOCACIONES NETAS DEL BCB, 2005-2010 (porcentaje)

De acuerdo con los resultados presentados se estima una función de reacción mediante la metodología GMM, y se emplea como instrumento operativo a la variación mensual del saldo de colocaciones netas del BCB en moneda nacional y moneda UFV, para ello se sigue la metodología de Clarida *et al.* (1997). La estimación se realiza asumiendo la siguiente forma funcional.

$$(14) \text{SCN}_i = (1 - \rho)\overline{\text{SCN}} + \alpha(1 - \rho)\pi_{t+2} + \gamma(1 - \rho)(Y_t - Y_t^*) + \rho\text{SCN}_{t-1} + \varepsilon_i$$

Donde, se asume que dentro de cada periodo de tiempo el banco central tiene un objetivo para dicha variable ( $\text{SCN}_i^*$ ) el cual es determinado por el estado de la economía. En el caso más simple se asume que dicho estado viene dado por la inflación ( $\pi$ ) y la brecha del producto ( $Y_t - Y_t^*$ ).

La ecuación (14) describe cual fue el manejo del instrumento operativo de la autoridad monetaria ante determinados choques generados en *i*) la inflación en un horizonte de  $n$  meses y *ii*) la brecha del producto.

Los resultados para el periodo de enero del 2005 a marzo del 2010 se presentan en el cuadro 3. La razón para contemplar este periodo de análisis se debe a que el SCN antes del 2005 estaba muy influenciado por las operaciones en moneda extranjera, debido a la alta dolarización de la economía nacional.

**CUADRO 3.** FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA EL SALDO DE COLOCACIONES NETAS (2005 - 2010)

	$\rho$	$\overline{\text{SCN}}$	$\alpha$	$\gamma$	$R^2$ ajustado	Durbin-Watson
Inflación esperada ( $n = 3$ )	0.829 <sup>a</sup>	2.869 <sup>a</sup>	1.211 <sup>a</sup>	0.773 <sup>a</sup>	0.80	2.00
Inflación esperada ( $n = 6$ )	0.929 <sup>b</sup>	2.171 <sup>a</sup>	1.106 <sup>b</sup>	0.455 <sup>a</sup>	0.77	1.97
Inflación esperada ( $n = 9$ )	0.889 <sup>b</sup>	1.735 <sup>b</sup>	0.954	0.546 <sup>b</sup>	0.71	2.02
Inflación esperada ( $n = 12$ )	0.895 <sup>b</sup>	2.353 <sup>b</sup>	0.754	0.946 <sup>b</sup>	0.70	1.95

NOTAS: Donde <sup>a</sup>, <sup>b</sup> representan la significancia estadística al 1% y 5%, respectivamente. El conjunto de instrumentos empleados corresponden a los rezagos del 1° al 6°, 9° y 12° de la inflación, brecha del producto, saldo de colocaciones netas y bolivianización. La estimación incluye la opción de preblanqueo. El ancho de banda para las autocovarianzas fue elegido mediante el método de selección variable de Newey-West.

Sin embargo, este escenario cambia radicalmente a partir del inicio de la bolivianización. Muestra de ello, a marzo de 2010 tan solo el 0.05% del total del saldo de colocaciones netas se encuentra en moneda extranjera (gráfica IX).

Se encuentran resultados estadísticamente significativos cuando el análisis contempla una inflación esperada de tres meses ( $n = 3$ ), horizontes superiores a ese proporcionan parametros no confiables o menos robustos como es el caso cuando  $n = 6$ .

Los resultados, resumidos en el cuadro 3, indican que el BCB responde incrementando el saldo de sus colocaciones netas 1.21% ante un aumento de 1% en la inflación esperada a tres meses. Además, reduce sus colocaciones mensuales en 0.77% cuando la brecha de producto se hace negativa, es decir la autoridad monetaria aplica una política expansiva cuando la actividad económica efectiva crece por debajo del nivel potencial. Adicionalmente, el parámetro que mide la inercia de la serie posee un coeficiente igual a 0.83, el cual indica la prudencia que tiene la autoridad monetaria al momento de cambiar la dirección que sigue el SCN.

En síntesis, el saldo de colocaciones netas del BCB ofrece buenos resultados cuando es empleado para estimar una función de reacción para el ente emisor. Por lo tanto, sería posible pensar en la instrumentación de la política monetaria por medio del manejo de esta variable como instrumento operativo, ya que se encontrarían efectos estadísticamente significativos sobre la inflación y el producto

Además, se presentarían otras dos razones que harían del saldo de colocaciones netas una mejor variable instrumento para la autoridad monetaria.

En primer lugar, en el contexto actual el manejo del saldo de colocaciones netas sería independiente, a diferencia de lo que ocurre con el tipo de cambio nominal el cual además de buscar objetivos de inflación o actividad económica, sería un determinante del nivel de bolivianización. Así, una depreciación cambiaría ejercería presiones sobre las expectativas de los agentes, motivando una recomposición en las carteras de inversión a favor de las inversiones en moneda extranjera, reduciendo el nivel de bolivianización. Esto disminuiría la efectividad de la política monetaria del BCB, pues al reducirse el nivel de bolivianización la capacidad de maniobra del ente emisor sería disminuida.

Adicionalmente, en un esquema de agregados monetarios (como en el que opera el BCB) la tasa de interés tiene un carácter endógeno. Es decir, es una resultante de la subasta de títulos de regulación monetaria. En ese sentido, el canal de tasas de interés como mecanismo de transmisión aun sería reducido. Ello se demuestra mediante la función de reacción estimada para la tasa de interés relevante del BCB, donde se encuentra una respuesta menor a la unidad cuando la inflación se incrementa un 1%, lo cual significa que no se tiene efectos sobre la tasa de interés real relevante para el mercado, limitando de esta forma la capacidad de la autoridad monetaria en ejercer su política monetaria por este medio.

#### IV. CONSIDERACIONES FINALES

Mediante la estimación de una función de reacción para el tipo de cambio nominal (con una muestra mensual que abarca el periodo 1995-2009), se encontró que el banco central respondería a la expectativa de inflación a doce meses apreciando tanto el tipo de cambio nominal como también el real, para de esta forma, controlar las presiones inflacionarias. En efecto, las estimaciones realizadas sugieren que la apreciación del tipo de cambio real registrada durante 2008 habría restado aproximadamente 5.7 puntos porcentuales a la inflación subyacente a doce meses, en un escenario de elevados niveles de inflación interna y externa. Por otro lado, dicha función muestra un alto grado de inercia del tipo de cambio nominal, lo que indica que la política cambiaria se ajustaría lentamente hacia su nivel objetivo proyectado, lo cual es consistente con el aún elevado grado de dolarización financiera. Sin embargo, dado el esquema cambiario *crawling peg* que opera en Bolivia, el tipo de cambio se constituye en una herramienta de apoyo al instrumento operativo que posee la autoridad monetaria.

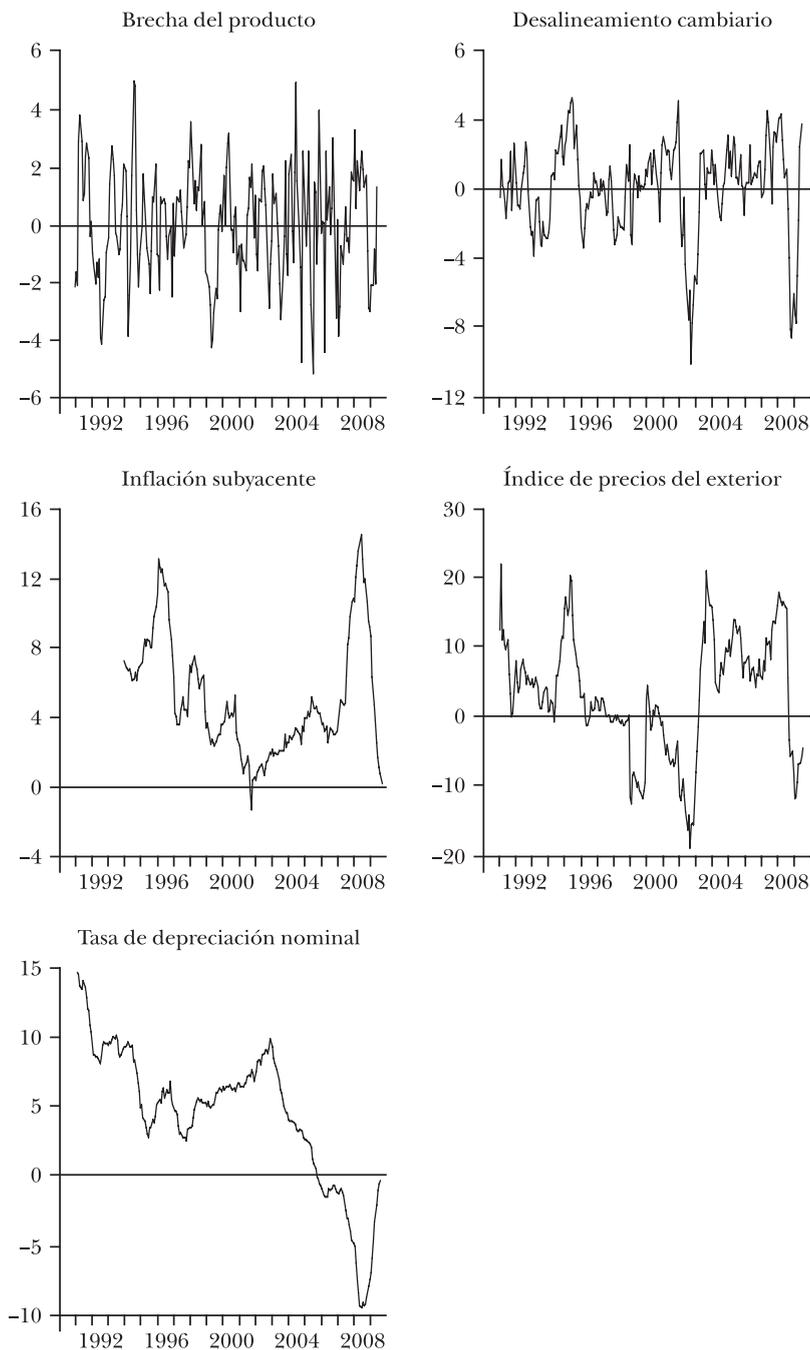
Por otro lado, la reducción en los niveles de dolarización, producto de la ampliación del diferencial cambiario y la apreciación de la moneda nacional, habría posibilitado a la autoridad monetaria emplear otros instrumentos como el saldo de colocaciones netas y la tasa de interés para afectar la inflación y reducir la brecha en la actividad económica.

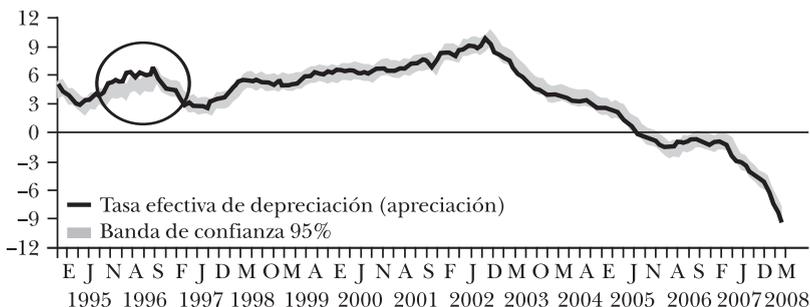
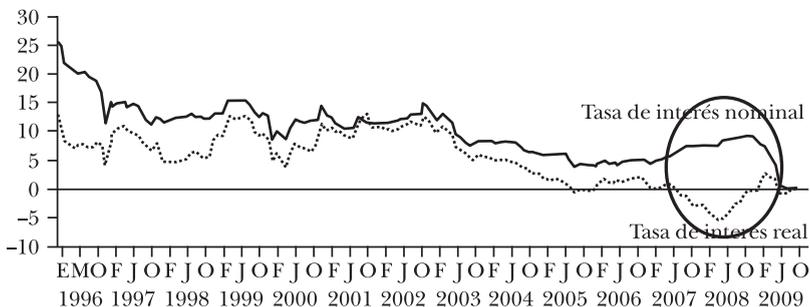
Respecto a la tasa de interés, se estimó una función de reacción para la tasa relevante del BCB (que empleó como variable sustitutiva a la tasa de las LT a 91 días, para el periodo 2005-2009). Los resultados indican que la tasa de interés relevante del BCB se incrementaría para controlar presiones inflacionarias de corto plazo, pero este instrumento reaccionaría con mayor fuerza ante desvíos en el crecimiento del producto efectivo con respecto a su nivel potencial. Empero, la ausencia de movimientos reales en la tasa de interés relevante implicaría un mecanismo de transmisión incompleto. Por lo cual, políticas cuyos objetivos se transmitan a través de un canal de tasas de interés no serían efectivas. Ello se deriva del actual esquema de política monetaria, donde se establecen montos y se esperan variaciones de precios.

Una alternativa interesante para mejorar el canal de transmisión de tasas de interés es el propuesto por Cernadas *et al.* (2009), donde se establece que existen ciertas condiciones que harían posible la implementación de este esquema, empero también se mencionan ciertas limitaciones. Salvando estas dificultades y con un esquema de tasas de interés explícito, se podría pensar en una mejor relación entre el instrumento –tasa de interés–, y objetivo –inflación.

En relación con la estimación de la función de reacción para el saldo de colocaciones netas, se encontró una respuesta decisiva del ente emisor ante incrementos en la inflación esperada. Adicionalmente, el modelo determinó que la autoridad monetaria reduciría el saldo de sus colocaciones ante una caída en la actividad económica efectiva.

Finalmente, el saldo de colocaciones netas sería la variable que mejor identificaría la postura del ente emisor. No obstante, el tipo de cambio nominal sería un instrumento adicional, cuando la economía necesitase de la aplicación de políticas más agresivas.

**GRÁFICA A.I. INFORMACIÓN UTILIZADA PARA LA ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL, 1990-2008**

**GRÁFICA A.II.** TASA ANUAL DE DEPRECIACIÓN OBSERVADA E INTERVALO DE CONFIANZA SIN EL ÍNDICE DE PRECIOS DEL EXTERIOR COMO INSTRUMENTO, 1995-2008**GRÁFICA A.III.** TASA DE INTERÉS NOMINAL Y REAL DE LOS TÍTULOS DEL BCB A 91 DÍAS, 1996-2009

## REFERENCIAS

- Ball, L. (1997), *Efficient Rules for Monetary Policy*, NBER (Working Paper, núm. 5952).
- Ball, L. (1998), *Policy Rules for Open Economies*, Reserve Bank of Australia (Research Discussion Paper, núm. 9806).
- Ball, L. (2000), *Policy Rules and External Shocks*, (NBER Working Paper, núm. 7910).
- Baum, C., H. Schaffer, y S. Stillman (2003), *Instrumental Variables and GMM estimation and testing*, Boston College, Watt University, New Zealand Department of Labour (Working Paper, núm. 545).
- Bernanke, B., y A. Blinder (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review*, vol. 78, núm. 2, pp. 435-439.
- Bernanke, B., y M. Gertler (1996), *Inside the black box: the credit*

- channel of monetary policy transmission*, NBER (Working paper series, núm. 5146).
- Carvalho, A., y M. Moura (2008), *What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin America*, Banco Central de Brasil (Documento de trabajo).
- Castro, J. F., y E. Morón (2002), *Uncovering Central Bank Monetary Policy Objectives: Going Beyond Fear of Floating*, Macroeconomics 02050002 (Econ WPA).
- Cernadas, L., L. Rodrigo, H. Rodríguez, V. Fernández, V. Paz y R. Aldazosa (2009), *Instrumentación de la política monetaria por medio de un corredor de tasas de interés*, Banco Central de Bolivia (Documento de trabajo).
- Cernadas, L., y V. Paz (2008), *El canal de transmisión de las tasas de interés en la ejecución de la política monetaria: ¿funciona en Bolivia?*, Banco Central de Bolivia (Documento de Trabajo).
- Clarida, R. (2001), *The Empirics of Monetary Rules in Open Economies*, National Bureau of Economic Research (Working Paper, núm. 8603).
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, vol. 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, R., y M. Gertler (1997), *How the Bundesbank Conducts Monetary Policy, in Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago, Chicago.
- Cossío, J., M. Laguna, D. Martín, P. Mendieta, R. Mendoza, M. Palmero y H. Rodríguez (2009), *La inflación y políticas del Banco Central de Bolivia*, Banco Central de Bolivia (Documento de Trabajo).
- Escobar, F., y P. Mendieta (2004), "Inflación y depreciación en una economía dolarizada: el caso de Bolivia", *Revista de Análisis* (Banco Central de Bolivia), vol. 7, núm. 1.
- Estrella, A., y F. Mishkin (1996), *Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?*, National Bureau of Economic Research (Working Paper, núm. 5845).
- Favero, C. A. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Gerdesmeier, D., y B. Roffia (2003), *Empirical Estimates of Reaction Functions for The Euro Area*, European Central Bank (Working paper, núm. 206).
- González, P., y M. Tejada (2006), *No linealidades en la regla de política monetaria del Banco Central de Chile: una evidencia*

- empírica*, Banco Central de Chile (Documento de Trabajo).
- Hansen, L. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 50, núm. 4.
- Hansen, L. (2007), *Generalized Method of Moments Estimation*, Department of Economics, University of Chicago.
- Horváth, B., y R. Maino (2006), *Monetary Transmission Mechanisms in Belarus*, International Monetary Fund (WP/06/246).
- Jácome, L., y E. Parrado (2006), *The quest for price stability in Central America and the Dominican Republic*, Banco Central de Chile (Documento de Trabajo, núm. 390).
- Koivu, T., A. Mehrotra y R. Nuutilainen (2008), *McCallum rule and Chinese monetary policy*, Bank of Finland (Discussion Papers, núm. 15).
- Lahura, E. (2005), *El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004*, Banco Central de Reserva del Perú (Documentos de Trabajo, núm. 2005-008).
- Leiderman, L., R. Maino y E. Parrado (2008), *Metas de inflación en economías dolarizadas*, Banco Central de Bolivia (Documento de Trabajo).
- McCallum, Bennett (1988), "Robustness properties of a rule for monetary", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Society*, vol. 29, núm. 1, pp. 173-203.
- McCallum, Bennett (2003), "Japanese Monetary Policy, 1991-2001", *Economic Quarterly* (Federal Reserve Bank of Richmond), vol. 89, invierno, pp. 1-31.
- Mendieta, P. (2008), *El equilibrio de la competitividad cambiaria boliviana: un enfoque empírico*, presentación en el Segundo Encuentro de Economistas, Banco Central de Bolivia (Documento de Trabajo).
- Mendieta, P., A. Murillo y M. Palmero (2008), *Estimación de un modelo estructural pequeño para Bolivia*, Banco Central de Bolivia (Documento de Trabajo).
- Mendoza, R., y R. Boyan (2001), *Metas explícitas de inflación y la política monetaria en Bolivia*, Banco Central de Bolivia (Documento de Trabajo).
- Morales, J., y J. Sachs (1990), "Bolivia's economic crisis", en Jeffrey Sachs (ed.), *Developing Country Debt and Economic Performance*, vol. 2, Chicago y Londres Press.
- Morón, E., y D. Winkelried (2005), "Monetary Policy rules for financially vulnerable economies", *Journal of Development Economics*, vol. 76.

- Orellana, W., y J. Requena (1999), "Determinantes de la Inflación en Bolivia", *Revista de Análisis Económico* (Banco Central de Bolivia), vol. 2, núm. 2.
- Parrado, E. (2004), *Singapore's Unique Monetary Policy: How Does It Work*, International Monetary Fund (WP/04/10).
- Pesaran, M. H., e Y. Shin (1998), "Generalised Impulse Response Analysis in Linear. Multivariate Models", *Economics Letters*, vol. 58, pp.17-29.
- Plantier, C., y D. Scrimgeour (2002), *Estimating a Taylor Rule for New Zealand with a time-varying neutral real rate*, Reserve Bank of New Zealand (Discussion Paper Series, núm. 06).
- Poole, W. (1999), "Monetary Policy Rules?", *Review* (Federal Reserve Bank of St. Louis), marzo-abril, pp. 3-12.
- Restrepo, J. (1999), *Reglas monetarias en Colombia y Chile*, Departamento Nacional de Planeación, Unidad de Análisis Macroeconómico, República de Colombia (Archivos de Macroeconomía, núm. 99).
- Rodrigo, L., H. Rodríguez y R. Aldazosa (s.f.), *Respuesta diferenciada de las entidades financieras ante acciones del BCB*, Subgerencia de Operaciones de Mercado Abierto, Banco Central de Bolivia (Documento de trabajo).
- Svensson, L. (1997), "Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review*, vol. 41.
- Taylor, J. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39.
- Wang, S., y J. Handa (2007), *Monetary Policy rules under a fixed exchange rate regime: empirical evidence from China*, Department of Economics, McGill University.
- Williams, J. (1999), *Simple rules for monetary policy*, Board of Governors of the Federal Reserve System (Discussion Paper, núm. 12).

*Pablo Matías Pincheira Brown*

*Nicolás Fernández*

# Corrección de algunos errores sistemáticos de predicción de inflación

## I. INTRODUCCIÓN

Es común encontrar en la literatura artículos que evalúan proyecciones comparándolas con algún tipo de indicador de referencia (*benchmark*) predictivo. Otras veces, la literatura no solo escoge un benchmark relativamente bien aceptado, sino que además evalúa un determinado conjunto de proyecciones a la luz de criterios de optimalidad. Esto es, se estudia si las propiedades de los pronósticos en análisis son compatibles con las que idealmente satisfecería un pronóstico óptimo.

Claramente la noción de optimalidad requiere de la definición de una función objetivo y de un conjunto de factibilidad sobre el cual definir el problema de optimización pertinente.

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de P. M. Pincheira y N. Fernández, funcionarios del Banco Central de Chile y de la Universidad de Chile, respectivamente. Los autores agradecen los comentarios de Rodrigo Alfaro y Roberto Álvarez a una versión preliminar de este trabajo, así como las sugerencias de Andrea Bentancor a la actual versión. Cualquier error es responsabilidad única de los autores. Las visiones expresadas en este artículo no necesariamente representan las del Banco Central de Chile o las de sus Consejeros. Información de contacto: <ppinchei@bcentral.cl o nicolas.fernandez@sii.cl).*

Uno de los casos más estudiados corresponde, sin lugar a dudas, al análisis con pérdida cuadrática.

Esto significa que el pronóstico óptimo minimiza el error cuadrático medio (ECM) sobre el conjunto de información disponible al momento de generar la predicción. No es difícil demostrar que en estas condiciones el predictor óptimo corresponde a la esperanza de la variable a predecir, condicionada al conjunto de información usado para generar la predicción. Con esto, se pueden demostrar las propiedades que satisficiera el error de pronóstico óptimo. Entre ellas destacamos las de insesgamiento y ortogonalidad a cualquier variable perteneciente al conjunto de información utilizado.

Es convencional diseñar pruebas estadísticas que permitan evaluar estas propiedades y establecer si una serie de pronósticos es coherente o no con un pronóstico óptimo con pérdida cuadrática.

Una amplia literatura ha usado pruebas de esta naturaleza para evaluar la racionalidad de los agentes económicos. No obstante, obtener una conclusión acerca de la racionalidad de los agentes requiere utilizar supuestos bastante fuertes. Esto es así porque hay muchas razones, más allá de la irracionalidad de los agentes, que podrían explicar desviaciones de un comportamiento óptimo por parte de los errores de pronóstico. Por ejemplo, uno debe reconocer que la función de pérdida que un determinado agente haya utilizado para generar sus pronósticos es en general desconocida y en principio no hay razón para suponer que esta función sea cuadrática. Esto es importante, toda vez que Patton y Timmerman (2007) han demostrado que las propiedades de los errores de pronóstico óptimo con funciones de pérdida cuadrática no necesariamente siguen siendo válidas en contextos más generales que pueden incluir una función de pérdida asimétrica o procesos generadores de datos no lineales. En segundo lugar, tampoco un econometrista puede pretender conocer los conjuntos de información disponibles para cada pronosticador en el mercado. Finalmente, un pronóstico óptimo con pérdida cuadrática corresponde a un ente en general desconocido como lo es una esperanza condicional, por lo que debe ser aproximado y estimado de alguna manera, lo que puede inducir a una fuente adicional de error.

En estas circunstancias, no es de extrañar que una gran

mayoría de la literatura encuentre que diversas series de proyecciones no satisfacen propiedades provenientes de pronósticos óptimos con pérdida cuadrática. Entre estos estudios destaca el trabajo de Joutz y Stekler (2000), quienes analizando las predicciones de la Reserva Federal de Estados Unidos, encuentran que la serie de errores de los pronósticos de inflación muestra excesos de autocorrelación. Más recientemente, Capistrán y López Moctezuma (2010) encuentran que los pronósticos de consenso de los especialistas en México, en general, no superan pruebas de ausencia de sesgo y de ausencia de autocorrelación en exceso, lo que sugiere oportunidades para mejorar dichos pronósticos. Para el caso de la zona del euro, Bowls *et al.* (2007) analizan las predicciones económicas realizadas por una serie de analistas privados. Ellos encuentran, entre otras cosas, que para el periodo que va desde el primer trimestre de 1999 hasta el último trimestre del 2006, los analistas han tendido a subestimar significativamente la inflación y a sobrestimar el crecimiento económico. Otro interesante artículo que analiza la calidad de predicciones económicas es el de Loungani (2001) quien considera las proyecciones de crecimiento económico para una serie de países industrializados y en desarrollo durante el periodo 1989-1998. Las proyecciones son obtenidas de *Consensus Economics* y los resultados muestran señales de suboptimalidad tanto en los pronósticos de países industrializados como en los de países en desarrollo.

Si bien hemos argumentado que resulta osado extraer conclusiones acerca de la irracionalidad de los agentes con base en pruebas basadas en criterios de optimalidad con pérdida cuadrática, estas pruebas estadísticas pueden conllevar una utilidad directa para el econometrista. En efecto, independientemente del conjunto de información y función de pérdida que posea el pronosticador que generó las proyecciones en análisis, es perfectamente razonable preguntarse si esas proyecciones pueden mejorar según el criterio que el econometrista desee. Es decir, más allá de probar la racionalidad de los pronosticadores, estas pruebas pueden servir de orientación para que un econometrista aprenda la dirección en la que una proyección pueda ser inmediatamente ajustada y mejorada por él, de acuerdo a su propia función de pérdida, que a lo largo de este documento supondremos que es cuadrática.

Incluso en este contexto más acotado es importante considerar el siguiente elemento de advertencia. El rechazo de una determinada prueba de optimalidad no necesariamente garantiza que los pronósticos puedan ser mejorados mediante alguna metodología econométrica en particular. A efectos de aclarar este argumento, utilizaremos un ejemplo sencillo. Imaginemos que deseamos probar la propiedad de insesgamiento de los errores de pronóstico, y hallamos que ellos están efectivamente sesgados a subestimar la variable a predecir. Supongamos además que la subestimación promedio que arroja la prueba corresponda a un 10%. ¿Significa esto que el econometrista hubiera podido mejorar los pronósticos ajustándolos al alza en un 10% cada vez que ellos se hicieran públicos? Lamentablemente la respuesta a esta pregunta no es evidente. Por ejemplo, Croushore (2010) analiza un caso específico en el que el intento del econometrista por mejorar los pronósticos ajustando por una estimación del sesgo no conduce a nada más que a empeorar los pronósticos. Dentro de las explicaciones plausibles para este fracaso podrían citarse el tal vez excesivo ruido de estimación del sesgo y su eventual inestabilidad.

En síntesis, el simple rechazo de la hipótesis nula de optimalidad de las proyecciones no garantiza que estas puedan ser mejoradas en un ejercicio en tiempo real. Resulta llamativo entonces encontrar tal cantidad de artículos que evalúan optimalidad con diversas pruebas estadísticas, y tan pocos que lo hagan con un ejercicio en tiempo real y fuera de muestra, si efectivamente las suboptimalidades detectadas pueden ser aprovechadas para mejorar el ECM de las proyecciones en tiempo real.

Dos notables excepciones en este sentido son los trabajos de Croushore (2010) y el de Bentancor y Pincheira (2010). En el primer artículo el autor analiza si mediante una corrección por sesgo, dos series de pronósticos de inflación para Estados Unidos podrían ser mejoradas. Su respuesta es que el intento de corrección es contraproducente y de hecho eleva el ECM de proyección en un ejercicio fuera de muestra. Un resultado distinto es el obtenido por Bentancor y Pincheira (2010). Ellos encuentran evidencia de sesgo y de exceso de autocorrelación en los errores de pronósticos de inflación provenientes de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE) del Banco

Central de Chile (BCC) y muestran en un ejercicio fuera de muestra que el uso de este sesgo y exceso de autocorrelación les permitía disminuir de forma importante el sesgo y el ECM de proyección en un periodo relativamente largo y caracterizado por grandes desviaciones de la inflación con respecto a la meta trazada por el BCC.<sup>1</sup>

Esta evidencia un tanto contradictoria entre los resultados de Croushore (2010) y Bentancor y Pincheira (2010) amerita un análisis que puede realizarse en distintas direcciones. En efecto, es evidente que ambos artículos tratan series de tiempo diferentes, en países diferentes y en periodos de tiempo diferentes. Desde ese punto de vista uno no puede hablar de una verdadera contradicción en la obtención de resultados opuestos. No obstante las siguientes preguntas surgen en forma natural: ¿Son los resultados de Bentancor y Pincheira (2010) exclusivos para Chile, o para países latinoamericanos o simplemente para la encuesta de expectativas económicas del Banco Central de Chile?, ¿son estos mismos resultados producto de las grandes desviaciones de la inflación con respecto a la meta trazada por el BCC?, ¿son robustos los resultados de Croushore (2010) a variaciones en la metodología que él usó?

Una primera aproximación a estas preguntas es la que se intenta dar en el presente artículo, que tiene básicamente dos objetivos: primero, evaluar si las proyecciones promedio que publica Consensus Economics en Chile, México, Brasil, Estados Unidos, Suecia, Canadá y Japón satisfacen las propiedades de ausencia de sesgo y ausencia de excesos de autocorrelación. Segundo, y si alguno de los criterios anteriormente mencionados no son satisfechos, nos preguntamos si será posible predecir el componente sistemático que ha sido detectada en los errores de proyección, para construir un nuevo pronóstico que sea más preciso que el original.

En general los resultados encontrados son mixtos, pero revelan que reducciones de ECM son posibles de obtener no solo en el caso de Chile, sino que en el resto de los países

<sup>1</sup> Bentancor y Pincheira (2010) muestran que la corrección del sesgo y del exceso de autocorrelación que ellos proponen posibilita una reducción en el sesgo y el ECM de proyección hasta en un 34% y un 29%, respectivamente.

latinoamericanos considerados, en el caso de Estados Unidos y en menor medida, también en Canadá.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se describen los datos utilizados. La sección III es dedicada a analizar las propiedades de sesgo y exceso de autocorrelación de los errores de pronóstico considerados. La sección IV busca construir pronósticos más precisos con base en la identificación de un componente sistemático en los errores de proyección originales. Finalmente, la sección V entrega un resumen de los resultados, una discusión de ellos y algunas conclusiones.

## II. LOS DATOS

### 1) Fuente de los datos

Los datos utilizados corresponden a las proyecciones de inflación del índice de precios al consumidor (IPC), y a la inflación efectiva de este índice, entregadas por Consensus Economics. Nuestro análisis se centra en lo que es denominado proyección de consenso, que corresponde a la media aritmética de las predicciones de los analistas encuestados por Consensus. Considerar el promedio de las proyecciones de los analistas no solo es una estrategia fácil de manejar, sino que además es consistente con aquella literatura que señala que mecanismos simples de agregación de pronósticos son en general difíciles de superar. Ver, por ejemplo, Bates y Granger (1969), Clemen (1989), Pincheira y Álvarez (2009), Ang, Bekaert y Wei (2007) y en alguna medida también Batchelor (2001).

La muestra utilizada abarca el periodo comprendido entre marzo del 2002 y junio del 2008 para proyecciones mensuales de inflación en Chile, Brasil y México. Para el mismo periodo consideramos proyecciones trimestrales de inflación para Estados Unidos, Suecia, Japón y Canadá.

Es importante destacar que las predicciones publicadas para América Latina y países desarrollados no son directamente comparables. En efecto, mientras que las proyecciones para América Latina corresponden a predicciones mensuales, lo que significa que ellas tratan de predecir el porcentaje de

aumento en el IPC de un determinado mes con respecto al mismo mes del año anterior, las predicciones de inflación para los países desarrollados tratan de predecir el porcentaje de aumento entre el promedio simple del IPC de un determinado trimestre y el promedio del IPC del mismo trimestre del año anterior.

La elección de los países en estudio se basa en varias razones. Primero, Chile está incluido para comparar si efectivamente los resultados encontrados en Bentancor y Pincheira (2010) son confirmados cuando se considera la base de Consensus y no la de la EEE. Segundo, incluimos un par de países latinoamericanos como Brasil y México para estudiar si en algún otro país de la región los resultados de Bentancor y Pincheira (2010) se mantienen. También tenemos en la muestra a Estados Unidos, para comparar nuestros resultados con los de Croushore (2010), y a Suecia, Canadá y Japón, países desarrollados con inflaciones estables, para evaluar la metodología de corrección de errores en economías con un comportamiento inflacionario muy distinto al de países emergentes.

Algunas estadísticas descriptivas de los procesos inflacionarios y de los pronósticos de Consensus Economics se aprecian en los cuadros 1, 2 y 3.

**CUADRO 1.** ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS PROCESOS INFLACIONARIOS

<i>Medida/país</i>	<i>México</i>	<i>Brasil</i>	<i>Chile</i>	<i>EUA</i>	<i>Canadá</i>	<i>Suecia</i>	<i>Japón</i>
Inflación promedio	4.20	7.23	3.32	2.79	2.19	1.63	-0.08
Variación de la inflación	0.45	14.95	4.40	0.82	0.51	1.11	0.33

NOTAS: Para América Latina las cifras corresponden a inflación mensual. Para los países desarrollados las cifras corresponden a inflación trimestral.

**CUADRO 2.** RAÍZ DEL ERROR CUADRÁTICO MEDIO DE PROYECCIÓN DE CONSENSUS FORECASTS QUE CORRESPONDE A PROYECCIONES DE INFLACIÓN PARA PAÍSES DE AMÉRICA LATINA

<i>Horizonte/país</i>	<i>México</i>	<i>Brasil</i>	<i>Chile</i>
M1	0.24	0.31	0.30
M2	0.40	0.72	0.71
M3	0.50	1.15	0.94
M4	0.57	1.58	1.20
M5	0.58	2.00	1.39
M6	0.63	2.40	1.57

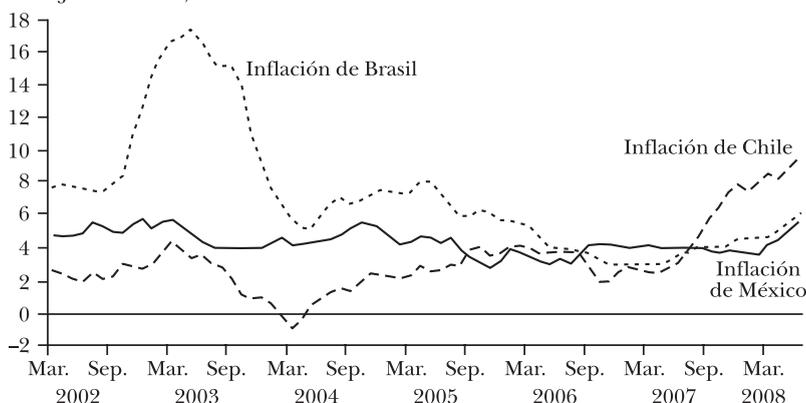
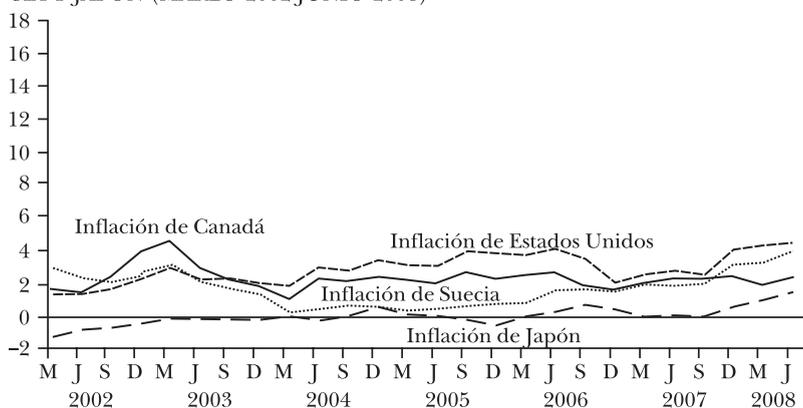
**CUADRO 3. RAÍZ DEL ERROR CUADRÁTICO MEDIO DE PROYECCIÓN DE CONSENSUS FORECASTS QUE CORRESPONDE A PROYECCIONES DE INFLACIÓN PARA PAÍSES DESARROLLADOS**

<i>Horizonte/país</i>	<i>EUA</i>	<i>Canadá</i>	<i>Suecia</i>	<i>Japón</i>
Trimestre 1	0.17	0.23	0.18	0.22
Trimestre 2	0.55	0.58	0.46	0.28
Trimestre 3	0.82	0.73	0.65	0.39
Trimestre 4	0.98	0.75	0.85	0.44

Se puede apreciar que aún dentro de los dos grupos de países, latinomamericanos y desarrollados, existe una heterogeneidad llamativa tanto en la inflación misma como en la precisión de los pronósticos de Consensus. Por ejemplo, Brasil más que duplicó la inflación promedio chilena en el periodo de análisis y también mostró una varianza ostensiblemente mayor que la de los otros países latinos en la muestra. Dentro de los países desarrollados que hemos considerado también se aprecia cierta heterogeneidad. De hecho la inflación japonesa es la única con promedio negativo en la muestra y también la que presenta por lejos la varianza más pequeña.

En términos de precisión predictiva, México llama la atención en el grupo latinoamericano, dado que exhibe para todos los horizontes la mayor precisión predictiva. En el grupo de los países desarrollados no existe un único país dominante para todos los horizontes. Así, Estados Unidos presenta la mayor precisión en proyecciones un trimestre hacia adelante, mientras que Japón se muestra dominante para el resto de los horizontes.

En las gráficas I y II se analiza visualmente lo sucedido con las series de inflación. A primera vista se observa que estos procesos son bastante heterogéneos. Por ejemplo, en Brasil se observa un comportamiento de U invertida bastante importante en la primera parte del periodo muestral. Interesantemente, la proyección de consenso subestimó la inflación en el periodo ascendente y la sobrestimó en su etapa descendente. Para el caso de Chile se tiene que al final de la muestra hay una notoria tendencia al alza. Durante este periodo la proyección de consenso subestimó la tasa efectiva de inflación (el sesgo de predicción mensual fue de 0.32). En cambio, la serie de México se observa mucho más suave y con saltos pequeños a lo largo de la muestra, lo cual es coherente con la baja varianza mostrada en el cuadro 1.

**GRÁFICA I.** INFLACIÓN DEL IPC PARA BRASIL, CHILE Y MÉXICO (MARZO 2002-JUNIO 2008)**GRÁFICA II.** INFLACIÓN DEL IPC PARA ESTADOS UNIDOS, CANADÁ, SUECIA Y JAPÓN (MARZO 2002-JUNIO 2008)

La gráfica II nos muestra las series de inflación para las economías desarrolladas que estamos considerando. Esta gráfica toma el mismo periodo muestral que el utilizado en la gráfica I y también adopta la misma escala, para dejar en claro los diferentes niveles y volatilidades de los dos grupos de economías en análisis. En esta gráfica se observa una mayor homogeneidad de los procesos inflacionarios. Interesantemente, hacia el final del periodo muestral también se observa una moderada tendencia al alza de la inflación en todos los países, a excepción de Canadá.

En la siguiente sección evaluamos la presencia de sesgo y exceso de autocorrelación en los errores de predicción de Consensus.

### III. ANÁLISIS EMPÍRICO DE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN

Tal como se señaló en la Introducción, el pronóstico óptimo con pérdida cuadrática corresponde a la esperanza condicional de la variable por predecir, con respecto al conjunto de información disponible. Esto conlleva a que el error de predicción óptimo con pérdida cuadrática cumpla las propiedades de insesgamiento y de ortogonalidad con respecto a cualquier variable presente en el conjunto de información. Una derivación de algunas de estas propiedades se puede encontrar en Bentancor y Pincheira (2010) y en Capistrán y López-Moctezuma (2010).

En las siguientes subsecciones se procede a probar las propiedades de optimalidad mencionadas anteriormente.

#### 1. Prueba de insesgamiento

En esta subsección procedemos a evaluar si los errores de predicción de Consensus Economics a distintos horizontes presentan algún sesgo sistemático. Una prueba de sesgo cero fue introducida hace algunas décadas por Mincer y Zarnowitz (1969). No obstante, nosotros adoptamos la forma de Croushore (2010) que es más simple y directa. Esta prueba de insesgamiento se lleva a cabo realizando una regresión entre el error de predicción y una constante. Mediante la aplicación de una simple prueba  $t$  sobre dicho coeficiente, determinamos la presencia de un sesgo sistemático en la medida en que esta constante sea estadísticamente distinta de cero. Las ecuaciones estimadas son las siguientes:

$$(1) \quad e_{t+h,t} = \alpha(h) + u_{t+h},$$

en que  $e_{t+h,t}$  representa el error de proyección  $h$  pasos hacia adelante y  $\alpha(h)$  representa la constante por estimar, que será distinta para cada horizonte de predicción.

La hipótesis nula de interés es:

$$H_0: \alpha(h) = 0$$

Los coeficientes se estiman mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios y además, en éste y todos los siguientes modelos de regresión, se usa el estimador de Newey

y West (1987, 1994) para el cálculo de los estadísticos  $t$ .

Los cuadros 4 y 5 presentan los resultados de nuestra prueba. Observamos que estos son diversos y dependen de los países y los horizontes de predicción.

**CUADRO 4. RESULTADOS DE LA PRUEBA DE INSESGAMIENTO PARA PAÍSES LATINOAMERICANOS**

<i>Horizonte</i>	<i>Sesgo y valor <math>p</math></i>	<i>Brasil</i>	<i>Chile</i>	<i>México</i>
M1	Coefficiente	0.06	0.06	0.02
	Valor $p$	0.30	0.17	0.51
M2	Coefficiente	0.16	0.21	0.05
	Valor $p$	0.24	0.05	0.44
M3	Coefficiente	0.28	0.29	0.09
	Valor $p$	0.22	0.09	0.32
M4	Coefficiente	0.40	0.37	0.11
	Valor $p$	0.21	0.12	0.28
M5	Coefficiente	0.54	0.49	0.11
	Valor $p$	0.20	0.08	0.32
M6	Coefficiente	0.68	0.57	0.13
	Valor $p$	0.18	0.08	0.32

**CUADRO 5. RESULTADOS DE LA PRUEBA DE INSESGAMIENTO PARA PAÍSES DESARROLLADOS**

<i>Horizonte</i>	<i>Sesgo y valor <math>p</math></i>	<i>EUA</i>	<i>Canadá</i>	<i>Japón</i>	<i>Suecia</i>
Trimestre 1	Coefficiente	0.071	0.049	0.008	-0.031
	Valor $p$	0.032	0.299	0.898	0.506
Trimestre 2	Coefficiente	0.271	0.241	0.073	-0.080
	Valor $p$	0.011	0.034	0.199	0.394
Trimestre 3	Coefficiente	0.508	0.328	0.128	-0.163
	Valor $p$	0.001	0.025	0.112	0.230
Trimestre 4	Coefficiente	0.695	0.327	0.133	-0.243
	Valor $p$	0.000	0.024	0.153	0.174

De los cuadros anteriores podemos extraer las siguientes conclusiones:

- Salvo en pocas excepciones, el valor absoluto del sesgo de las predicciones aumenta con el horizonte de predicción.
- Dentro de los países latinoamericanos se observa que los sesgos más bajos en valor absoluto son los de México, que básicamente presenta menor sesgo que sus contrapartes latinoamericanas en todos los horizontes de predicción considerados. Además estos sesgos no son estadísticamente distintos de cero. Brasil presenta sesgos más altos, no obstante

y al igual que México, estos son estadísticamente iguales a cero. Para Chile existe evidencia mixta porque si bien la magnitud de los sesgos de predicción es similar a los obtenidos para Brasil, ahora se encuentra significancia estadística para varios de ellos, especialmente en los horizontes largos.

- Al considerar los países desarrollados de la muestra se observa que, para predicciones un paso hacia adelante, solo Estados Unidos presenta un sesgo significativo. De hecho el sesgo para Estados Unidos es significativo en todos los horizontes de predicción. En Suecia, a diferencia del resto de los países, hay una sobrestimación de la tasa efectiva de inflación pero que no es estadísticamente significativa. Japón, en tanto, presenta en valor absoluto el menor sesgo entre todos los países del cuadro 5, y estos sesgos no son estadísticamente significativos. Finalmente Canadá presenta evidencia mixta, pues la predicción un mes hacia adelante es básicamente insesgada mientras que a partir del segundo horizonte las predicciones presentan un sesgo estadísticamente significativo.

En resumen, encontramos evidencia de sesgo en las predicciones para Brasil, Chile, Estados Unidos y Canadá. Libres de sesgo se encuentran Japón, Suecia y México. Notamos que todos los países que presentan un sesgo estadísticamente significativo lo presentan en la misma dirección, esto es a subestimar la inflación efectiva.

## 2. Análisis de autocorrelación

Otra de las propiedades que satisface un error de pronóstico óptimo con pérdida cuadrática se refiere a su ortogonalidad con respecto a variables que pertenecen al conjunto de información conocido al momento de realizar la predicción. Desde esa perspectiva uno podría esperar que los errores de predicción conocidos al momento de construir los pronósticos no aportaran información adicional para estos últimos. Esto se prueba usando la siguiente regresión:

$$(2) \quad e_{t+h,t} = \alpha(h) + \lambda(h)e_{t,t-h} + u_{t+h},$$

en que  $e_{t+h,t}$  representa el error de proyección que se comete

cuando se predice  $Y_{t+h}$  con información disponible hasta el instante  $t$ ;  $e_{t,t-h}$  representa el error de proyección que se comete cuando se predice  $Y_t$  con información disponible hasta el instante  $t - h$ ;  $\alpha(h)$  es una constante distinta para cada horizonte; y  $\lambda(h)$  resume la relación lineal que existe entre  $e_{t+h,t}$  y  $e_{t,t-h}$ . También su valor puede variar en cada horizonte. La hipótesis nula de interés es:

$$H_0: \lambda(h) = 0$$

Los resultados se pueden observar en los cuadros 6 y 7 para los países latinoamericanos y desarrollados, respectivamente.

**CUADRO 6.** RESULTADOS DE LA PRUEBA DE EXCESO DE AUTOCORRELACIÓN PARA PAÍSES LATINOAMERICANOS

Horizonte	$\lambda(h)$ y valor $p$	Brasil	Chile	México
M1	Coefficiente	0.58	0.45	0.38
	Valor $p$	0.00	0.00	0.00
M2	Coefficiente	0.45	0.18	0.14
	Valor $p$	0.00	0.31	0.28
M3	Coefficiente	0.34	0.28	-0.02
	Valor $p$	0.02	0.08	0.91
M4	Coefficiente	0.18	0.31	-0.19
	Valor $p$	0.33	0.04	0.19
M5	Coefficiente	0.02	0.26	-0.23
	Valor $p$	0.92	0.12	0.14
M5	Coefficiente	-0.10	0.19	-0.29
	Valor $p$	0.54	0.29	0.10

El cuadro 6 muestra que las predicciones mensuales para Chile presentan evidencia de exceso de autocorrelación serial en tres de sus seis horizontes en forma estadísticamente significativa con un nivel de confianza del 90%. Para Brasil se observa que en los tres primeros horizontes de predicción hay evidencia de exceso de autocorrelación serial estadísticamente significativa al 10%, mientras que no hay evidencia de exceso de autocorrelación para el resto de los horizontes. Para México, a niveles usuales de confianza, se observa que hay evidencia de exceso de autocorrelación serial en el primer y último horizonte de predicción analizado.<sup>2</sup>

El cuadro 7 muestra que las predicciones trimestrales para

<sup>2</sup> En el último horizonte de predicción la significancia estadística para México es marginal al 10% puesto que el valor  $p$  es exactamente 0.1.

**CUADRO 7. RESULTADOS DE LA PRUEBA DE EXCESO DE AUTOCORRELACIÓN PARA PAÍSES DESARROLLADOS**

<i>Horizonte</i>	$\lambda(h)$ y valor $p$	<i>EUA</i>	<i>Canadá</i>	<i>Japón</i>	<i>Suecia</i>
Trimestre 1	Coefficiente	-0.39	0.05	0.47	0.41
	Valor $p$	0.00	0.81	0.03	0.01
Trimestre 2	Coefficiente	-0.43	-0.27	0.41	0.21
	Valor $p$	0.04	0.29	0.08	0.44
Trimestre 3	Coefficiente	0.05	-0.10	0.42	-0.03
	Valor $p$	0.07	0.37	0.04	0.91
Trimestre 4	Coefficiente	-0.53	-0.26	0.39	-0.41
	Valor $p$	0.10	0.00	0.10	0.25

Estados Unidos y Japón presentan exceso de autocorrelación serial estadísticamente significativa para todos los horizontes de predicción.<sup>3</sup> Por su parte, Canadá y Suecia solo presentan evidencia de exceso de autocorrelación serial en uno de sus cuatro horizontes de predicción.

En resumen, todos los países, sin excepciones, presentan alguna evidencia de exceso de autocorrelación serial en sus errores de predicción en al menos uno de los horizontes de proyección analizados.

En la introducción ya señalamos que el rechazo de un determinado conjunto de pruebas de optimalidad no necesariamente garantizaba que los pronósticos pudieran ser mejorados, mediante alguna metodología econométrica en particular, en un ejercicio en tiempo real. En la próxima sección estudiaremos precisamente esta posibilidad. Veremos si la evidencia de sesgo y exceso de autocorrelación que se ha detectado hasta ahora, puede ser utilizada para obtener ganancias en precisión predictiva en un ejercicio fuera de muestra que simula la experiencia predictiva en tiempo real.

#### IV. MEJORA DE LOS PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN

En esta parte evaluamos si las predicciones provenientes de Consensus Economics se pueden mejorar en términos de reducir su ECM; para lo cual, consideramos los resultados de las secciones anteriores. Para esto, usamos una estrategia similar a la de Bentancor y Pincheira (2010), la cual consiste básicamente

<sup>3</sup> En el cuarto horizonte los respectivos valores  $p$  son 0.097 para Estados Unidos y 0.099 para Japón.

en evaluar fuera de muestra si los errores de predicción contienen información suficientemente precisa y valiosa para mejorar las predicciones de inflación. Recordemos que Croushore (2010) realiza un ejercicio similar para Estados Unidos pero intentando corregir los pronósticos con un término aditivo constante, que nada más intenta realizar una corrección por sesgo. En este sentido la metodología que aquí seguimos es más general. En forma más específica, analizamos si la evidencia de exceso de autocorrelación y sesgo, detectada en las secciones anteriores, permite una significativa y efectiva disminución del error cuadrático medio de proyección. La metodología se explica con más detalles en la siguiente subsección.

### 1. Metodología de corrección de errores

En esta subsección seguimos de cerca el trabajo de Bentanor y Pincheira (2010) y explicamos la manera en la que se pretende explotar el sesgo y el exceso de autocorrelación detectado anteriormente en los errores de predicción. El objetivo es básicamente construir un nuevo pronóstico de inflación incorporando una predicción del componente sistemático del error predictivo cometido por Consensus Economics. Formalmente se denota  $Y_{t+h}$  a la inflación efectiva que se intenta predecir. Se llamará  $y_t^f(h)$  a la proyección de esta inflación realizada  $h$  pasos hacia delante y construida con información disponible hasta el instante  $t$ . El error de predicción se denomina por  $e_{t+h}$ . Entonces se tiene que:

$$y_{t+h} = y_t^f(h) + e_{t+h}$$

Sea  $e_t^f(h)$  un buen predictor de los errores  $e_{t+h}$  de manera que:

$$e_{t+h} = e_t^f(h) + \epsilon_{t+h}$$

entonces se tiene que:

$$y_{t+h} = y_t^f(h) + e_t^f(h) + \epsilon_{t+h}$$

$$y_{t+h} = y_t^f(h) + \epsilon_{t+h}$$

$$(3) \quad y_t^f(h) = y_t^f(h) + e_t^f(h)$$

en que  $ye_f^f(h)$  denota a un nuevo predictor que incorpora a la predicción del error  $e_f^f(h)$ . En la medida que esta última predicción sea de buena calidad, es esperable que el error final de predicción sea menor que el original.

Para evaluar esta estrategia con un ejercicio fuera de muestra, procedemos de la siguiente manera: dividimos la muestra total de errores de predicción en una ventana de estimación de tamaño  $R$ , y una de predicción de tamaño  $P = T + 1 - R - (h - 1) = T + 2 - R - h$ , en que  $T + 1$  denota el total de observaciones disponibles y  $h$  representa el horizonte de proyección relevante. Con los primeros  $R$  datos disponibles se busca el mejor proceso  $AR(p)$  con constante para los errores de proyección según el criterio del menor Akaike. Una vez especificado este proceso, se estima y se genera una proyección  $h$  pasos hacia adelante para el error de proyección. Teniendo esta predicción se ajusta el pronóstico de inflación  $h$  pasos hacia adelante de acuerdo con la expresión (3). Posteriormente, repetimos este proceso descartando la primera observación y agregando la observación  $R + 1$  al proceso de selección y estimación del proceso  $AR(p)$  con constante. En otras palabras siempre se selecciona y se estima el modelo autorregresivo para los errores con base en una estrategia rodante con  $R$  observaciones. De esta manera se construyen  $P$  nuevas proyecciones de inflación. Estas proyecciones ajustadas se comparan con las no ajustadas de acuerdo con la eventual reducción en el ECM.<sup>4</sup>

Para comparar las proyecciones ajustadas con las no ajustadas nos basamos en el paradigma de evaluación de capacidad predictiva propuesto por Giacomini y White (2006). Formalmente se construye el siguiente estadístico:

$$(4) \quad t_{P(h)} = \frac{\Delta \bar{L}_{P(h)}}{\sigma_{P(h)} / \sqrt{P(h)}}, \text{ con}$$

$$(5) \quad \Delta \bar{L}_{P(h)} = \frac{1}{P(h)} \sum_{t=1}^{P(h)} \Delta L_t$$

<sup>4</sup> Debido a que los resultados pueden ser sensibles a la elección inicial del tamaño de la ventana de estimación  $R$ , los cuadros presentan las reducciones en el ECM fuera de muestra obtenidas para las distintas elecciones de  $R$ .

En que  $h$  representa el horizonte de proyección;  $P(h)$  representa el número de proyecciones que se tiene para ese determinado horizonte;  $\Delta L$  representa la pérdida diferencial entre dos proyecciones; y  $\sigma_{P(h)}$  es un estimador HAC de la varianza asintótica del numerador del  $t_{P(h)}$  debidamente ponderado por la raíz cuadrada de  $P(h)$ . Para todos los efectos prácticos se procede utilizando una estimación HAC de acuerdo a Gallant (1987) con selección automática de rezagos de acuerdo a Newey y West (1994). Según la hipótesis nula de igualdad de habilidad predictiva, el estadístico  $t_{P(h)}$  es asintóticamente normal. Cabe consignar que la estimación de los procesos  $AR(p)$  se efectúa de la manera sugerida por Bentancor y Pincheira (2010).

Es importante mencionar que este procedimiento para generar pronósticos de los errores de proyección cometidos por Consensus Economics se basa en la existencia potencial de algún sesgo o exceso de autocorrelación en los errores de proyección originales. De esta forma, esta metodología tiene oportunidad de generar mejores pronósticos solo en la medida en que las proyecciones originales sufran de las anteriores falencias. Si en cambio las proyecciones fueran insesgadas y no tuvieran exceso de autocorrelación no deberíamos esperar que la estrategia propuesta entregara pronósticos con menor ECM. Igualmente, incluso en presencia de exceso de autocorrelación de los errores, la estrategia propuesta intenta sacar partido de este exceso con una modelación autorregresiva, que no necesariamente puede ser la más adecuada, aunque claramente tiene el beneficio de la simpleza teórica y computacional.

Tomando en cuenta las anteriores salvedades, en la siguiente subsección presentamos los resultados de este intento por construir mejores proyecciones.

## 2. Resultados empíricos

En los cuadros 8 y 9 mostramos los resultados para los países latinoamericanos y desarrollados respectivamente, en términos de las reducciones obtenidas en ECM. En la columna *ECM* en estos cuadros aparece el error cuadrático medio logrado con las proyecciones ajustadas. En la columna adyacente y debajo del título *Red. %* se entrega el porcentaje de

reducción del error cuadrático medio debido al ajuste. Un valor positivo indica que el ajuste entrega reducciones en ECM. Por el contrario, un valor negativo indica que las proyecciones ajustadas tienen una precisión inferior a la original. En la columna con el título valor  $p$  se entregan los valores  $p$  correspondientes a la prueba de igualdad de habilidad predictiva de Giacomini y White (2006). Para cada horizonte de proyección se muestran resultados con ejercicios fuera de muestra realizados con dos ventanas rodantes de estimación de tamaño  $R$  distinto. En el caso de países latinoamericanos usamos una ventana correspondiente al 40% y 80% del número total de datos ( $T + 1$ ). Para los países desarrollados consideramos ventanas de estimación correspondientes al 50% y 70% de los datos.

**CUADRO 8. REDUCCIONES DEL ECM PARA PAÍSES LATINOAMERICANOS**

<i>País</i>	$R = 0.4(T + 1)$			$R = 0.8(T + 1)$		
	<i>ECM</i>	<i>Red. %</i>	<i>Valor p</i>	<i>ECM</i>	<i>Red. %</i>	<i>Valor p</i>
<b>Proyección un mes hacia adelante</b>						
México	0.06	5.20	0.12	0.09	8.02	0.10
Brasil	0.04	5.60	0.21	0.04	10.20	0.09
Chile	0.09	13.80	0.05	0.15	22.90	0.03
<b>Proyección dos meses hacia adelante</b>						
México	0.19	6.30	0.10	0.20	9.20	0.07
Brasil	0.12	8.00	0.11	0.14	13.00	0.07
Chile	0.39	14.90	0.05	0.15	22.90	0.03
<b>Proyección tres meses hacia adelante</b>						
México	0.28	7.10	0.20	0.48	10.90	0.07
Brasil	0.29	8.90	0.08	0.51	15.10	0.07
Chile	0.87	20.30	0.07	2.04	29.90	0.04
<b>Proyección cuatro meses hacia adelante</b>						
México	0.31	10.00	0.07	0.48	14.40	0.05
Brasil	0.36	10.80	0.08	0.51	20.00	0.07
Chile	1.33	29.00	0.07	2.04	34.20	0.04
<b>Proyección cinco meses hacia adelante</b>						
México	0.31	11.60	0.06	0.37	17.40	0.08
Brasil	0.48	14.20	0.07	0.70	24.80	0.05
Chile	1.29	38.00	0.06	2.19	44.00	0.06
<b>Proyección seis meses hacia adelante</b>						
México	0.26	13.00	0.08	0.20	19.00	0.06
Brasil	0.59	16.50	0.06	0.77	29.40	0.06
Chile	1.36	40.00	0.04	2.56	45.00	0.05

**CUADRO 9.** REDUCCIONES DEL ECM PARA PAÍSES DESARROLLADOS

País	$R = 0.5(T + 1)$			$R = 0.7(T + 1)$		
	ECM	Red. %	Valor $p$	ECM	Red. %	Valor $p$
<b>Proyección un trimestre hacia adelante</b>						
EUA	0.03	5.54	0.10	0.04	8.70	0.08
Canadá	0.05	-15.00	0.23	0.06	-5.30	0.30
Suecia	0.03	-20.00	0.10	0.04	-22.00	0.13
Japón	0.05	3.60	0.40	0.02	8.00	0.15
<b>Proyección dos trimestres hacia adelante</b>						
EUA	0.33	19.40	0.06	0.41	18.75	0.04
Canadá	0.21	7.30	0.08	0.22	5.67	0.15
Suecia	0.29	-64.00	0.12	0.38	-81.00	0.14
Japón	0.15	-9.00	0.10	0.16	-20.00	0.12
<b>Proyección tres trimestres hacia adelante</b>						
EUA	0.70	26.56	0.03	0.84	26.40	0.01
Canadá	0.43	-7.00	0.12	0.43	-3.40	0.16
Suecia	0.56	-44.00	0.08	0.99	-72.00	0.11
Japón	0.34	-29.00	0.08	0.38	-15.00	0.15
<b>Proyección cuatro trimestres hacia adelante</b>						
EUA	0.69	27.60	0.04	0.70	21.70	0.03
Canadá	0.20	9.00	0.09	0.19	11.00	0.07
Suecia	0.48	-117.30	0.13	0.46	-12.20	0.14
Japón	0.21	-33.00	0.06	0.33	-41.00	0.08

Del cuadro 8 constatamos que para los tres países latinoamericanos aquí considerados, los errores ajustados presentan un menor ECM que los errores originales. Esto ocurre independientemente del horizonte predictivo y del tamaño de la ventana de estimación usado para el ejercicio fuera de muestra. Más aún, estas reducciones en ECM son estadísticamente significativas a un nivel de significancia del 10% para todos los países en horizontes de proyección superiores a tres meses, independientemente del tamaño de la ventana rodante de estimación utilizada. En el caso particular de Chile, estas reducciones son estadísticamente significativas en todos los horizontes de proyección analizados, lo que confirma el resultado de Bentancor y Pincheira (2010) y de hecho lo generaliza, al considerar otra base de datos, como es la de Consensus, y más horizontes predictivos. Cuando se predice a horizontes inferiores a cuatro meses, los resultados para Brasil y México son mixtos en términos de significancia estadística al 10%, pero incluso siendo así, cuando se considera

la ventana de estimación más larga, el mayor valor  $p$  es de 0.10 lo que indica que todos los ejercicios muestran reducciones del ECM que son estadísticamente significativas al 11%. Así la evidencia de Bentancor y Pincheira (2010) encontrada inicialmente para Chile es también ratificada para México y Brasil. Cabe mencionar que las reducciones porcentuales son siempre más importantes en Chile que en los otros países. En segundo lugar siempre se posiciona Brasil y luego México.

El cuadro 9 nos muestra un panorama algo distinto a la anterior. Los resultados para los países desarrollados ya no son tan claros como para el grupo de países latinoamericanos. De hecho es solo Estados Unidos quien presenta reducciones del ECM que son independientes del horizonte y del tamaño de la ventana de estimación  $R$ . Además estas reducciones son estadísticamente significativas a un nivel del 10% para todos los casos analizados, salvo una excepción cuyo valor  $p$  es exactamente igual a 0.10. En el caso de Canadá las reducciones del ECM solo se dan en forma estadísticamente significativa cuando el horizonte de proyección corresponde a cuatro trimestres. Para Japón, la metodología de corrección de errores propuesta nunca entrega reducciones del ECM estadísticamente significativas, y en el caso de Suecia, la situación es incluso peor, ya que para todos los horizontes predictivos los nuevos errores son menos precisos que los originales.

Estos resultados nos permiten contestar varias de las interrogantes planteadas en la introducción. En primer lugar, y como ya se ha señalado, una corrección por sesgo y exceso de autocorrelación no solo entrega resultados satisfactorios para Chile, sino que también para México, Brasil, Estados Unidos y en menor medida para Canadá. En este sentido la metodología utilizada para corregir los errores de predicción parece tener una aplicabilidad más general que la mostrada en Bentancor y Pincheira (2010) para el caso de la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile e incluso se ha extendido satisfactoriamente para al menos una economía no latinoamericana. Por otro lado, esta metodología está lejos de ser infalible, como lo testifican especialmente los casos de Suecia y Japón, países en los que el método propuesto no solo no mejora los pronósticos en términos estadísticamente significativos, sino que en muchos casos los empeora.

Adicionalmente nuestro trabajo plantea que reducciones

del ECM son también posibles para Estados Unidos, en un resultado que contrasta con el de Croushore (2010). Dentro de las diferencias que puedan existir entre el presente trabajo y el de Croushore (2010), pensamos que la incorporación de una corrección por exceso de autocorrelación y no solo por sesgo, podría explicar parte de los contrastantes resultados encontrados por ambos estudios.

Nuestro análisis nos lleva a pensar que el método de corrección de errores de proyección funciona en la medida que los pronósticos presenten sesgos o autocorrelación sistemática y estable en sus errores. Claramente esto puede darse en un contexto de alzas persistentes e inesperadas de la inflación, pero también puede darse en condiciones algo diferentes, como parece indicar el caso de Estados Unidos y principalmente el de Canadá. Así, el alza de la inflación producto del choque de productos básicos experimentado al final de nuestro periodo muestral, parece ser uno de muchos casos posibles en los cuales esta metodología podría funcionar adecuadamente.

## **V. RESUMEN Y CONCLUSIONES**

En el presente artículo estudiamos las propiedades de sesgo y autocorrelación de los errores de proyección de inflación provenientes de la encuesta de Consensus Economics. Consideramos pronósticos mensuales en horizontes de uno hasta seis meses para Chile, México y Brasil, así como pronósticos trimestrales en horizontes de uno hasta cuatro trimestres para Estados Unidos, Canadá, Suecia y Japón.

Enmarcamos nuestro trabajo dentro de una perspectiva pragmática que no tiene el propósito de evaluar la eficiencia de las predicciones o de extraer conclusiones acerca de la racionalidad de los agentes económicos. Nuestros objetivos son básicamente dos. Primero, evaluar si las proyecciones promedio que publica Consensus Economics satisfacen las siguientes propiedades: ausencia de sesgo y ausencia de excesos de autocorrelación. Segundo, y si alguno de los criterios anteriormente mencionados no son satisfechos, entonces nos preguntamos si será posible predecir el componente sistemático que ha sido detectado en los errores de proyección, para

construir un nuevo pronóstico que sea más preciso que el original. Al medir la precisión con una función de pérdida cuadrática estamos suponiendo que el econometrista que observa los pronósticos de Consensus Economics estaría interesado en construir predicciones con menor error cuadrático medio. Notamos que esto es muy distinto a suponer que los analistas encuestados por Consensus desean minimizar una pérdida cuadrática. En esta diferencia se basa lo que denominamos anteriormente como una perspectiva pragmática.

Hay dos trabajos en la literatura que constituyen un referente natural para este artículo. Ellos son los de Croushore (2010) y Bentancor y Pincheira (2010). En el primer artículo el autor analiza si dos series de pronósticos de inflación para Estados Unidos podrían ser mejoradas mediante una corrección por sesgo. Su respuesta es que el intento de corrección es contraproducente y de hecho eleva el error cuadrático medio de proyección en un ejercicio fuera de muestra. Un resultado distinto es el obtenido por Bentancor y Pincheira (2010). Ellos encuentran evidencia de sesgo y exceso de autocorrelación en los errores de pronósticos de inflación provenientes de la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile. Además, muestran que el uso de este sesgo y exceso de autocorrelación permite disminuir de manera importante el error cuadrático medio en un periodo caracterizado por grandes desviaciones de la inflación con respecto de la meta trazada por la autoridad monetaria. Esta evidencia un tanto contradictoria entre los resultados de Croushore (2010) y Bentancor y Pincheira (2010) sugiere una exploración más profunda que se puede realizar en distintas direcciones. Una de esas direcciones es la que toma el presente artículo, al intentar responder las siguientes preguntas: ¿son los resultados de Bentancor y Pincheira (2010) exclusivos para Chile, o para países latinoamericanos o simplemente para la encuesta de expectativas económicas del Banco Central de Chile?, ¿son estos mismos resultados producto de las largas desviaciones que presentó la inflación chilena en el periodo analizado?, ¿son robustos los resultados de Croushore (2010) a variaciones en la metodología usada por él?

Nuestro análisis, centrado en el periodo marzo del 2002 a junio del 2008, permite abordar varias de las interrogantes planteadas en el párrafo anterior. En primer lugar los resultados

mostrados a lo largo del documento señalan que una corrección por sesgo y exceso de autocorrelación no solo entrega resultados satisfactorios para Chile, sino que también para México, Brasil, Estados Unidos y en menor medida Canadá. En este sentido la metodología utilizada para corregir los errores de predicción parece tener una cierta validez externa que va más allá del caso específico de la encuesta del Banco Central de Chile, de la propia inflación chilena y que incluso se ha extendido satisfactoriamente para Estados Unidos y proyecciones un año hacia adelante en el caso de Canadá. No obstante, también hemos dado cuenta de que esta metodología está lejos de ser infalible, como lo testifican especialmente los casos de Suecia y Japón, países en los que el método propuesto no solo no mejora los pronósticos con significancia estadística, sino que en muchos casos los empeora.

Respecto a la segunda pregunta, nuestro análisis nos lleva a pensar que el método de corrección de errores de proyección funciona en la medida en que los pronósticos presenten sesgos o autocorrelación sistemática y estable en sus errores. Claramente esto puede darse en un contexto de alzas persistentes e inesperadas de la inflación, pero también puede darse en condiciones algo diferentes, como parece indicar el caso de Estados Unidos tal vez, y principalmente el de Canadá. Así el alza de la inflación producto del choque de productos básicos experimentado al final de nuestro periodo muestral, parece ser uno de muchos casos posibles en los cuales esta metodología podría funcionar adecuadamente.

Además, nuestro trabajo plantea que es posible obtener reducciones del error cuadrático medio en el caso de las proyecciones de inflación para Estados Unidos, en un resultado que contrasta con el de Croushore (2010). Si bien es cierto existen muchas diferencias entre las metodologías seguidas en Croushore (2010) y nuestro artículo, pensamos que una diferencia clave se refiere a la incorporación en nuestro artículo de una corrección por exceso de autocorrelación y no solo por sesgo.

Finalmente deseamos señalar que una mejor caracterización de las propiedades de los errores de pronóstico podría abrir la puerta para desarrollar metodologías más eficientes de corrección de errores. Pensamos que esta es una interesante línea de investigación futura.

## REFERENCIAS

- Ang, Andrew, Geert Bekaert y Min Wei (2007), "Do Macro Variables, Assets Markets or Surveys Forecast Inflation Better?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, pp. 1163-1212.
- Batchelor, Roy (2001), "How Useful are the Forecasts of Intergovernmental Agencies? The IMF and OECD versus the Consensus", *Applied Economics*, vol. 33, núm. 2, pp. 225-235.
- Bentancor, A., y P. Pincheira (2010), "Predicción de errores de proyección de inflación en Chile", *El Trimestre Económico*, vol. LXXVII, núm. 1, pp.129-154.
- Bowls, C., R. Friz, V. Genre, G. Kenny, A. Meyler y T. Rautanen (2007), *The ECB Survey of Professional Forecasters: A Review After Eight Years, Experience* (Occasional Paper Series, núm. 9).
- Capistrán, Carlos, y Gabriel López Moctezuma (2010), "Las expectativas macroeconómicas de los especialistas: una evaluación de pronósticos de corto plazo en México", *El Trimestre Económico*, vol. LXXVII, núm. 2, pp. 275-312.
- Clemen, R. (1989), "Combining forecasts: A review and annotated bibliography", *International Journal of Forecasting*, vol. 5, pp. 559-583.
- Croushore, D. (2010), "An Evaluation of Inflation Forecasts from Surveys Using Real-Time Data", *The B. E. Journal of Macroeconomics*, vol. 10, núm. 1, artículo 10.
- Gallant, A. R. (1987), *Nonlinear Statistical Models*, Wiley, Nueva York.
- Giacomini, R., y H. White (2006), "Test of Conditional Predictive Ability", *Econometrica*, vol. 74: 1545-1578.
- Granger, C., y J. Bates (1969), "The combination of forecasts", *Operations Research Quarterly*; vol. 20, pp. 451-468.
- Joutz, F., y H. Stekler (2000), "An Evaluation of the Predictions of the Federal Reserve", *International Journal of Forecasting*, vol. 16, núm. 3, pp. 17-38.
- Loungani, P. (2001), "How Accurate are Private Sector Forecast? Cross-Country Evidence from Consensus Forecast of Output Growth", *International Journal of Forecasting*, vol. 17, núm. 3, pp. 419-432.
- Mincer, Jacob, y Victor Zarnowitz (1969), "The Evaluation of Economic Forecast", en J. Mince (ed.), *Economic Forecast and Expectations*, NBER, Nueva York.

- Newey, W. K., y K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, vol. 55, pp. 703-08.
- Newey, W. K., y K. D. West (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies*, vol. 61, núm. 4, pp. 631-53.
- Patton, A., y A. Timmermann (2007), "Properties of Optimal Forecasts under Asymmetric Loss and Nonlinearity", *Journal of Econometrics*, vol. 140, pp. 884-918.
- Pincheira, P., y R. Álvarez (2009), "Evaluation of short run Inflation forecasts and forecasters in Chile", *Money Affairs*, vol. XXII, núm. 2, junio-diciembre, pp. 159-180.



*Ana María Iregui B.*  
*Ligia Alba Melo B.*  
*María Teresa Ramírez G.*

# ¿Son los salarios rígidos en Colombia?: análisis empírico con base en salarios a nivel de firma

## I. INTRODUCCIÓN

La reducción de la inflación y la adopción de un régimen de inflación objetivo en varios países durante las dos últimas décadas, han renovado el interés por el estudio de las rigideces salariales, debido al impacto que éstas podrían tener sobre el mercado laboral. Este tema sigue generando controversia en la literatura económica. Por un lado, la literatura tradicional afirma que cuando los salarios nominales son rígidos a la baja, cierto nivel de inflación permite una mayor flexibilización

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de A. M. Iregui B., L. A. Melo B. y M. T. Ramírez G., investigadoras principales de la Unidad de Investigaciones de la Gerencia Técnica del Banco de la República, presentado en la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, en La Paz, del 3 al 5 de noviembre del 2010. Los autores agradecen los comentarios de Luis Eduardo Arango, Juan David Barón, Marcelo Delajara, Juan Carlos Guataquí, Hernando Vargas y Héctor Zárate. Agradecen también la colaboración de Derby Gómez y Jorge Tamayo. Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad de las autoras y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Correos electrónicos: <airegubo@banrep.gov.co; lmelobec@banrep.gov.co y mramirgi@banrep.gov.co>.*

de los salarios reales, ya que estos pueden disminuir cuando los salarios nominales aumentan en un porcentaje inferior a la inflación, lo cual facilita que se produzcan ajustes en el mercado laboral (Tobin, 1972; Akerlof *et al.*, 1996; Fortin, 1996). Por otro lado, recientemente Elsbj (2009) sostiene que los efectos macroeconómicos de las rigideces a la baja de los salarios nominales quizá son pequeños, lo que sugiere que esta rigidez no es un argumento fuerte en contra de la adopción de una meta de inflación baja.

Para contribuir en este debate, y dada la mayor disponibilidad de información a nivel microeconómico, los estudios empíricos sobre las rigideces salariales han aumentado considerablemente durante los últimos años. En estos estudios se ha utilizado información de encuestas y bases de datos a nivel de firma o trabajador. En el primer caso, se destacan los artículos de Blinder y Choi (1990), Campbell y Kamlani (1997), Bewley (1999) y Agell y Lundborg (1995, 2003), quienes encuentran que las empresas no reducen los salarios para no afectar la motivación, el esfuerzo y la moral de los trabajadores, lo que causa la rigidez a la baja de los salarios nominales.

De los estudios que utilizan bases de datos, vale la pena resaltar el *International Wage Flexibility Project*, que analiza los cambios en los ingresos laborales individuales utilizando 31 bases de datos para 16 países europeos, con información de las tres últimas décadas. Este proyecto encuentra evidencia de rigideces a la baja tanto en los salarios nominales como en los reales, aunque los grados y las causas de la rigidez varían entre los diferentes países analizados.<sup>1</sup> Por otro lado, la edición de noviembre del 2007 del *Economic Journal* (vol. 117, núm. 524) presenta como uno de sus temas principales la rigidez a la baja de los salarios. Los artículos incluidos utilizan una metodología común para estimar la incidencia y el alcance de las rigideces reales y nominales de los salarios a nivel de individuos, para Alemania, Italia y el Reino Unido. Estos estudios encuentran que las rigideces a la baja de los salarios reales son importantes para los tres países, aunque han disminuido a largo del tiempo. También sugieren que las rigideces están

<sup>1</sup> Un resumen de los principales resultados del proyecto se encuentra en Dickens *et al.* (2007).

asociadas con resultados desfavorables del mercado laboral, en particular con el desempleo.<sup>2</sup>

Otros estudios que han utilizado información microeconómica de individuos o firmas para Europa y los Estados Unidos son McLaughlin (1994), Kahn (1997), Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Knoppik y Beissinger (2009), Stiglbauer (2002), Lebow *et al.* (2003) y Messina *et al.* (2008), entre otros, cuyos resultados no son concluyentes, ya que varían dependiendo de la metodología y la información utilizada. En América Latina este tema no ha sido abordado en profundidad. Se destacan los trabajos de Castellanos *et al.* (2004) y de Cobb y Opazo (2010). Los primeros analizaron la rigidez a la baja de los salarios en México, utilizando datos del Instituto Mexicano de Seguridad Social a nivel de trabajador para el período 1985-2001, y encontraron evidencia de rigidez nominal, aunque esta se ha atenuado en el tiempo. Por su parte, en Cobb y Opazo (2010) se presenta evidencia microeconómica sobre el grado de rigidez a la baja de los salarios en Chile, con información de 440 mil historias salariales para el período 2001-2007.

Recientemente, el Banco Central Europeo (ECB) y los bancos centrales de los países de la Unión Europea, conformaron un grupo de investigación, conocido como el *Eurosystem Wage Dynamic Network*, cuyo objetivo es estudiar la dinámica de los salarios de la región y sus implicaciones de política.<sup>3</sup> Esta investigación está organizada alrededor de tres áreas: un grupo macro que explora la dinámica del salario a nivel agregado, un grupo micro que utiliza información a nivel de individuo o firma, y un grupo que realiza una encuesta *ad hoc* sobre fijación de precios y salarios a nivel de firma.<sup>4</sup>

<sup>2</sup> Ver Goette *et al.* (2007), Bauer *et al.* (2007), Devicienti *et al.* (2007) y Barwell y Schweitzer (2007).

<sup>3</sup> Los resultados de las investigaciones de los grupos que conforman esta red se encuentran en *Wage Dynamics in Europe: Final Report of the Wage Dynamics Network (WDN)*, diciembre del 2009; disponible en: ([http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn\\_finalreport\\_dec2009.pdf?2a29daf7d057c7875ae6d57a552f0f95](http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn_finalreport_dec2009.pdf?2a29daf7d057c7875ae6d57a552f0f95)).

<sup>4</sup> Las encuestas fueron realizadas por 17 bancos centrales (Austria, Bélgica, República Checa, Estonia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Italia, Irlanda, Lituania, Luxemburgo, Países Bajos, Polonia, Portugal, Eslovenia y España), entre finales del 2007 y el primer semestre del 2008, y se entrevistaron más de 17,000 firmas de diferentes tamaños y sectores económicos.

Dado los pocos estudios sobre rigideces salariales para países en desarrollo, y de acuerdo con la línea de investigación reciente de los bancos centrales europeos sobre formación de precios y salarios, el propósito de este trabajo es analizar si los salarios nominales en Colombia son rígidos a la baja.<sup>5</sup> Estudiar las rigideces salariales en Colombia es importante debido a la adopción de un régimen de inflación objetivo<sup>6</sup> y a la reducción de la inflación que ha experimentado el país durante las dos últimas décadas, lo cual, como se mencionó, en un contexto de rigideces salariales podría tener un impacto sobre el empleo. Además, las instituciones del país y las características del mercado laboral difieren de las de los países desarrollados, donde se han concentrado este tipo de estudios. Por ejemplo, el mercado laboral colombiano se diferencia de los países desarrollados por la presencia de bajas tasas de sindicalización, altas tasas de desempleo e informalidad y altos costos laborales no salariales, los cuales no solo afectan la dinámica de la oferta y demanda de los trabajadores sino también la determinación e incrementos de los salarios. En particular, la tasa de desempleo en Colombia ha sido una de las más altas de América Latina durante los últimos años. De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (OIT), la tasa de desempleo promedio durante el período 2000-2008 alcanzó 13.8% en el país, mientras que el promedio para América Latina y el Caribe fue de 8.3%, para Europa<sup>7</sup> 7.5% y para Estados Unidos 5.1%. Durante el mismo período, según la OIT la tasa de informalidad representó en promedio en Colombia más del 40% mientras que el promedio para América Latina fue de un 26%. Por su parte, de acuerdo con la misma fuente, la tasa de sindicalización que registra el país alcanza menos del 5%, en tanto que esta cifra es cercana al 40% en Europa, 15% en Chile y 18% en México. Finalmente, en Colombia la presencia de costos laborales no salariales,

<sup>5</sup> Taborda y Guataquí (2003) encuentran evidencia de rigidez a la baja de los salarios reales, al analizar salarios de eficiencia y rotación laboral en la industria manufacturera colombiana para el periodo 1974-1995.

<sup>6</sup> En el país, metas explícitas de inflación han existido desde 1991. Para detalles de la implementación del régimen de inflación objetivo en Colombia ver Gómez *et al.* (2002).

<sup>7</sup> Los datos para Europa corresponden al promedio de Alemania, Bélgica, España, Francia, Italia, Noruega y el Reino Unido.

alcanzan el 40% del salario, de acuerdo con Cárdenas y Mejía (2007).

Un aspecto institucional del mercado laboral colombiano que también vale la pena destacar es el uso de la figura del salario mínimo legal en la fijación y en los incrementos de los salarios a nivel nacional. La variación de este salario se negocia anualmente entre el gobierno, los empresarios y los trabajadores, y determina en gran parte el incremento de los salarios de los trabajadores menos calificados.

Para analizar si los salarios nominales en Colombia son rígidos a la baja, el presente estudio utiliza una base de datos a nivel de firma para empleados y obreros, proveniente de las empresas que reportaron sus estados financieros a la Superintendencia de Sociedades,<sup>8</sup> durante el periodo 1999-2006. El grado de rigidez a la baja de los salarios nominales se determina mediante varias técnicas estadísticas utilizadas en la literatura reciente, como el análisis de los histogramas de la distribución de los incrementos en los salarios, el estadístico *LSW*, y la prueba de Kahn. A pesar de las altas tasas de informalidad y desempleo prevalecientes en el país, los resultados del estudio sugieren la existencia de rigideces a la baja de los salarios nominales, para las muestras de empleados y obreros.

Finalmente, se realizó un ejercicio econométrico para identificar aquellos factores que podrían afectar la probabilidad de que los incrementos salariales fueran mayores que la inflación observada. Los resultados indican que la probabilidad de que los incrementos salariales sean mayores que la inflación aumenta en época de auge económico.

El presente artículo consta de cuatro partes, además de esta introducción. En la segunda, se describe la base de datos utilizada en el análisis empírico. En la tercera sección, se explican las pruebas de rigideces salariales y se analizan los resultados obtenidos. En la cuarta, se discuten los resultados del ejercicio econométrico que examina los factores que afectan la probabilidad de que los salarios se incrementen por encima de la inflación. La última sección presenta las principales conclusiones.

<sup>8</sup> La Superintendencia de Sociedades en Colombia es la entidad encargada de la inspección, vigilancia y control de las empresas mercantiles.

## II. BASE DE DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

En este artículo se analizan los datos a nivel de firma provenientes de las empresas que reportaron sus estados financieros a la Superintendencia de Sociedades (Supersociedades) durante el periodo 1999-2006.<sup>9</sup> Es importante señalar, que esta muestra es representativa de aquellas firmas sujetas a control, vigilancia e inspección de la Supersociedades.<sup>10</sup> La muestra excluye a los servidores públicos, los empleados oficiales y los trabajadores de las microempresas. La base de datos provee información completa sobre el número de trabajadores y sus salarios, para diferentes sectores de la economía de un número importante de empresas del país, lo cual permitió obtener series consistentes a lo largo del tiempo.

Específicamente, del reporte de Supersociedades se utilizó la información sobre el personal ocupado de las empresas y el salario promedio por tipo de ocupación. Teniendo en cuenta que la metodología utilizada para determinar las rigideces salariales requiere de un panel balanceado, se incluyeron únicamente a aquellas firmas que reportaron salarios para trabajadores de planta durante todo el período en consideración. El análisis empírico se realizó con dos muestras independientes, una para empleados y otra para obreros, las cuales no incluyen necesariamente a las mismas empresas, debido a que no todas las firmas reportaban información de salarios para las dos categorías de trabajadores. Adicionalmente, los datos sobre directivos y trabajadores temporales no se incluyeron, debido a que la información sobre personal ocupado y salario se encuentra incompleta y presenta inconsistencias.

La muestra para empleados incluye 1,517 empresas, las cuales reportaron información completa para todos los años durante el periodo de análisis. Las empresas se agruparon en siete sectores económicos según la Clasificación Industrial

<sup>9</sup> Es importante mencionar, que el análisis se realizó a nivel de firma y no de trabajador, debido a que la información de la Supersociedades no está disponible a nivel de trabajador. Adicionalmente, en Colombia la disponibilidad de datos sobre salarios a nivel de individuo es limitada y restringida.

<sup>10</sup> Para el periodo en consideración, las empresas que tenían la obligación de reportar a la Supersociedades se determinaban con base en los artículos 83 y 85 de la Ley 222 de 1995 y el Decreto 3100 de 1997.

Internacional Uniforme (CIU): agricultura; comercio; construcción; electricidad; gas y agua; manufactura; servicios financieros; y otros servicios. La muestra de empleados se concentra en los sectores manufacturero (35.8%) y comercio (33.8%). Respecto al tamaño, el 76.8% de las empresas se clasifican como grandes y el 23.2% como no grandes.<sup>11</sup> Por su parte, la muestra final para los obreros incluye 781 empresas, de las cuales el 81.6% son empresas grandes. La muestra de obreros se concentra en el sector manufacturero (60.2%), el sector agrícola (15.4%) y el comercio (14.7%).

### III. RIGIDECES SALARIALES

En esta sección se presenta el análisis de las rigideces a la baja de los salarios nominales, para los cual se utilizó información a nivel de firma. El análisis de las rigideces salariales es importante dado el impacto que estas podrían tener sobre la persistencia y volatilidad de la inflación, al ser los salarios uno de los componentes principales del costo marginal de las empresas.

Para evaluar las rigideces a la baja de los salarios, tanto nominales como reales, la literatura reciente ha utilizado varias herramientas estadísticas, entre las cuales se destaca el análisis de histogramas de la distribución de los incrementos salariales en un determinado período de tiempo.<sup>12</sup> Cuando existen rigideces, la distribución es asimétrica y los datos se concentran alrededor de un punto de referencia. En el caso de la rigidez nominal, las observaciones se agrupan en cero y presentan asimetría alrededor de este punto, por lo que las observaciones negativas cercanas a cero son menos frecuentes que las positivas. Por su parte, en el caso de la rigidez real los

<sup>11</sup> La clasificación de las empresas por tamaño consideró dos categorías: grande y no grande y se realizó con base en los criterios establecidos por la Ley 590 del 2000. Las empresas no grandes son aquellas cuyos activos totales son inferiores a 15,000 salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV) mientras que las empresas grandes tienen activos totales superiores a 15,000 SMMLV.

<sup>12</sup> Véanse Kahn (1997), Dickens *et al.* (2007), Goette *et al.* (2007), Bauer *et al.* (2007), Devicienti *et al.* (2007), Barwell y Schweitzer (2007), Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Knoppik y Beissinger (2009), Stiglbauer (2002), Lebow *et al.* (2003), Castellanos *et al.* (2004) y Messina *et al.* (2008).

incrementos se localizan a la derecha de la inflación de referencia. En general, los estudios para Europa y los Estados Unidos han encontrado que las rigideces nominales son más comunes cuando la inflación es baja, mientras que rigideces reales son más frecuentes con inflaciones altas.<sup>13</sup>

Para el caso colombiano, las gráficas I y II presentan la distribución de los cambios anuales en los salarios nominales de la muestra de empresas durante el período 1999-2006 para las muestras de empleados y obreros, respectivamente.<sup>14</sup> Las barras de los histogramas se construyeron con un ancho de un punto porcentual. La primera línea vertical de la izquierda señala el punto donde el cambio del salario nominal es cero y la segunda línea muestra la inflación observada en el año inmediatamente anterior. Vale la pena señalar, que en los histogramas se observa un porcentaje de empresas cuyo cambio promedio en los salarios fue negativo. Esto no necesariamente implica que los trabajadores hayan enfrentado recortes en sus salarios, debido a que la información utilizada en este trabajo corresponde al salario promedio de la firma y no al salario individual. Así, el salario promedio de una empresa puede verse afectado por cambios en la composición de la fuerza de trabajo, en las funciones de los trabajadores y por la flexibilización de los contratos laborales, que puede llevar a modificaciones en la estructura salarial de la empresa. Adicionalmente, como lo resaltan Akerlof *et al.* (1996), parte de los cambios negativos pueden deberse a errores en el reporte de salarios por parte de las empresas, lo cual incrementa la frecuencia de dichos cambios.<sup>15</sup>

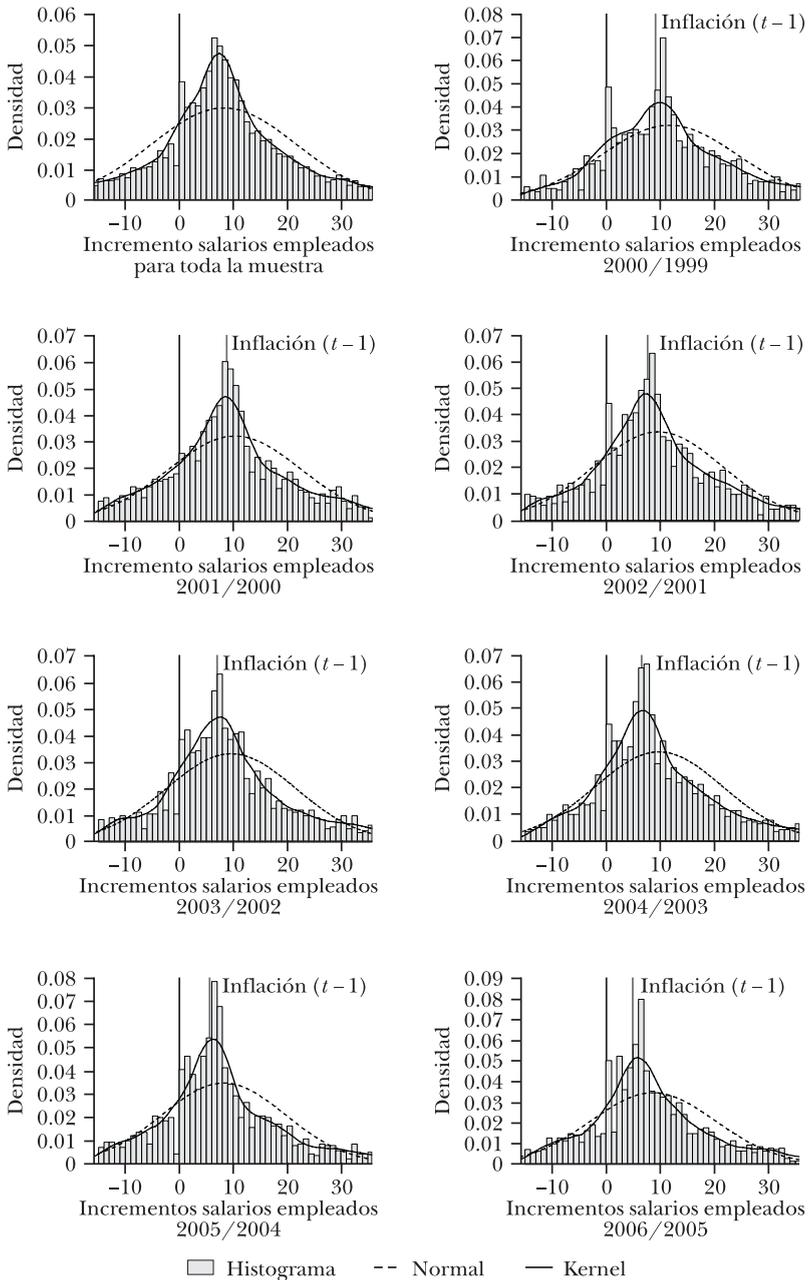
En general, se aprecia, tanto para el caso de los empleados como para el de los obreros, una alta variación en la magnitud

<sup>13</sup> Por ejemplo, Schweitzer (2007), Brzoza-Brzezina y Socha (2007), Holden y Wulfsberg (2007 y 2008) y Lebow *et al.* (2003).

<sup>14</sup> Para la construcción de los histogramas se excluyeron los cambios salariales extremos (menores de -15% y mayores de 35%), ya que probablemente estos cambios pueden reflejar errores de reporte o de medida.

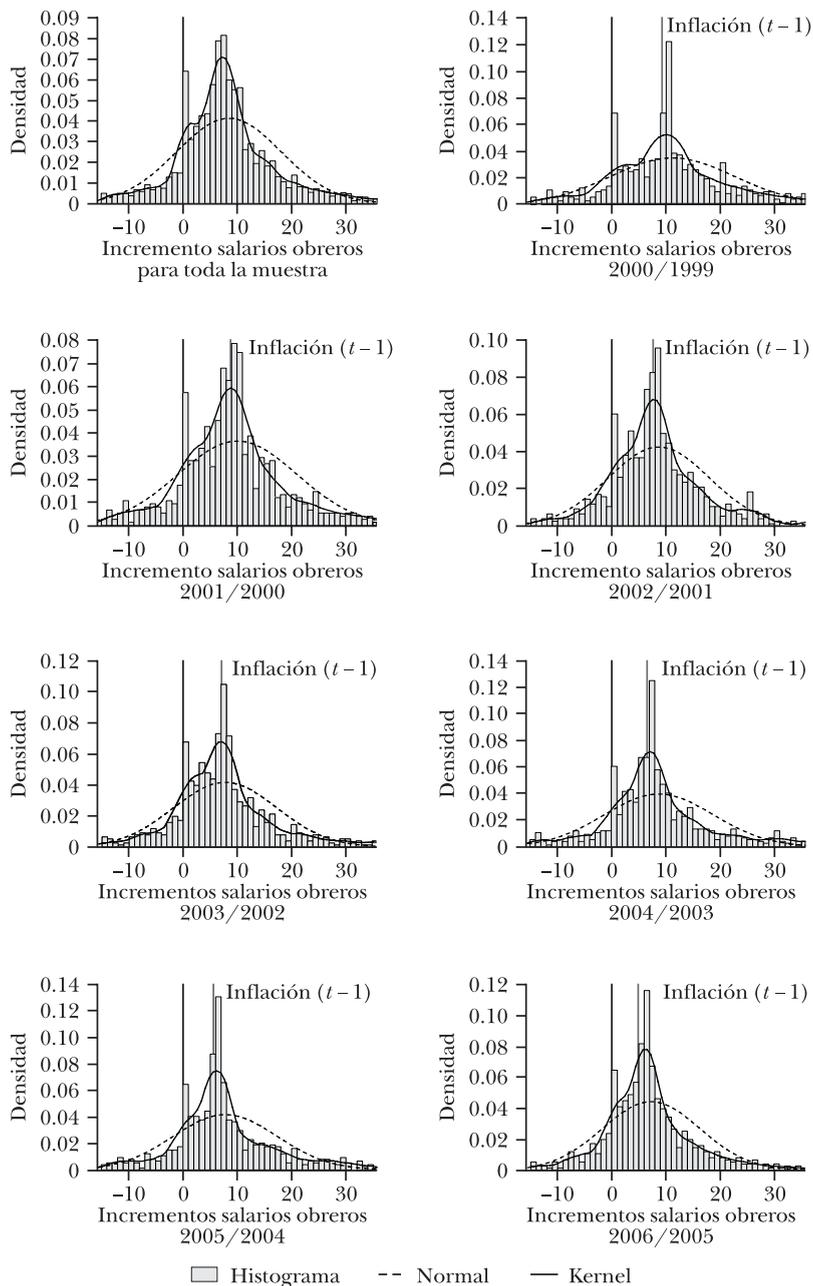
<sup>15</sup> Akerlof *et al.* (1996) señalan que en algunos trabajos se presentan datos corregidos por errores de medida afectando la verdadera distribución de los cambios de los salarios. Por ejemplo, mencionan que McLaughlin (1994) muestra medidas corregidas de la desviación estándar de los cambios en los salarios, lo cual puede ser inapropiado si la verdadera distribución es asimétrica.

**GRÁFICA I. HISTOGRAMAS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS CAMBIOS ANUALES EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO DE LAS EMPRESAS: EMPLEADOS, 1999-2006**



FUENTE: Cálculo de los autores.

**GRÁFICA II. HISTOGRAMAS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LOS CAMBIOS ANUALES EN LOS SALARIOS NOMINALES PROMEDIO DE LAS EMPRESAS: OBREROS, 1999-2006**



FUENTE: Cálculo de los autores.

de los cambios de los salarios en un mismo año. Es de destacar la concentración de observaciones en la barra que incluye el cero y la menor cantidad de cambios salariales negativos frente a los incrementos positivos alrededor de este punto, lo que sugeriría la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales. Por otro lado, la alta concentración de datos que se encuentra alrededor de la inflación observada, sería evidencia de rigidez real de los salarios, lo que podría ser explicado por la práctica utilizada en Colombia de ajustar los salarios bien sea con base en la inflación del año inmediatamente anterior o con el incremento del salario mínimo.<sup>16</sup>

No obstante lo anterior, la observación de los histogramas no constituye por sí misma una prueba concluyente de la existencia de rigideces a la baja de los salarios. Por ejemplo, Stigl-bauer (2002) señala que el análisis de los histogramas puede ser sensible a la escogencia de los intervalos o al ancho de las barras. Además, este autor afirma que es difícil determinar si una alta concentración de observaciones alrededor de cero se debe a una gran proporción de salarios nominales constantes o a cambios muy pequeños en estos. Por lo anterior, es necesario probar estadísticamente la significancia de los resultados provenientes de la inspección visual de los histogramas. Para esto, se utilizan dos pruebas frecuentemente aplicadas en la literatura sobre rigideces nominales de salarios.<sup>17</sup> La primera es el *estadístico LSW* de Lebow, Stockton y Wascher (1995) y la segunda es la prueba de Kahn (1997), conocida como *Histogram-Location Approach*.

El *estadístico LSW* mide la asimetría generada por la rigidez de los salarios al comparar el tamaño de las dos colas de la distribución tomando como referencia puntos equidistantes de la mediana. Así, una distribución simétrica tendrá igual número de observaciones tanto a la derecha como a la izquierda de la mediana y el *estadístico LSW* será cero, esto indica que no existen rigideces. Por otra parte, el estadístico será positivo si existe escasez de incrementos negativos, lo que sugiere la

<sup>16</sup> Durante el periodo de análisis el aumento en el salario mínimo en Colombia ha sido superior a la inflación observada en el año anterior.

<sup>17</sup> Para una presentación de otras pruebas utilizadas en la literatura véanse Lebow *et al.* (2003), Kuroda y Yamamoto (2003) y McLaughlin (1994 y 2000).

presencia de rigideces de salarios nominales. Además, al ser una medida de orden, el estadístico no se verá afectado por observaciones extremas.<sup>18</sup>

De acuerdo con Lebow *et al.* (2003), este estadístico se define como la frecuencia acumulada de la distribución del cambio en los salarios superior a dos veces la mediana menos la frecuencia acumulada de la distribución inferior a cero. Esto es,  $LSW \equiv [1 - F(2 * mediana)] - F(0)$ .<sup>19</sup>

Los resultados de la prueba de asimetría *LSW* para empleados y obreros, junto con la probabilidad de que la hipótesis nula sea rechazada, se presentan en los cuadros 1 y 2, respectivamente. Como se observa, cuando el estadístico se calcula incluyendo información de todo el período, la distribución en el cambio de los salarios promedio es positiva y significativamente asimétrica, con el 7.5% y el 7.8% más de observaciones en la cola derecha que en la izquierda, para los empleados y obreros, respectivamente, lo que sugeriría la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales. Estos resultados, en las dos muestras, son similares cuando el estadístico se calcula para los diferentes años.

Lebow *et al.* (2003) señalan que una prueba más robusta sobre la existencia de rigideces nominales debe tener en cuenta la relación existente entre la distribución de los salarios y la inflación. Para esto, dichos autores estiman económicamente la relación entre el estadístico *LSW* y la inflación, y obtienen un coeficiente negativo y significativo. En nuestro caso, dado que el período analizado es corto, calculamos el coeficiente de correlación entre estas dos variables, en lugar de estimar una regresión como lo hacen Lebow *et al.* (2003). El coeficiente de correlación, para el caso de la muestra de los empleados es de -0.51 y de -0.15 para la de obreros,

<sup>18</sup> Para más detalles sobre el estadístico *LSW* ver Lebow *et al.* (2003) y Castellanos *et al.* (2004).

<sup>19</sup> Para calcular la significancia estadística del *LSW*, se utiliza la aproximación de la distribución normal a la binomial sugerida por Kuroda y Yamamoto (2003). Se asume que dicho estadístico se distribuye  $N\left(0, \frac{1}{n} \left( (F(0)[1 - F(0)] + F(2y^m)[1 - F(2y^m)] + 2F(0)[1 - F(2y^m)] \right) \right)$ . La hipótesis nula  $H_0: F(y_i) = 1 - F(2y^m - y_i), \forall i$ , indica que la distribución de  $y_i$  es simétrica. Donde  $y_i$  es el cambio en el salario nominal,  $y^m$  es la mediana de  $y_i$ , y  $n$  es el número de observaciones.

lo que apoya la evidencia de la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales.

**CUADRO 1. PRUEBA DE ASIMETRÍA LSW PARA EMPLEADOS**

Años	Estadístico LSW (%)	Valor <i>p</i>	Porcentaje de cambios en el salario nominal		
			Positivos	Igual a cero	Negativos
2000	6.84	0.0000	81.3	6.1	12.6
2001	3.69	0.0137	79.4	4.5	16.1
2002	6.39	0.0001	78.6	5.8	17.5
2003	7.45	0.0000	79.6	5.0	15.4
2004	9.45	0.0000	79.8	5.6	14.6
2005	6.36	0.0002	77.6	4.5	17.9
2006	7.93	0.0000	77.4	6.5	16.1
Todos los años	7.45	0.0000	79.1	5.4	15.5

FUENTE: Cálculo de los autores.

**CUADRO 2. PRUEBA DE ASIMETRÍA LSW PARA OBREROS**

Años	Estadístico LSW (%)	Valor <i>p</i>	Porcentaje de cambios en el salario nominal		
			Positivos	Igual a cero	Negativos
2000	8.24	0.0000	82.8	8.3	8.9
2001	5.47	0.0021	83.2	7.5	9.3
2002	5.51	0.0020	82.6	7.1	10.3
2003	5.17	0.0056	80.0	8.5	11.5
2004	7.81	0.0000	82.9	7.3	9.8
2005	9.27	0.0000	80.6	8.2	11.2
2006	5.94	0.0020	80.1	9.0	10.9
Todos los años	7.81	0.0000	81.8	7.9	10.3

FUENTE: Cálculo de los autores.

Los resultados anteriores son coherentes con los reportados en la literatura internacional. Por ejemplo, Dwyer y Leong (2000) estiman para Australia un *LSW* de 15.8% para la distribución de los salarios de una muestra de puestos de trabajo, durante marzo de 1987 y diciembre de 1999. Por su parte, Beissinger y Knoppick (2001) encuentran un estadístico *LSW* de 4.8% a partir de la distribución de los cambios en los ingresos laborales de una muestra de empleados en Alemania occidental para el período 1975-1995. Kuroda y Yamamoto (2003) calculan un estadístico *LSW* de 11% para la distribución de los salarios mensuales de empleados de tiempo completo en Japón para el período 1993-1998. Lebow *et al.* (2003) estiman un *LSW* de 13.2% para Estados Unidos utilizando información

de los cambios en salarios y sueldos por cargo en la industria para el período 1981-1999.

Por otro lado, en el cuadro 1 también se puede observar que el porcentaje de empresas que en promedio realizan cambios positivos de los salarios nominales de los empleados es 79.1%, mientras que aquellas que no realizan cambios es 5.4% y las que en promedio realizan cambios negativos es 15.5%. En el caso de los obreros estos porcentajes son 81.8%, 7.9% y 10.3%, respectivamente (cuadro 2). Estos resultados apoyan la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales.

Es importante señalar que el *estadístico LSW* puede no ser robusto a la asimetría en la distribución subyacente del cambio en los salarios. En efecto, de acuerdo con Lebow *et al.* (2003) si dicha distribución, independiente de la rigidez a la baja de los salarios, es sesgada a la derecha entonces a medida que la inflación cae y la distribución se mueve hacia la izquierda el estadístico podría cambiar, aún si la forma de la distribución no lo hace.

Por lo anterior, se utilizó la prueba de Kahn (1997), *Histogram-Location Approach*, que además de ser robusta a las observaciones extremas, tiene la ventaja de que no supone que la distribución subyacente sea simétrica. Además, una de las principales ventajas de esta prueba es que supone que la forma de la distribución no cambia con la inflación en ausencia de rigideces a la baja de los salarios nominales.<sup>20</sup>

Como lo explica Behr (2006), esta prueba toma como referencia una distribución hipotética de cambios de los salarios, la cual prevalece en ausencia de rigideces de los salarios nominales. La distribución observada de los cambios de los salarios difiere de la hipotética, para cambios de los salarios por debajo de cero, debido a la presencia de rigidez nominal, ya que el porcentaje de empleados que hipotéticamente debería enfrentar recortes salariales, recibe en su lugar un cambio de salario igual a cero. En particular, la prueba utiliza los histogramas de la distribución de los cambios de los salarios nominales anuales y compara en cada año, la altura de las barras de los histogramas que están por debajo de cero con aquellas que incluyen cambios iguales y superiores a cero, hasta la

<sup>20</sup> Ver Kahn (1997), Lebow *et al.* (2003) y Castellanos *et al.* (2004).

mediana del cambio anual de los salarios. Para realizar la prueba se construye un histograma para cada año con un ancho de las barras de un punto porcentual.<sup>21</sup> A partir de esta información, se estima econométricamente un sistema de ecuaciones de acuerdo con el modelo proporcional sugerido por Kahn (1997):

$$(1) \quad \begin{aligned} Prop_{rt} = & \alpha_r (1 + \beta_1 DNEG_{rt} + \beta_2 D1_{rt} + \beta_3 D2_{rt} + \beta_4 DN1_{rt}) \\ & + \left( \gamma - \left[ \beta_1 \sum_{j>r} \alpha_j + \beta_2 \alpha_{r-1} + \beta_3 \alpha_{r-2} + \beta_4 \alpha_{r+1} \right] \right) D0_{rt} + \mu_{rt}, \\ & \forall r = 1, \dots, 12. \end{aligned}$$

Donde:  $r$  indica una barra del histograma;  $Prop_{rt}$  es una proporción de las empresas cuyos cambios en los salarios promedio anuales en el año  $t$  se ubican en el rango dado por: *i*) la mediana de los cambios menos  $r$  puntos porcentuales, y *ii*) la mediana de los cambios menos  $r + 1$  puntos porcentuales;  $DNEG_{rt}$  es una variable dicótoma que toma el valor de uno cuando el cambio en los salarios promedio nominales es menor que cero;  $D0_{rt}$  es una variable dicótoma que toma el valor de uno en la barra que contiene el cero;  $D1_{rt}$  es una variable dicótoma que toma el valor de uno en la barra inmediatamente superior a aquella que contiene cero;  $D2_{rt}$  es una variable dicótoma que toma el valor de uno dos barras por encima de la que tiene el cero;  $DN1_{rt}$  es una variable dicótoma que toma el valor de uno en la barra inmediatamente inferior a la que contiene el cero.

Los parámetros por estimar son  $\alpha_r$ ,  $\beta_s$ ,  $\gamma$ . El modelo impone que los  $\beta_s$  y  $\gamma$  sean iguales entre ecuaciones. En particular  $\beta_1$ , es el parámetro que mide la rigidez y captura cuanto varía la barra del histograma cuando solo contiene observaciones negativas. Si  $\beta_1=0$  la barra tendría la misma altura en todos los años y no habría rigidez de los salarios nominales; por el contrario si  $\beta_1$  es negativo habría evidencia de rigidez de los salarios nominales. Por su parte, el parámetro  $\gamma$  captura la

<sup>21</sup> Behr (2006) analiza las propiedades de la metodología de Kahn (1997) mediante simulaciones de Monte Carlo, y encuentra que esta metodología estima un parámetro adecuado de rigidez. Sin embargo, el estimador podría verse potencialmente subestimado ya que los errores estándar dependen del ancho de las barras que se considere.

concentración de observaciones en cero y  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  y  $\beta_4$  la existencia de costos de menú, lo que asegura que  $\beta_1$  y  $\gamma$  recojan la rigidez nominal independiente de dichos costos.

En este ejercicio se estimaron doce ecuaciones que corresponden a igual número de barras del histograma, ya que como en Kahn (1997), los cambios promedios de los salarios 12% por debajo de la mediana son siempre negativos. El sistema se estima utilizando mínimos cuadrados ponderados iterativos, debido a que el número de años incluidos en la muestra (siete años) impide una estimación *SUR* como lo hace Kahn (1997).<sup>22</sup> Adicionalmente, de acuerdo con Lebow *et al.* (2003) y Brzoza-Brzezina y Socha (2007), se utiliza una transformación logística en cada ecuación, debido a que la variable dependiente estimada (la altura de la barra de los histogramas) no puede ser negativa.<sup>23</sup>

Los resultados de la prueba de Kahn se presentan en el cuadro 3 para las muestras de empleados y obreros. El coeficiente de la variable *DNEG*, que como se mencionó, indica la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales, es negativo y significativo en ambos casos. Específicamente, en la muestra de empleados, este coeficiente ( $\beta_1$ ) implicaría que los cambios negativos en los salarios son cerca de 17.5% menores de lo que se esperaría en ausencia de rigideces de salarios.<sup>24</sup> En el caso de los obreros este coeficiente es de 29%, siendo superior al de los empleados, lo cual es consistente con el hecho de que el salario de los obreros está altamente vinculado con el comportamiento del salario mínimo, por lo que se esperaría una mayor rigidez a la baja de los salarios nominales.

Vale la pena señalar, que la magnitud de estos resultados podría estar afectada por errores de reporte de los salarios de las empresas y por el hecho de que en este ejercicio la unidad de análisis es el salario promedio de las firmas y no el salario individual de los trabajadores. Un resultado similar encuentran Brzoza-Brzezina y Socha (2007), quienes estiman para

<sup>22</sup> Beissinger y Knoppik (2001) y Knoppik y Beissinger (2009) también utilizan mínimos cuadrados ponderados iterativos para evitar resultados inestables como consecuencia del periodo relativamente corto de su muestra.

<sup>23</sup> Esto es:  $\ln[Pop_n/(100 - Prop_n)] = \ln[f(\cdot)/(100 - f(\cdot))]$ .

<sup>24</sup> Es decir, la altura de las barras del histograma que contienen cambios negativos caerían 17.5% con respecto a un escenario sin rigideces salariales.

Polonia rigideces a la baja de los salarios nominales a nivel de empresa. Estos autores afirman que dicha rigidez es menor que la calculada a partir de datos de salarios a nivel de trabajador, debido a que en el primer caso se utiliza información de salario promedio. Adicionalmente, la magnitud del coeficiente podría verse afectada por cambios en la composición de la fuerza de trabajo al interior de cada firma. Por lo tanto, así como en el caso polaco, el coeficiente de rigidez obtenido debe ser considerado como un límite inferior del grado de rigidez de los salarios nominales.

**CUADRO 3.** PRUEBA DE KAHN PARA RIGIDECES DE SALARIOS NOMINALES: 1999-2006 (variable dependiente:  $Prop_{it}$ )

Variables	Empleados		Obreros	
	Coefficiente	Valor $p$	Coefficiente	$p$ -valor
$DNEG_{it}$	-0.1746 (0.0791)	0.0307	-0.2861 (0.0932)	0.0031
$D0_{it}$	1.6645 (0.9070)	0.0700	2.6600 (1.0089)	0.0104
$D1_{it}$	0.0856 (0.1108)	0.4426	0.3381 (0.0978)	0.0009
$D2_{it}$	0.2418 (0.1042)	0.0234	0.1395 (0.0812)	0.0903
$DNI_{it}$	0.0323 (0.0588)	0.5841	0.0260 (0.0989)	0.7932

Número de observaciones: 84 ( $r=12$ ,  $t=7$ )

NOTA: Errores estándar entre paréntesis.

El coeficiente de la variable  $D0$ , por su parte, indica que las barras de los histogramas que incluyen cambios en los salarios iguales a cero son mayores de lo que serían en ausencia de contratos de largo plazo u otras razones diferentes a la rigidez de los salarios o costos de menú. Los coeficientes de las variables dicótomas que se incluyeron para capturar la presencia de costos de menú,  $D1$ ,  $D2$  y  $DNI$ , son positivos pero únicamente  $D1$  y  $D2$  son significativos. Esto sugiere, que los costos de menú no son importantes en el caso de la muestra analizada, y por ello los incrementos promedio de las firmas pueden ser, aunque positivos, menores del 1% y 2%, respectivamente. Estos resultados son diferentes a los estimados por Kahn

CUADRO 4. PRUEBA DE KAHN: EVIDENCIA INTERNACIONAL

<i>Artículo</i>	<i>Fuentes de información</i>	<i>País/Período</i>	$\beta_1$	$\gamma$
Kahn (1997)	Asalariados	Estados Unidos	-0.47	4.43
	<i>Panel Study of Income Dynamics</i>	1970-1988		
Dwyer y	Salarios por cargo	Australia	-0.92	
Leong (2000)	Encuesta de <i>Mercer Cullen Egan Dell</i>	1987-1999		
Beissinger y	Obreros	Alemania	-0.09	
	Información de seguridad social	1975-1995		
Knoppik	Empleados	Alemania	-0.17	
	Información de seguridad social	1975-1995		
Lebow <i>et al.</i>	Puesto de trabajo en la industria	Estados Unidos	-0.52	5.49
	<i>Employment Cost Index (ECI)</i>	1981-199		
Castellanos <i>et al.</i>	Asalariados	México	-0.62	0.12
	Instituto Mexicano de Seguridad Social	1985-2001		
Brzoza- Brzezina y So- cha (2007)	Salarios a nivel de firma	Polonia	-0.02	
	<i>Central Statistical Office Forms- Corporate Financial Reports</i>	1996-2005		
Schweitzer	Asalariados	Reino Unido	-0.49	1.26
	<i>British New Earnings Surveys</i>	1976-2001		
Knoppik y Beissinger	<i>European Community Household Panel (ECHP)</i>	12 países de la	-0.36	
		Unión Europea		
		1994-2001:		
		Austria	-0.45	
		Bélgica	-0.47	
		Dinamarca	-0.35	
		Finlandia	-0.46	
		Francia	-0.23	
		Alemania	-0.28	
		Grecia	-0.43	
		Irlanda	-0.18	
		Italia	-0.66	
Portugal	-0.41			
España	-0.07			
Reino Unido	-0.14			

(1997) y Lebow *et al.* (2003), quienes encuentran que los coeficientes de estas variables son negativos. La diferencia podría obedecer a que en este caso, se analizan los cambios en el salario nominal promedio de las empresas y no de los individuos, lo que podría aumentar el número de cambios en los salarios cercanos a cero.

Es de mencionar que el coeficiente de rigidez ( $\beta_i$ ) estimado en este trabajo se encuentra en el rango inferior de los reportados por los estudios internacionales (cuadro 4). Sin embargo, estas comparaciones deben interpretarse con cautela, debido a que tanto la unidad de análisis (individuo, cargo, empresa) como las medidas de remuneración, el período de estudio y la legislación laboral difieren ampliamente entre países.

#### **IV. PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS SEA SUPERIOR A LA INFLACIÓN: ANÁLISIS ECONOMETRICO**

Como complemento al estudio de la rigidez de los salarios y teniendo en cuenta que a partir de la observación de los histogramas existe una concentración de cambios salariales alrededor de la inflación observada, en esta sección se realiza un ejercicio empírico para identificar algunos factores que podrían afectar la probabilidad de que el incremento de los salarios promedio de las empresas sea mayor que la inflación observada. Con este fin se estimó un modelo *logit* de datos de panel con 6,790 observaciones en el caso de los empleados y 4,109 en el caso de los obreros, para el período 1999-2006. La variable dependiente toma el valor de uno para las empresas que en promedio realizan un incremento del salario nominal superior a la inflación observada, y cero para el resto de las empresas. Es de anotar que en ambas muestras cerca del 55% de las observaciones corresponden a incrementos por encima de la inflación.

Dentro del conjunto de variables explicativas se incluyeron algunas asociadas específicamente a las empresas. En particular, se consideró el sector económico al que pertenece la firma, el cual está definido por medio de dos variables dicótomas que toman el valor de uno para el sector comercio y el de

manufactura, y el valor de cero para el resto de sectores. Se consideró también una variable dicótoma para el tamaño de la empresa, a la cual se le asigna el valor de uno para las empresas grandes y cero para las no grandes. La localización de la empresa se definió como una variable que toma el valor de uno para las empresas ubicadas en Bogotá y cero para las ubicadas en el resto del país. Adicionalmente, se consideraron la participación laboral femenina y la fecha de constitución de la empresa.<sup>25</sup> Por otro lado, se incluyó un indicador de rentabilidad de las firmas (ROA),<sup>26</sup> ya que de acuerdo con Duca y VanHoose (1991) y a Ghosal y Loungani (1996), los cambios en los salarios nominales pueden estar vinculados no solo con el comportamiento de los precios sino también con las *ganancias de las empresas*. Finalmente, a nivel macroeconómico se incluyó el crecimiento económico.

Las estimaciones econométricas se realizaron utilizando un modelo *logit* de datos de panel. La selección del modelo entre efectos aleatorios y fijos se realizó utilizando la prueba de Hausman, con la hipótesis nula que los efectos individuales son aleatorios, aunque ambos estimadores son consistentes. De acuerdo con los resultados no se puede rechazar la hipótesis nula a favor de los efectos aleatorios. Se realizó también una prueba de especificación de *Wald* sobre la relevancia del modelo *logit*. La hipótesis nula de la especificación correcta del modelo *logit* no se puede rechazar, debido a que la prueba de *Wald* arroja un  $\chi^2$  de 0.11 con un valor *p* de 0.7432, en el caso de los empleados y un  $\chi^2$  de 1.24 con un valor *p* de 0.2646, en el caso de los obreros.

Además, se utilizó el modelo de *Population Averaged* (PA), el cual es ampliamente empleado en la estimación de modelos no lineales con datos de panel y es análogo a un modelo *pooled* para modelos lineales estimado con mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS, por su sigla en inglés).<sup>27</sup> El modelo *PA* asume que los efectos individuales han sido promediados, lo que facilita el cálculo y la interpretación de los efectos

<sup>25</sup> La fecha de constitución se define como el año en que se fundó la empresa.

<sup>26</sup> Esta variable se define como el cociente entre las utilidades netas de la empresa y su nivel de activos totales.

<sup>27</sup> Ver Cameron y Trivedi (2009) y Cameron y Trivedi (2005), capítulo 23.

marginales.<sup>28</sup> El modelo PA tiene la ventaja que la interpretación de los efectos marginales es similar a la del modelo *logit* de corte transversal, mientras que la interpretación de los efectos marginales obtenidos a partir de la estimación de los modelos de efectos aleatorios debe tener en cuenta la presencia

**CUADRO 5. ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: EMPLEADOS (efectos marginales obtenidos a partir del modelo de *Population Averaged*)**

Método de estimación: panel-logit (robusto)

$$y = \exp(xb) / (1 + \exp(xb)) = 0.55238$$

Variable dependiente: uno si el incremento es mayor que la inflación, cero si el incremento es menor que la inflación.

<i>Variables</i>	<i>Efecto marginal (dy/dx)</i>	<i>Valor p</i>	<i>Intervalo de confianza (95 %)</i>		$\bar{X}$
Crecimiento de la economía	0.01986 (0.0036)	0.000	0.01281	0.02691	3.8025
Rendimiento de los activos (t-1)	0.00114 (0.0007)	0.095	-0.00020	0.00251	2.1821
Tamaño	0.05956 (0.0157)	0.000	0.02880	0.09033	0.7646
Localización	-0.02228 (0.0115)	0.053	-0.04471	0.00033	0.5168
Fecha de constitución	0.00043 (0.0004)	0.319	-0.00042	0.00128	1,976.6
Participación femenina (%)	0.00075 (0.0004)	0.072	-0.00007	0.00157	46.04
Sector comercio	0.02215 (0.0150)	0.141	-0.00734	0.05164	0.3273
Sector de manufacturas	0.03236 (0.0147)	0.028	0.00353	0.0612	0.3685

Número de observaciones: 6,790

NOTA: Errores estándar entre paréntesis.

<sup>28</sup> En general, en los análisis empíricos que utilizan modelos *logit*, la interpretación no se realiza directamente sobre los coeficientes del modelo, aunque estos proveen información acerca del signo y la significancia de las variables, sino que se hace sobre los efectos marginales, los cuales miden el impacto sobre la variable dependiente de un cambio en uno de los regresores. Estos efectos se pueden calcular en diferentes puntos de las variables, siendo la media el punto más usado.

del componente aleatorio de la constante.<sup>29</sup> Es de resaltar que los resultados de los modelos *logit* estimados con efectos aleatorios y con PA son bastante similares (ver Anexo). Por lo anterior, la interpretación de los efectos marginales se realiza a partir de los resultados obtenidos en el modelo PA, los cuales se presentan en los cuadros 5 y 6, para las muestras de empleados y obreros, respectivamente.

**CUADRO 6.** ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: OBREROS (efectos marginales obtenidos a partir del modelo de *Population Averaged*)

Método de estimación: panel-logit (robusto)

$$y = \exp(xb) / (1 + \exp(xb)) = 0.558137$$

Variable dependiente: uno si el incremento es mayor que la inflación, cero si el incremento es menor que la inflación.

<i>Variables</i>	<i>Efecto marginal (dy/dx)</i>	<i>Valor p</i>	<i>Intervalo de confianza (95%)</i>		$\bar{X}$
Crecimiento de la economía	0.02024 (0.0039)	0.000	0.01263	0.02786	3.8027
Rendimiento de los activos (t-1)	0.00188 (0.0007)	0.006	0.00054	0.00322	2.3689
Tamaño	0.01337 (0.0204)	0.513	-0.02667	0.05341	0.8092
Localización	-0.02852 (0.0188)	0.129	-0.06536	0.00832	0.4515
Fecha de constitución	0.00002 (0.0005)	0.975	-0.00096	0.00099	1,974.5
Participación femenina (%)	0.00073 (0.0004)	0.040	0.00003	0.00142	22.43
Sector comercio	0.00996 (0.0227)	0.661	-0.03454	0.05448	0.1482
Sector de manufacturas	0.04093 (0.0168)	0.015	0.00808	0.07377	0.5997

Número de observaciones: 4,109

NOTA: Errores estándar entre paréntesis.

Como se puede observar, para las dos muestras los resultados de las estimaciones indican que el *crecimiento de la economía aumenta la probabilidad de incrementos salariales por encima de la inflación observada*, lo que sugiere que en épocas de auge

<sup>29</sup> Ver Cameron y Trivedi (2009).

económico las empresas están más dispuestas a realizar mayores incrementos salariales. En forma similar, como era de esperarse, los resultados sugieren que *las empresas que registran mayor rentabilidad de sus activos tienen una mayor probabilidad de realizar ajustes salariales superiores a la inflación observada*. Así mismo, se encuentra que dicha probabilidad aumenta para las empresas pertenecientes al *sector manufacturero*, lo cual podría explicarse por ser uno de los sectores *con mayor productividad laboral*.<sup>30</sup> Por otro lado, las empresas con una mayor participación femenina tienen una probabilidad positiva, aunque pequeña, de aumentar los salarios por encima de la inflación. Finalmente, en el caso particular de la muestra de empleados, la probabilidad de que el incremento del salario nominal sea mayor que la inflación observada *también aumenta con el tamaño de la firma*.

## V. CONCLUSIONES

Este estudio provee evidencia microeconómica sobre la existencia y el grado de rigidez a la baja de los salarios nominales, para una muestra de empresas colombianas, durante el período 1999-2006. En particular, a partir del análisis de los histogramas de la distribución de los cambios anuales de los salarios nominales, se encuentra, tanto para la muestra de empleados como para obreros, una alta variación en la magnitud de dichos cambios. Se puede destacar, la concentración de observaciones alrededor de cambios iguales a cero y la menor cantidad de cambios salariales negativos frente a los incrementos positivos, lo que sugeriría la presencia de rigideces a la baja de los salarios nominales. Por otro lado, se encuentra una alta concentración de datos alrededor de la inflación observada, lo cual se podría explicar por la práctica frecuentemente utilizada en el país de ajustar los salarios con base en la inflación observada.

Para probar estadísticamente la significancia de los resultados provenientes de la inspección visual de los histogramas, se utilizaron dos pruebas de referencia común en la literatura sobre rigideces salariales: el estadístico *LSW* y la prueba de

<sup>30</sup> Ver Iregui *et al.* (2010).

Kahn. A pesar de las altas tasas de informalidad y desempleo prevalecientes en el país, los resultados de estas pruebas confirman la existencia de rigideces a la baja de los salarios nominales en las muestras analizadas. Adicionalmente, vale la pena señalar que a partir de los resultados de la prueba de Kahn, se encuentra que el coeficiente de rigidez es mayor para los obreros que para los empleados, debido a que el incremento de los salarios de los obreros se realiza generalmente teniendo en cuenta el cambio en el salario mínimo, por lo que se esperaría una mayor rigidez.

Asimismo, se realizó un ejercicio econométrico con el fin de identificar aquellos factores que podrían afectar la probabilidad de que los incrementos salariales fueran superiores a la inflación observada. Los resultados indican para la muestra de empleados y obreros, que el crecimiento económico, la rentabilidad de las empresas y el hecho de pertenecer al sector manufacturero aumenta la probabilidad de que las empresas realicen ajustes salariales mayores a la inflación observada. En el caso de los empleados esta probabilidad también aumenta con el tamaño de las empresas.

Finalmente, dada la reducción de la inflación observada en el país durante los últimos años y la rigidez encontrada de los salarios, los ajustes en el mercado laboral tendrían que hacerse principalmente por medio del empleo. Por lo tanto, resulta importante que la política económica, tenga en cuenta el impacto que esta rigidez tendría sobre la generación de empleo formal y la inflación.

*Anexo*

**CUADRO A.1.** ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: EMPLEADOS

Variable dependiente: uno si el incremento es mayor que la inflación, cero si el incremento es menor que la inflación.

Método de estimación: panel-logit (robusto)

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1</i> <i>efectos aleatorios</i>		<i>Modelo 2</i> <i>population averaged (PA)</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Valor p</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Valor p</i>
Crecimiento de la economía	0.08031 (0.0141)	0.000	0.08032 (0.0143)	0.000
Rendimiento de los activos (t-1)	0.00468 (0.0028)	0.091	0.00467 (0.0029)	0.094
Tamaño	0.23982 (0.0581)	0.000	0.23983 (0.0608)	0.000
Localización	-0.08978 (0.0508)	0.077	-0.08978 (0.0433)	0.038
Fecha de constitución	0.00175 (0.0017)	0.307	0.00175 (0.0016)	0.271
Participación femenina (%)	0.00303 (0.0013)	0.019	0.00304 (0.0014)	0.029
Sector comercio	0.08975 (0.0573)	0.117	0.08975 (0.0504)	0.075
Sector de manufacturas	0.13119 (0.0692)	0.058	0.13119 (0.0627)	0.036
Constante	-3.92178 (3.4093)	0.250	-3.92076 (3.1699)	0.216

Número de observaciones: 6,790

NOTA: Errores estándar entre paréntesis.

**CUADRO A.2.** ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE QUE EL CAMBIO EN LOS SALARIOS NOMINALES SEA MAYOR QUE LA INFLACIÓN OBSERVADA, 1999-2006: OBREROS

Variable dependiente: uno si el incremento es mayor que la inflación, cero si el incremento es menor que la inflación.

Método de estimación: panel-logit (robusto)

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1</i> <i>efectos aleatorios</i>		<i>Modelo 2</i> <i>population averaged (PA)</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Valor p</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Valor p</i>
Crecimiento de la economía	0.08281 (0.0196)	0.000	0.08209 (0.0208)	0.000

CUADRO A.2 (concluye)

Variables	Modelo 1 efectos aleatorios		Modelo 2 population averaged (PA)	
	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p
Rendimiento de los activos (t-1)	0.00768 (0.0042)	0.065	0.00763 (0.0036)	0.036
Tamaño	0.05451 (0.0804)	0.498	0.05412 (0.0553)	0.328
Localización	-0.11666 (0.0793)	0.141	-0.11559 (0.0599)	0.054
Fecha de constitución	0.00007 (0.0024)	0.978	0.00006 (0.0021)	0.976
Participación femenina (%)	0.00297 (0.0014)	0.034	0.00294 (0.0012)	0.016
Sector comercio	0.04088 (0.1022)	0.689	0.04048 (0.1116)	0.717
Sector de manufacturas	0.16723 (0.0793)	0.035	0.16573 (0.0642)	0.010
Constante	-0.39349 (4.7976)	0.935	-0.38204 (4.0378)	0.925

Número de observaciones: 4,109

NOTA: Errores estándar entre paréntesis.

## REFERENCIAS

- Agell, J., y P. Lundborg (1995), "Theories of pay and unemployment: survey evidence from Swedish manufacturing firms", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 97, núm. 2, pp. 295-307.
- Agell, J., y P. Lundborg (2003), "Survey evidence on wage rigidity and unemployment: Sweden in the 1990s", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, núm. 1, pp. 15-29.
- Akerlof, G., W. Dickens y G. L. Perry (1996), "The macroeconomic of low inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 27, núm. 1, pp. 1-76.
- Barwell, R., y M. E. Schweitzer (2007), "The incidence of nominal and real wage rigidities in Great Britain: 1978-98", *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 553-569.

- Bauer, T., H. Bonin, L. Goette y U. Sunde (2007), "Real and nominal wage rigidities and the rate of inflation: Evidence from West German micro data", *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 508-529.
- Behr, A. (2006), "Properties of the histogram location approach and the extent and change of downward nominal wage rigidity in the EU", *The European Journal of Comparative Economics*, vol. 3, núm.1, pp. 15-29.
- Beissinger, T., y C. Knoppik (2001), "Downward nominal rigidity in the West German earnings, 1975-1995", *German Economic Review*, vol. 2, núm.4, pp. 385-417.
- Bewly, T. (1999), *Why wages don't fall during a recession*, Harvard University Press, Cambridge, Ma.
- Blinder, A., y D. Choi (1990), "A shred of evidence on theories of wage stickiness", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, núm. 4, pp. 1003-1015.
- Brzoza-Brzezina, M. y J. Socha (2007), *Downward nominal wage rigidity in Poland and its implications for monetary policy*, MPRA (Paper, núm. 843); disponible en: [http://mpra.ub.uni-muenchen.de/843/1/MPRA\\_paper\\_843.pdf](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/843/1/MPRA_paper_843.pdf).
- Cameron, A. C., y P. Trivedi (2005), *Microeconometrics Methods and Applications*, Cambridge University Press, New York.
- Cameron, A. C., y P. Trivedi (2009), *Microeconometrics using Stata*, Texas, United States, Stata Press, StataCorp LP.
- Campbell, C. M., y K. S. Kamlani (1997), "The reasons for wage rigidity: Evidence from a survey of firms", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 3, pp. 759-789.
- Cárdenas, M., y C. Mejía (2007), *Informalidad en Colombia: nueva evidencia*, Fedesarrollo, marzo (Documento de Trabajo, núm. 35).
- Castellanos, S. G., R. García-Verdú y D. S. Kaplan (2004), "Nominal wage rigidities in Mexico: evidence from social security records", *Journal of Development Economics*, vol. 75, núm. 2, pp. 507-533.
- Cobb, M., y L. Opazo (2010), "Evidencia microeconómica de rigideces nominales de salarios en Chile", *Economía Chilena*, vol. 13, núm. 1, pp. 23-37.
- Devicienti, F., A. Maida y P. Sestito (2007), "Downward wage rigidity in Italy: Micro-Based measures and implications", *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 530-552.

- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen y M. E. Ward (2007), "How wages change: Micro evidence from the International Wage Flexibility Project", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 21, núm. 2, pp. 195-214.
- Duca, J., y D. Bañose (1991), "Optimal wage indexation in a multisector economy", *International Economic Review*, vol. 32, núm. 4, pp. 859-867.
- Dwyer, J., y K. Leong (2000), *Nominal wage rigidity in Australia*, Economic Research Department, Research Bank of Australia (*Research Discussion Paper*, núm. 2000-08).
- Elsby, M. W. L. (2009), "Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity", *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, núm. 2, pp.154-169.
- Fortin, P. (1996), "The Great Canadian Slump", *Canadian Journal of Economics*, vol. 29, núm. 4, pp. 761-87.
- Ghosal, V., y P. Loungani (1996), "Evidence on nominal wage rigidity from a panel of US manufacturing industries", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, núm 4, pp. 650-668.
- Goette, L., U. Sunde y T. Bauer (2007), "Wage rigidity: Measurement, causes and consequences", *The Economic Journal*, vol. 117, núm. 524, pp. 499-507.
- Gómez, J., J. D. Uribe y H. Vargas (2002), *The Implementation of Inflation Targeting in Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 202).
- Holden, S., y F. Wulfsberg (2007), *How strong is the macroeconomic case for downward real wage rigidity?*, Federal Reserve Bank of Boston (Working Paper, núm. 07-6).
- Holden, S., y F. Wulfsberg (2008), "Downward nominal wage rigidity in the OECD", *The B. E. Journal of Macroeconomics*, vol. 8, núm. 1(advances), art. 15.
- Iregui, A. M., L. A. Melo y M. T. Ramírez (2010), *Wage Differentials across Economic Sectors in the Colombian Formal Labour Market: evidence from a Survey of Firms*, Banco de la República (Borradores de Economía, núm. 629).
- Kahn, S. (1997), "Evidence of nominal wage stickiness from microdata", *The American Economic Review*, vol. 87, núm. 5, pp. 993-1008.
- Knoppik, C., y T. Beissinger (2009), "Downward nominal wage rigidity in Europe: an analysis of European micro data

- from the ECHP 1994-2001”, *Empirical Economics*, vol. 36, núm. 2, pp. 321-338.
- Kuroda, S., e I. Yamamoto (2003), *Are Japanese nominal wages downwardly rigid? (Part I): Examinations of nominal wage change distributions*, Institute for monetary and economic studies, Bank of Japan, Tokio, Japón (IMES Discussion Paper, núm. 2003-E-3).
- Lebow, D., D. J. Stockton y W. L. Wascher (1995), *Inflation, nominal wage rigidity and the efficiency of labor markets*, Board of Governors of the Federal Reserve System (Finance and Economics Discussion Series, núm. 94-45).
- Lebow, D., S. Raven y A. W. Beth (2003), “Downward nominal wage rigidity: Evidence from the employment cost index”, *Advances in Macroeconomics*, vol. 3, núm. 3, art. 2; disponible en <http://www.bepress.com/bejm/advances/vol3/iss1/art2>).
- McLaughlin, K. (1994), “Rigid wages?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, núm. 3, pp. 383-414.
- McLaughlin, K. (2000), *Asymmetric wage changes and downward nominal wage rigidity*, texto mimeografiado, Hunter College and the Graduate Center City University of New York.
- Messina, J., P. Du Caju, C. F. Duarte, M. Izquierdo y N. L. Hansen (2008), *The causes and consequences of nominal and real wage rigidity: a sectoral approach*; disponible en : [http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/wage\\_dynamics\\_europe/messina\\_et\\_al.pdf?7a98b045f4a02c7924a2e4d4e15177fd](http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/wage_dynamics_europe/messina_et_al.pdf?7a98b045f4a02c7924a2e4d4e15177fd)).
- Schweitzer, M. (2007), *Wage flexibility in Britain: some micro and macro evidence*, Bank of England (Working Paper, núm. 331).
- Stiglbauer, A. (2002), “Identification of wage rigidities in microdata – a critical literature review”, *Focus on Austria*, Oesterreichische Nationalbank, vol., 3, pp. 110-126.
- Taborda, R., y J. C. Guataquí (2003), *Firm level evidence of efficiency wages and labor turnover in Colombia’s manufacturing industry*, Universidad del Rosario, Facultad de Economía, (Borradores de Investigación, núm. 37).
- Tobin, J. (1972), “Inflation and Unemployment”, *American Economic Review*, vol. 62, núm. 1, pp. 1-18.
- Wage Dynamics Network (2009), *Wage Dynamics in Europe: Final Report of the Wage Dynamics Network (WDN)*, diciembre; disponible en : [http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn\\_finalreport\\_dec2009.pdf?2a29daf7d057c7875ae6d57a552f0f95](http://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn_finalreport_dec2009.pdf?2a29daf7d057c7875ae6d57a552f0f95)).



*Luis Miguel Galindo*

*Horacio Catalán*

# Las hipótesis de poder de paridad de compra y de paridad descubierta de tasas de interés en México: identificación de hipótesis estructurales

## I. INTRODUCCIÓN

El tipo de cambio es una de las variables fundamentales que inciden en el desempeño de una economía y en sus relaciones con el exterior por lo que resulta básico identificar los factores que determinan su nivel y evolución. En este sentido, la literatura económica sobre los determinantes del tipo de cambio es ciertamente extensa y contiene una gran cantidad de debates e incertidumbres (Frankel, 1997 y 2003; Edwards y Savastano, 1999; Obsfeld y Rogoff, 1995). En este contexto,

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de L. M. Galindo y H. Catalán, profesores de la Facultad de Economía, UNAM, así como profesor afiliado a la División de Economía del CIDE y catedrático extraordinario Narciso Bassols de la Facultad de Economía, UNAM, respectivamente. Los autores agradecen los comentarios de Julio Andújar y Roberto Cabral, así como el apoyo de Carlos Alberto Francisco en las estimaciones econométricas. Desde luego se aplica el descargo usual de los errores e institucional. Esta investigación fue apoyada por el proyecto PAPIIT: IN-307409. Correos electrónicos: <gapaliza@servidor.unam.mx / catalanh@economia.unam.mx>.*

las hipótesis de paridad de poder de compra (PPP) y de paridad descubierta de tasas de interés (PDTI) continúan teniendo un papel fundamental<sup>1</sup> para identificar los principales determinantes del tipo de cambio y su evolución (Sarno y Taylor, 2002; Johansen y Juselius, 1992; MacDoland y Marsh, 1997; Caporale *et al.*, 2001; Stephens, 2004; MacDonald, 2007). Por lo general, el análisis de las hipótesis de PPP y de PDTI se realiza por separado y donde la evidencia permita identificar la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio; no obstante, también se identifica la presencia de desviaciones significativas y generalmente se rechazan los valores específicos en los coeficientes sugeridos por la teoría (Sarno y Taylor, 2002). Las causas argumentadas sobre estas desviaciones son ciertamente múltiples e incluyen factores tales como fallas de mercado, costos de transacción, información o transporte significativos, diferencias en las trayectorias de la productividad o la exclusión de otras variables significativas (MacDonald, 2007; y Sarno y Taylor, 2002).

De este modo, existe un creciente interés por analizar ambas hipótesis en forma conjunta que atienda a la fuerte relación e interdependencia entre el mercado de bienes y el de capitales. Esto puede contribuir a reducir la posible presencia de un problema de incorrecta especificación y a reducir el problema de que los resultados de los modelos basados en el uso de vectores autorregresivos (VAR) y el procedimiento de Johansen (1996) son muy sensibles al conjunto de información considerada y que suelen modificarse significativamente al incluirse variables adicionales (Juselius, 2006).

El análisis simultáneo de ambas hipótesis establece que la PPP representa el equilibrio en el mercado de bienes y la PDTI el equilibrio en el mercado de capitales y que el equilibrio en ambos mercados está estrechamente relacionado.<sup>2</sup> Esto es, dada la restricción presupuestal de la balanza de pagos, un desequilibrio en alguno de estos dos mercados se traduce en

<sup>1</sup> La importancia de las hipótesis de PPP y de PDTI se asocia también a la aparente desconexión entre el nivel y la trayectoria del tipo de cambio y los fundamentos macroeconómicos de una economía (Obsfeld y Rogoff, 2007; y MacDonald, 2007).

<sup>2</sup> De este modo, la PPP representa un ajuste hacia atrás (*backwards*) en el mercado de bienes y la PDTI representa un ajuste hacia adelante (*forward looking*) en el mercado de capitales (Juselius, 1995).

un desequilibrio inverso en el otro mercado como forma de balance. De este modo, el análisis simultáneo de ambas hipótesis busca establecer no sólo la presencia de relaciones estables de cointegración consistentes con las hipótesis de PPP y de PDTI sino también identificar apropiadamente estos dos vectores de cointegración mediante la imposición de restricciones derivadas de la información disponible y de la teoría económica (Juselius, 2006; y Patterson, 2000). Así, el principal objetivo de este artículo es analizar las hipótesis de PPP y de PDTI, de manera simultánea, en el contexto de la presencia de cointegración e identificar cada uno de los vectores mediante la imposición de restricciones derivadas de la información disponible y de la teoría económica. De este modo, se pretende encontrar una representación econométrica estructural que incluya todo el espacio de cointegración (Juselius, 1995). El artículo se divide en cuatro secciones. La primera corresponde, obviamente, a la presente introducción; la segunda incluye el marco general y la metodología econométrica. La tercera sección presenta la evidencia empírica y, finalmente, la cuarta sección incluye las conclusiones y algunos comentarios de política económica.

## II. MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA ECONOMETRICA

Las hipótesis de poder de paridad de compra (PPP) y de paridad descubierta de tasa de interés (PDTI) son los fundamentos para identificar a los principales determinantes del tipo de cambio (Sarno y Taylor, 2002; y Obstfeld y Rogoff, 1995). Así, la hipótesis de paridad de poder de compra (PPP), en términos absolutos, establece que el tipo de cambio nominal ( $S_t$ ) tiene una correspondencia directa con la proporción de la relación entre el nivel de precios internos ( $P_t$ ) y los precios externos ( $P_t^*$ ) (MacDoland, 1988, Hallwood y MacDonald, 1994, Isard, 1995). De este modo, el mismo bien en dos países tendrá el mismo precio, ajustado por el tipo de cambio nominal (Hallwood y McDonald, 1994) lo que implica entonces que:

$$(1) \quad s_t = p_t - p_t^*$$

Las variables en minúsculas representan el logaritmo de las

series. De este modo, según la hipótesis de PPP, la evolución del tipo de cambio real corresponde a una serie estacionaria o constante (MacDonald, 2007):

$$(2) \quad sr_t = s_t + p_t^* - p_t.$$

Por su parte, la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés (PDTI) sostiene que los rendimientos sobre activos financieros similares en distintos países tienden a ser iguales, aunque, con ajustes por los movimientos cambiarios como consecuencia del proceso de arbitraje y sin incluir a la posible prima de riesgo (Frenkel, 1982; Visser, 1995). La ecuación (2) define a la hipótesis de PDTI como la condición de equilibrio en el mercado de bonos donde se relaciona a la tasa de interés nacional ( $i_t$ ) y externa ( $i_t^*$ ) con la depreciación esperada del tipo de cambio ( $E_t s_{t+1} - s_t$ ). De este modo, con condiciones de perfecta movilidad de capitales e inversionistas adversos al riesgo, el rendimiento de los activos financieros en un país debe ser igual a la tasa de interés internacional más una ganancia o pérdida por los movimientos en el tipo de cambio. En este sentido, la tasa de interés interna disminuye cuando se anticipa una apreciación o bien aumenta en el caso en que exista una expectativa de depreciación cambiaria (MacDonald, 2007; Visser, 1995).

$$(3) \quad r_t - r_t^* = E_t s_{t+1} - s_t.$$

Las hipótesis de PPP y de PDTI se pueden especificar económicamente (Johansen y Juselius, 1992; y MacDonald y Marsh, 1997) como:

$$(4) \quad s_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + u_{1t},$$

$$(5) \quad r_t = \beta_3 + \beta_4 r_t + \beta_5 r_t^* + u_{2t}.$$

Donde las condiciones de homogeneidad y de simetría (MacDonald y Marsh, 1997) en estas ecuaciones se expresan como:

$$\text{Con } \beta_1 = \beta_2 = 1 \text{ y } \beta_1 = -\beta_2 \text{ para PPP.}$$

$$\text{Con } \beta_4 = \beta_5 = 1 \text{ y } \beta_4 = -\beta_5 \text{ para PDTI.}$$

La evidencia empírica disponible sobre estas hipótesis es ciertamente extensa y variada y sus resultados son sensibles

del país, del periodo de tiempo analizado, del régimen cambiario e incluso del método de estimación aplicado (Isard, 1977; Frenkel, 1978 y 1981a; Krugman, 1978; Enders, 1988; Corbae y Ouliaris, 1988; Taylor, 1988; MacDonald, 1995; Lotthian y Taylor, 1996; Frankel y Rose, 1996; Papell, 1997; Murray y Papell, 2002). En general, la evidencia internacional disponible es actualmente favorable a la hipótesis de PPP<sup>3</sup> en el largo plazo pero la rechaza en el corto plazo; esto es, se observa la presencia de cointegración entre las series pero persisten serias discrepancias en el corto plazo que dependen del régimen cambiario, del país y del periodo considerado (Edwards y Savastano, 1999); asimismo, es común el rechazo específico de las condiciones de homogeneidad y simetría (MacDonald y Marsh, 1997). El rechazo de estas condiciones de homogeneidad y simetría se traduce, normalmente, en la presencia de una raíz unitaria en el tipo de cambio real.

Por su parte, la evidencia sobre la hipótesis de PDTI muestra también que es común identificar la presencia de cointegración entre las tasas de interés interna y externa lo que sugiere la relevancia de esta hipótesis en el largo plazo pero es común también rechazar esta hipótesis en el corto plazo (Alper *et al.*, 2007).

En general la evidencia disponible para la economía mexicana es consistente con la evidencia internacional; esto es, con respecto a la PPP; se observa que el tipo de cambio y los diferenciales de precios cointegran pero los coeficientes no son los esperados por la teoría (Galindo, 1995; Pérez y López, 1996; Rodríguez-Arana, 2002; Santaella, 2002; Noriega y Medina, 2003). Con respecto a la PDTI es común reportar la presencia de cointegración entre las series pero rechazar el valor específico de los coeficientes sugeridos por la teoría económica (Sarno y Taylor, 2002; Galindo, 1995; Catalán, 2001; y Ogaki y Santaella, 2000; Candelon y Gil-Alana, 2006).

En este sentido, se observa que ambas hipótesis parecen sostenerse en el largo plazo, aunque con coeficientes distintos a los esperados, y que ello coexiste con desequilibrios significativos en el corto plazo que puede llevar incluso a su rechazo temporal o incluso a una trayectoria no estacionaria del tipo

<sup>3</sup> El consenso ha cambiado varias veces del rechazo a la aceptación pero ahora está más en su aceptación.

de cambio real. Existen diversos argumentos que permiten explicar este fenómeno de oscilación del tipo de cambio nominal en torno a la trayectoria de largo plazo sugerida por las hipótesis de PPP y PDTI. Estas desviaciones sobre la trayectoria de largo plazo se asocian a factores tales como costos de transacción e información, costos de transporte, régimen cambiario, fallas de mercado, efectos derivados de las intervenciones del banco central, la existencia de límites a la especulación o que los inversionistas reaccionan más a los cambios en los rendimientos reales que a los nominales (Obsfeld y Taylor, 1997; Martson, 1992; Alper *et al.*, 2007). Sin embargo, el proceso de arbitraje en el mercado de bienes y de capitales genera ganancias extraordinarias que finalmente serán eliminadas por ajustes del tipo de cambio, lo que se traduce en el retorno a la trayectoria de largo plazo (MacDonald, 1995; Rogoff, 1995; Sarno y Taylor, 2002). De este modo, las desviaciones a corto plazo de tipo de cambio nominal respecto a sus fundamentos no son permanentes y describen un proceso estacionario (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1988).

En este contexto, debe considerarse que, para el tipo de cambio, los mercados de bienes y de capitales están necesariamente interconectados por la restricción presupuestal de la balanza de pagos que indica que el desequilibrio de la cuenta corriente debe de compensarse en un superávit (desequilibrio) en la cuenta de capital. De este modo, no pueden analizarse de manera independiente las hipótesis de PPP y PDTI ya que el rechazo de la hipótesis de PPP tiene consecuencias sobre el rechazo de la PDTI<sup>4</sup> (MacDonald y Marsh, 1997; Juselius, 1995; Caporale *et al.*, 2001; Stephens, 2004). De este modo, en el caso en donde existe cointegración en ambas hipótesis se cumple que:

$$(6) \quad s_t - p_t + p_t^* \sim I(0)$$

$$(7) \quad r_t - r_t^* \sim I(0)$$

<sup>4</sup> Más aún, diferenciando la ecuación (1) y sustituyéndola en la ecuación (2) se obtiene que las tasas reales de interés son similares en el largo plazo:  $R_t - \Delta p_{t+1} = R_t^* - \Delta p_{t+1}^*$ . De este modo, no rechazar, conjuntamente, a las hipótesis de PPP y de PDTI implica el no rechazo de la hipótesis de paridad de tasas de interés real entre países o la hipótesis de Fisher a nivel internacional (Cuthbertson y Nitzsche, 2004).

Sin embargo, en el caso donde el tipo de cambio real es no estacionario [ $I(1)$ ] las condiciones de homogeneidad y de simetría no se cumplen (Juselius, 1995). Este desbalance entre el tipo de cambio y el diferencial entre los precios internos y externos es compensado por movimientos en el diferencial de tasas de interés (Juselius y MacDonald, 2004). Por lo tanto, el estudio simultáneo de PPP y PDTI se relaciona con la presencia de persistencia o de una raíz unitaria en el tipo de cambio real (Johansen y Juselius, 1990; Juselius, 1995; MacDonald y Marsh 1997 y 1999; Juselius y Macdonald, 2004). Así, las desviaciones de la PPP se compensan con los diferenciales entre las tasas de interés (espejo), es decir, el tipo de cambio real  $-I(1)-$  se compensa con el diferencial en las tasas de interés  $-I(1)-$  (MacDonald, 2007). De tal forma que la interdependencia de las dos hipótesis permite identificar la cointegración, ya que la combinación de los diferenciales de precios y de tasas de interés con el tipo de cambio incluido se vuelve estacionaria [ $I(0)$ , Juselius y Madocnald, 2004, ecuación (8)]. La cointegración es el resultado de que los desbalances de la cuenta corriente se financian con la cuenta de capital que ajusta a los diferenciales de tasas de interés.

$$(8) \quad [\varphi_1(r_t - r_t^*) - \varphi_2(s_t - p_t + p_t^*)] \sim I(0),$$

Donde  $\varphi_1$  y  $\varphi_2$  son ponderaciones de los diferenciales de precios y de tasas de interés (Juselius y Macdonald, 2004). De este modo, las desviaciones de corto plazo son compensadas en el plazo pero con coeficientes distintos a los sugeridos por las condiciones de homogeneidad.

Esto lleva a considerar una hipótesis conjunta sobre ambas hipótesis (Juselius, 1995; Juselius y MacDonald, 2004). Esta especificación es conocida como la “visión de Cassel<sup>5</sup> de la PPP” (MacDonald y Marsh, 1997)

$$(9) \quad CC_t + CK_t = [\varphi_1(s_t - p_t + p_t^*) + \varphi_2(-r_t + r_t^*)] = \Delta RI_t \sim I(0).$$

Donde  $CC_t$  es la cuenta corriente;  $CK_t$  es la cuenta de capital; y  $\Delta RI_t$  es la variación en las reservas internacionales. De este modo, los desequilibrios en la cuenta corriente dependen fundamentalmente de la competitividad y por tanto del diferencial

<sup>5</sup> Cassel (MacDonald y Marsh, 1997) enfatiza la importancia de los flujos de capital en la determinación del tipo de cambio.

de precios que no es compensado por el tipo de cambio y los desequilibrios de la cuenta de capital de los diferenciales entre las tasas de interés. Así, una formulación flexible para analizar estas hipótesis en el contexto de la econometría estructural se puede especificar (Juselius, 1995; Juselius y MacDonald, 2004) como:

$$(10) \quad s_t = \alpha_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \beta_4 r_t + \beta_3 r_t^* + u_t.$$

Esto implica analizar la presencia de cointegración entre las series de cada una de las hipótesis e imponer las restricciones necesarias en estos vectores a modo de obtener una identificación única. El análisis simultáneo de estas hipótesis incluye entonces la estimación y el análisis simultáneo de las restricciones de homogeneidad y simetría. De otro modo, la combinación lineal, con coeficientes distintos, de estos vectores de cointegración es otra posible solución. El supuesto de una combinación lineal estacionaria que considere ambas hipótesis de paridad es consistente con la presencia de tendencias estocásticas comunes (Juselius y MacDonald, 2004). Así, ambas hipótesis pueden entonces representarse, en su forma más general, en un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con  $k$  rezagos (Johansen, 1995):

$$(11) \quad X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + u_t.$$

Donde  $X_t = (s_t, p_t, p_t^*, r_t, r_t^*)$  es un vector que incluye a todas las variables relevantes;  $\mu$  incluye la constante, la tendencia o las variables ficticias respectivas; y  $u_t$  es el término de error que se distribuye normal con media cero y varianza constante. La ecuación (11) puede entonces representarse en su forma de corrección de errores (VECM) (Johansen, 1988 y 1995) como:

$$(12) \quad \Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi_0 X_{t-1} + u_t.$$

Donde  $\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \dots + A_i$ , para  $i = 1, 2, \dots, k-1$ , y  $\Pi_0 = I - A_1 - A_2 - \dots - A_k$ . En caso de que las variables incluidas inicialmente en el vector  $X_t$  sean de orden de integración  $I(1)$  entonces las series en  $\Delta X_t$  son estacionarias [ $I(0)$ ] y por lo tanto el sistema sólo está balanceado en el caso en que  $\Pi_0 X_{t-1}$  sea  $I(0)$ . Esta condición se deriva del rango de la matriz  $\Pi_0$ , es decir, del número de relaciones linealmente independientes y

estacionarias. Esto es, como  $\Delta X_{t-1}$  es  $I(0)$  entonces la ecuación (12) sólo puede cumplirse en el caso en que  $\Pi_0$  no tenga rango completo o  $\Pi_0 = 0$  (Juselius, 2006).

Así, que para identificar las relaciones de cointegración en el conjunto de variables consideradas se requiere determinar el rango ( $r$ ) de la matriz  $\Pi_0$  a través de identificar el número de vectores característicos de  $\Pi_0$  que son estadísticamente diferentes de cero (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992). De este modo, la hipótesis nula sobre el número de vectores de cointegración, puede ser formulada como la condición de rango ( $r$ ) sobre la matriz  $\Pi_0$ :

$$(13) \quad H_r: \Pi_0 = \alpha\beta'.$$

Donde  $\alpha$  y  $\beta'$  son matrices de orden  $p \times r$ ;  $p$  es el número de variables en el VAR, que en este caso es igual a cinco (por tanto,  $r \leq 5$ ). Los renglones de la matriz  $\beta'$  contienen a los vectores de cointegración o relaciones de largo plazo y las columnas de la matriz  $\alpha$  se denominan factores de ponderación de estas relaciones de largo plazo (Johansen, 1995). Así, cuando el rango de  $\Pi_0$  es completo ( $r = p$ ), las variables en  $X_t$  son estacionarias en niveles; en el caso en que la matriz  $\Pi_0$  es de rango cero ( $r = 0$ ), el modelo VAR debe ser especificado en primeras diferencias y no existen vectores de cointegración; finalmente, en el caso en que la matriz  $\Pi_0$  es de rango  $r$ , tal que  $0 < r < p$ , existen entonces  $r$  combinaciones linealmente independientes que son estacionarias, que definen a  $r$  vectores de cointegración;  $p - r$  es entonces el número de tendencias estocásticas comunes (Juselius, 2006). De este modo, bajo la hipótesis de que  $X_t$  es  $I(1)$  entonces el VAR cointegrado es (Juselius, 2006):

$$(14) \quad \Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha\beta' X_{t-1} + u_t.$$

El procedimiento de Johansen (1988), permite entonces identificar al número de vectores en que expande el espacio de cointegración. Sin embargo, cualquier combinación lineal de estos vectores de cointegración representa también una posible solución que mapea en  $I(0)$  (Johansen, 1995). En este sentido, la solución del espacio de cointegración no es única y por tanto es necesario proceder a imponer distintas

restricciones dictadas por la teoría económica o la evidencia empírica para analizar que las columnas de  $\beta$  estén identificadas<sup>6</sup> (Johansen y Juselius, 1992 y 1994). En este sentido, los modelos estructurales con corrección de error requieren identificar al modelo además de sus condiciones de exogeneidad (Ericsson e Irons, 1994; Galindo, 1997). De este modo, el procedimiento de identificación busca entonces conocer si existe suficiente información *a priori* que permita relacionar una forma reducida con una forma estructural particular (Patterson, 2000).

### III. LA EVIDENCIA EMPÍRICA

Las series de datos utilizadas tienen periodicidad mensual de 1988(1) a 2009(12) e incluyen: el tipo de cambio nominal ( $s_t$ ) expresado en pesos por dólar de Estados Unidos; el índice de precios al consumidor de México como el nivel de precios interno ( $p_t$ ); el índice de precios al consumidor de Estados Unidos como el de precios externos ( $p_t^*$ ); la tasa de interés de los CETES a un mes ( $i_t$ ); y la tasa de interés de certificados de depósito de Estados Unidos a un mes ( $i_t^*$ ).<sup>7</sup>

Las pruebas de raíces unitarias de Dickey Fuller aumentada (ADF) (Dickey y Fuller, 1981), de Phillips-Perron (PP) (1988) y de KPSS (Kwiatkowsky *et al.*, 1992) se presentan en el cuadro A.1 en el Apéndice. Los resultados indican que el tipo de cambio nominal y las tasas de interés tanto interna como externa son series de orden de integración  $I(1)$ . En contraste, los estadísticos de las pruebas ADF y PP para las series de precios para ambos países son, *potencialmente*, series no estacionarias de orden de integración  $I(2)$ . Sin embargo, esto puede deberse a cambios estructurales en las series que se interpreta como la presencia de raíces unitarias (Maddala y Kim, 1998).<sup>8</sup> Los cambios estructurales afectan los resultados e inferencias del

<sup>6</sup> Esto es, que no existe una combinación lineal del resto de los vectores en  $\beta$  que se vea como la primera relación (Juselius, 2006).

<sup>7</sup> Ver Apéndice sobre las fuentes estadísticas.

<sup>8</sup> Ello afecta particularmente al estadístico de la prueba KPSS (Kwiatkowsky *et al.*, 1992) que diverge a más infinito ante un cambio en el orden de integración, y no permite distinguir entre una serie cuyo orden de integración es  $I(1)$  y los cambios en el proceso de la serie (Busetti y Taylor, 2004).

vector de cointegración, toda vez que se tiende a sobrerrechazar la hipótesis nula de no cointegración (Maddala y Kim, 1998). Por lo tanto, es necesario incluir en la especificación del modelo VAR variables ficticias que permitan incorporar la presencia de estos cambios estructurales y realizar las inferencias estadísticas correspondientes. En todo caso, es posible que los índices de precios de ambos países cointegren y por tanto su combinación reduce al menos un orden de integración (Juselius y MacDonald, 2004).

La especificación del modelo de vectores autorregresivos (VAR), incluye a las variables de tipo de cambio, precios y tasas de interés  $(s_t, p_t, p_t^*, i_t, i_t^*)$ , también se incluyen como variables exógenas: una variable ficticia de tendencia a partir de 1995, a fin de considerar el cambio de régimen de un sistema cambiario de bandas a un sistema de libre flotación; variables ficticias de pulso para las fechas de 1994:12 y 1995:1, para capturar la crisis de finales de 1994 y las fuertes variaciones<sup>9</sup> del tipo de cambio. El número de rezagos del modelo VAR se seleccionó de acuerdo con criterios de información (cuadro A.2, en el Apéndice): el criterio de Schwarz y el de Hannan-Quinn indican dos rezagos, en tanto que el criterio de Akaike reporta cuatro rezagos. Para distinguir correctamente entre los dos resultados, se aplicó una prueba de exclusión de rezagos, que confirma la especificación del modelo VAR con cuatro rezagos.<sup>10</sup>

De este modo, el modelo VAR se especificó con cuatro rezagos en niveles y se aplicó el procedimiento de Johansen (1988). Los resultados de la prueba de la traza, se reportan en el cuadro 1, e indican la presencia de al menos dos vectores de cointegración asociados a las dos primeras columnas de la matriz  $\beta'$ . De este modo, las desviaciones a corto plazo del tipo de cambio nominal con respecto a sus fundamentos no son permanentes y describen un proceso estacionario (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1988). Las desviaciones del tipo de cambio sobre su trayectoria de largo plazo son compensadas

<sup>9</sup> Ver gráfica A.I del Apéndice.

<sup>10</sup> Si bien en la prueba de exclusión reporta que los rezagos siete y del diez al doce son estadísticamente significativos, la estimación del VAR de orden diez o doce implicaría una gran cantidad de parámetros y una disminución importante de los grados de libertad, por lo cual se decidió por un número menor de rezagos.

con coeficientes distintos a los sugeridos por la teoría económica (Juselius y MacDonald, 2004).

**CUADRO 1.** PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DEL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN

Valores característicos	$H_0: r$	$p-r$	Traza (calculado)	Traza 95 % (tablas)	Prob
0.560	0	5	116.558	99.020	[0.000]
0.155	1	4	57.408	37.457	[0.000]
0.047	2	3	21.744	13.517	[0.101]
0.015	3	2	6.984	4.364	[0.328]
0.000	4	1	0.115	0.041	[0.802]

NOTA: (Prob) indica la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1988(1)-2009(12).

Los vectores de cointegración estimados sin restringir se representan en el cuadro 2, donde el primer vector se normaliza con respecto al tipo de cambio y el segundo en el nivel de precios internos, ambos vectores describen la estructura de la matriz  $\Pi_0$ . Los coeficientes obtenidos en los dos vectores de cointegración tienen sentido económico según las hipótesis de PPP y de PDTI aunque los valores específicos de los coeficientes no cumplen con las condiciones de simetría y homogeneidad. En este sentido, el primer vector parece corresponder a la hipótesis de PPP aumentada por el efecto marginal de las tasas de interés y el segundo vector corresponde a la hipótesis de PDTI aumentada por el impacto de los precios (Johansen y Juselius, 1992). Sin embargo, es importante señalar que la normalización del segundo vector de cointegración es arbitraria y no necesariamente corresponde a una variable *representativa* del sistema o que tenga sentido en el contexto de la hipótesis de PDTI (Juselius, 2006, pp. 120).

La presencia de dos vectores de cointegración requiere entonces identificar las relaciones de largo plazo (Johansen y

**CUADRO 2.** ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE LOS VECTORES DE COINTEGRACIÓN

Vector	$s_i$	$\hat{p}_i$	$\hat{p}_i^*$	$\hat{i}_i$	$\hat{i}_i^*$
$\beta_1'$	1.000	-0.920	0.404	-0.006	0.029
$\beta_2'$	-1.095	1.000	-0.417	0.027	-0.033

Juselius, 2002; y Johansen 1995 y 2010). Esto es, con el supuesto de que ambas hipótesis son válidas y que existen por tanto dos vectores de cointegración entonces se debe de cumplir con las siguientes restricciones de largo plazo que se desprenden de la teoría económica (Johansen y Juselius, 1992; Patterson, 2000; Caporale *et al.*, 2001; Stephens, 2004):

$$(15) \quad \beta' = \begin{bmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

Donde el vector de variables es  $(s_t, p_t, p_t^*, r_t, r_t^*)$ .

El problema de la identificación de los parámetros del vector de cointegración considera tres ámbitos: la matemática, la empírica y la identificación económica (Johansen, 2010). La identificación matemática es conocida como la condición de rango; la identificación empírica se refiere al método utilizado para comprobar que los datos cumplen con las restricciones impuestas y la identificación económica se asocia a la interpretación teórica de los resultados. Las restricciones en los parámetros del vector de cointegración pueden formularse (Juselius, 2006, p. 173; y Johansen, 2010, p. 3) suponiendo que existen  $r$  vectores de cointegración y que la normalización es impuesta a un elemento de cada  $\beta_i$  con un valor igual a uno. Así, la condición de orden establece que al menos deben existir  $r - 1$  restricciones independientes de la forma  $R_i \beta_i = 0$  en cada vector de cointegración (Patterson, 2000, pp. 637; Juselius, 2006; Johansen, 2010). Esto es, el número de restricciones lineales en el vector de cointegración debe ser  $g_i \geq r - 1$ , es decir cuando menos igual o menor que  $r - 1$ , y en el caso en que sea menor a este valor el vector de cointegración no puede ser identificado.

De esta manera, en el caso que  $\beta_i$  sea un vector de  $k \times 1$  parámetros *libres*, si se imponen  $g_i$  restricciones lineales el número de parámetros se reduce a  $k - g_i$ . De este modo, el orden de la matriz  $R_i$  es de  $k \times g_i$ , esto es, define el número de variables y el número de restricciones lineales. En este caso, para cada  $R_i$  se define una matriz  $H_i$  de rango completo  $H_i \equiv R_{i\perp}$ , donde  $H_i$  es ortogonal a  $R_i$  de modo que  $R_i H_i = 0$ . En consecuencia, en el caso en que  $R_i$  es de dimensión  $k \times g_i$  entonces la matriz  $H_i$  es de rango  $k \times (k - g_i)$ . Por ejemplo, si se impone un conjunto de restricciones homogéneas tal

como  $R_i\beta_i = 0$ , entonces, se requiere una transformación  $H$  que conduzca de los  $k$  coeficientes  $\beta_i$  a los  $k - g$  coeficientes ( $\varphi$ ) conocidos como los hiperparámetros o parámetros libres (Patterson, 2000; Juselius, 2006; Johansen, 2010). Así, las restricciones se pueden describir de dos formas como:

$$(16) \quad R_i\beta_i = 0$$

$$(17) \quad \beta_i = H_i\varphi_i$$

El rango de cointegración en el caso de las hipótesis de PPP y PDTI es igual a dos ( $r = 2$ ). Por lo tanto, es necesario imponer al menos  $r - 1$  restricciones en cada uno de los vectores ( $2 - 1 = 1$ ). En este caso, para la hipótesis de PPP existen cuatro restricciones en el primer vector de cointegración, que incluyen dos restricciones de exclusión y dos restricciones de igualdad; y en el segundo vector también existen cuatro restricciones: tres restricciones de exclusión y una de igualdad que se refiere a la hipótesis de PDTI. En este sentido, el modelo cumple con la condición de orden y está sobreidentificado (Patterson, 2000)

La comprobación empírica de la restricción, en el contexto del procedimiento de Johansen (1995), se realiza por medio de una prueba de razón de máxima verosimilitud. En el caso del modelo sin restricciones expresado en la ecuación (14), el valor de máxima verosimilitud se obtiene como:

$$(18) \quad L_U = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i).$$

Donde  $|S_{00}|$  es el determinante de la matriz de varianza-covarianza de los residuos de la estimación de  $\Delta X_t$  con  $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-(p-1)}$ . Por su parte, para derivar el valor de máxima verosimilitud en el modelo con restricción, se cambia la especificación del modelo de la ecuación (14), y se incluye la matriz  $H$  de restricciones y el vector de hiperparámetros como en la siguiente expresión.

$$(19) \quad \Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \phi' H' X_{t-1} + \mu + u_t.$$

La función de máxima verosimilitud se define como:

$$(20) \quad L(H(r)) = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \tilde{\lambda}_i),$$

Donde  $\tilde{\lambda}$  es la raíz característica del modelo con restricciones; y  $H(r)$  denota la hipótesis de que el rango de  $\Pi$  es  $r$  (Johansen, 1995; y Juselius, 2006).

El estadístico de razón de máxima verosimilitud, se define como en la ecuación (18) y se distribuye como una  $\chi^2$  con grados de libertad igual al número de restricciones homogéneas en los vectores de cointegración (Johansen, 1996)

$$(21) \quad 2(L_U - L_R) = -T \sum_{i=1}^r \ln(1 - \hat{\lambda}_i) + T \sum_{i=1}^r \ln(1 - \tilde{\lambda}).$$

Donde en el caso en que el rango sea  $p$  entonces no existen raíces unitarias y  $X_t$  incluye sólo variables estacionarias y en el caso en que el rango sea  $p - r$  entonces existen  $r$  vectores de cointegración y  $p - r$  raíces unitarias y  $X_t$  es no estacionaria (Juselius, 2006).

De este modo, de acuerdo con el resultado de que existen dos vectores de cointegración, es posible analizar la validez simultánea de ambas hipótesis (PPP y PDTI) para el caso de la economía mexicana. Así, la primera restricción por analizar es el caso donde la hipótesis de PPP cumple con ser un proceso estacionario; lo anterior, si se imponen las condiciones de proporcionalidad (elasticidad unitaria) y simetría entre los precios internos y los precios externos y si, además, las tasas de interés no influyen en la relación de largo plazo de las primeras tres variables:

$$(22.1) \quad H_0^1: \begin{bmatrix} \beta_1' \\ \beta_2' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & * \end{bmatrix}.$$

$$(22.2) \quad H_0^1: R_1 \beta_1 = 0 \quad \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix}, \quad H_0^1: \beta_1 = H_1 \varphi_{11} \quad \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1 \\ 1 \\ -1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix},$$

Si se supone la presencia de un segundo vector de cointegración, entonces resulta relevante determinar la relevancia de la presencia de este vector de cointegración en la dinámica del tipo de cambio nominal. Esto se puede comprobar imponiendo la restricción de que la hipótesis de PPP no se cumple en el segundo vector y que el diferencial de tasas representa

un proceso estacionario. Adicionalmente, se establece la condición de proporcionalidad u homogeneidad y la condición de simetría. Esta segunda restricción se define como:

$$(23.1) \quad H_0^2 : \begin{bmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * & * & * & * & * \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

$$(23.2) \quad H_0^2 : R_1 \beta_2 = 0 \quad \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix}, \quad H_0^2 : \beta_2 = H_2 \varphi_{12} \quad \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ -1 \end{bmatrix}.$$

Las dos primeras restricciones se pueden analizar, conjuntamente, imponiendo la restricción de proporcionalidad entre los tres primeros elementos del primer vector de cointegración, mientras que en el segundo vector de cointegración la hipótesis de PDTI impone solamente la restricción de que los coeficientes de ambas tasas de interés sean iguales con signo contrario.<sup>11</sup> Las matrices que permiten probar tales restricciones son:

$$(24.1) \quad H_0^3 : \begin{bmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix}.$$

En el primer vector:

$$(24.2) \quad H_0^3 : R_3 \beta_1 = 0 \quad \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix}, \quad H_0^3 : \beta_1 = H_3 \varphi_{13} \quad \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1 \\ 1 \\ -1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix},$$

En el segundo vector:

$$(24.3) \quad H_0^3 : R_3^* \beta_2 = 0 \quad \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix}, \quad H_0^3 : \beta_2 = H_3 \varphi_{23} \quad \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ -1 \end{bmatrix},$$

<sup>11</sup> La normalización no se considera una restricción.

Desde luego, es posible considerar un modelo menos restrictivo, aunque también sobreidentificado, que se obtiene incluyendo en el primer vector de cointegración a la hipótesis de PPP y los otros coeficientes de las tasas de interés se incluyen sin restricciones (Caporale *et al.*, 2001). Así, la cuarta restricción asume que PPP se cumple en el primer vector, pero esta tendencia común de las tres variables se ve afectada por las tasas de interés de ambos países, aunque con un impacto no simétrico. Ello se considera como una forma débil de la hipótesis de PDTI y representa evidencia de que existe un efecto a largo plazo de los movimientos de las tasas de interés en el tipo de cambio nominal. Esta opción sin embargo, pierde fuerza desde el punto de vista de la teoría económica ya que permite obtener diversos valores de los coeficientes. Este planteamiento se expresa en la siguiente restricción:

$$(25.1) \quad H_0^4 : \begin{bmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & * & * \\ * & * & * & * & * \end{bmatrix}.$$

$$(25.2) \quad H_0^4 : R_4 \beta_1 = 0 \quad \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix}, \quad H_0^4 : \beta_1 = H_4 \varphi_{14} \quad \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

Existen además diversas opciones de restricciones por considerar (Caporale *et al.*, 2001) tales como:

La hipótesis de PPP se cumple en ambos vectores de cointegración:

$$(26) \quad H_0^5 : \begin{bmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 1 & * & * \\ 1 & -1 & 1 & * & * \end{bmatrix}.$$

Sólo la hipótesis de PDTI se cumple en ambos vectores de cointegración:

$$(27) \quad H_0^6 : \begin{bmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * & * & * & -1 & 1 \\ * & * & * & -1 & 1 \end{bmatrix}.$$

El cuadro 3 muestra los resultados de las distintas restricciones en los vectores de cointegración, así como los valores de los coeficientes de estos vectores, que en algunos casos se

aproximan a cero. La restricción de que se cumpla PPP en el primer vector de cointegración y las tasas de interés no influyen en la relación de largo plazo, es decir  $H_0^1$ . El estadístico  $\chi^2$  rechaza ampliamente la hipótesis de PPP que incluye la restricción en los coeficientes para el caso de la economía mexicana, lo que indica que no representa un proceso estacionario. Un resultado similar se reporta en la investigación de Caporale *et al.*, (2001) donde se utilizan datos de Alemania y Japón. Pesaran *et al.* (2000) también rechaza la hipótesis de PPP

**CUADRO 3. RESULTADOS DE LAS RESTRICCIONES APLICADAS**

Restricción	Hipótesis	Vector	Coeficientes					Prueba
			$s_t$	$p_t$	$p_t^*$	$i_t$	$i_t^*$	
1	PPP y coeficientes iguales a cero	$\beta_1'$	1.000	-1.000	1.000	0.000	0.000	$\chi^2(3) = 18.38$ [0.000]
		$\beta_2'$	0.000	1.000	-6.896	-0.179	0.329	
2	PDTI y coeficientes iguales a cero	$\beta_1'$	1.000	-0.919	0.398	0.000	0.019	$\chi^2(3) = 2.228$ [0.527]
		$\beta_2'$	0.000	0.000	0.000	1.000	-1.000	
3	PPP, PDTI y coeficientes iguales a cero	$\beta_1'$	1.000	-1.000	1.000	0.000	0.000	$\chi^2(6) = 3.712$ [0.716]
		$\beta_2'$	0.000	0.000	0.000	1.000	-1.000	
4	PPP y Libres	$\beta_1'$	1.000	-1.000	1.000	0.553	0.006	$\chi^2(1) = 0.003$ [0.957]
		$\beta_2'$	0.000	1.000	-7.246	-6.783	0.279	
5	PPP en ambos vectores y coeficientes libres	$\beta_1'$	1.000	-1.000	1.000	0.492	-0.029	$\chi^2(4) = 20.113$ [0.005]
		$\beta_2'$	1.000	-1.000	1.000	1.782	4.368	
6	PDTI en ambos vectores y coeficientes libres	$\beta_1'$	0.000	-0.343	1.360	1.000	-1.000	$\chi^2(2) = 4.985$ [0.083]
		$\beta_2'$	-0.370	0.000	1.204	1.000	-1.000	

con información para el Reino Unido, al igual que en la investigación de Juselius (1995). Por otra parte, al probar la primera restricción y dejar libres los parámetros del segundo vector de cointegración, los coeficientes no tienen signos y magnitudes consistentes con la teoría económica.

La segunda restricción  $H_0^2$  busca identificar que el diferencial de tasas de interés represente un proceso estacionario. El estadístico  $\chi^2$  no rechaza la hipótesis nula así que existe una relación de equilibrio entre las tasas de interés interna y externa. En tanto que los coeficientes del primer vector de cointegración, que se dejaron libres en la estimación, son consistentes con la hipótesis de PPP. Este resultado indicaría que si se impone la restricción de PDTI en el segundo vector de cointegración, existe una relación de equilibrio en el primer vector asociada a PPP, por lo tanto ambos vectores son relevantes para describir la trayectoria a largo plazo del tipo de cambio nominal. La tercera restricción  $H_0^3$  analiza la hipótesis PPP en el primer vector y la PDTI en el segundo vector y se observa que el estadístico no rechaza la hipótesis nula. De este modo, la especificación de un modelo de tipo de cambio nominal debe considerar las dos relaciones de equilibrio, la primera asociada a PPP y la segunda al diferencial de tasas de interés. Esto es, la restricción presupuestaria de la balanza de pagos resulta relevante para interconectar los mercados de bienes y de capitales y por tanto la determinación de la trayectoria del tipo de cambio.

Una forma de verificar este resultado es imponer las demás restricciones. De este modo, la hipótesis cuatro  $H_0^4$  establece que en el primer vector se cumple la hipótesis de PPP pero los coeficientes de las tasas de interés se estiman libremente, indicando que existe un efecto de estas variables en la relación de equilibrio de la PPP. El estadístico obtenido rechaza la hipótesis nula pero los coeficientes de las tasas de interés no corresponden a la hipótesis de PDTI y en el caso de la tasa de interés externa reporta un valor muy cercano a cero. Los coeficientes del segundo vector no tienen sentido desde el punto de vista de la teoría económica, por lo tanto no se pueden utilizar para explicar la trayectoria del tipo de cambio a largo plazo. Cuando se impone la restricción de PPP en ambos vectores de cointegración, que corresponde a la hipótesis  $H_0^5$ , el estadístico  $\chi^2$  rechaza ampliamente la hipótesis nula, por lo

tanto el segundo vector no contiene una relación de equilibrio entre el tipo de cambio y los niveles de precios internos y externos. Finalmente, la última restricción  $H_0^6$ , impone la condición de la PDTI en ambos vectores, el estadístico no rechaza la hipótesis nula, no obstante a un nivel de significancia de 10% ya no se rechazaría la hipótesis nula. Así que ambas hipótesis deben considerarse de manera conjunta, el primer vector está asociado a la hipótesis de PPP, y el segundo vector asociado al diferencial de tasas de interés que describe un proceso estocástico estacionario.

Además de identificar las relaciones de largo plazo en el modelo de tipo de cambio es también necesario separar las variables endógenas y las exógenas (Boswijk, 1996; Jacobs y Wallis, 2010). Esto permite identificar las condiciones para la realización de inferencias estadísticas apropiadas, de pronósticos o de simulación entre las variables del sistema (Ericsson *et al.*, 1998; y Ericsson, 1992). En particular, se requiere identificar las condiciones de exogeneidad débil de las variables. La exogeneidad débil se define para una variable  $z_i$  con respecto a un conjunto de parámetros de interés. En el caso donde el proceso marginal de  $z_i$  no contiene información útil para la estimación de los parámetros relevantes y es posible especificar el proceso generador de información (DGP) en términos del proceso condicional y marginal, de forma que los parámetros de interés son sólo una función del modelo de probabilidad condicional y puede entonces aplicarse un corte secuencial (Ericsson *et al.*, 1998; y Ericsson, 1992). En el contexto del modelo de dos vectores de cointegración la matriz alfa se define como:

$$(28) \quad \alpha\beta' = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \\ a_{31} & a_{32} \\ a_{41} & a_{42} \\ a_{51} & a_{52} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} & b_{41} & b_{51} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} & b_{42} & b_{52} \end{bmatrix}$$

Los factores de  $a_{ji}$ , donde  $j = 1, \dots, 5$  e  $i = 1, 2$ , estiman la velocidad de ajuste hacia el estado de equilibrio de cada variable del sistema (Johansen, 1995). Así, una fila de ceros en la matriz alfa indica que esa variable es exógena débil y por lo tanto presenta una tendencia independiente al vector de cointegración.

En caso de que no sea exógena débil, existe un efecto simultáneo entre el nivel de las variables y en consecuencia no puede ser usada para influir en la trayectoria de largo plazo de la variable dependiente. La condición de exogeneidad débil permite realizar inferencia estadística en el vector de cointegración y garantiza que el condicionamiento del vector de cointegración es correcto (Ericsson *et al.*, 1998; y Ericsson, 1992; Johansen, 1995).

Los resultados de la prueba de exogeneidad débil se presentan en el cuadro 4, con dos vectores de cointegración. La evidencia indica que la hipótesis nula no es rechazada por el nivel de precios externos y la tasa de interés externa, lo que es consistente con la teoría económica. Las variables mantienen una tendencia común pero independiente con el resto de las variables del sistema y por lo tanto no pueden considerarse como endógenas en el sistema. Las variables de nivel de precios interno y la tasa de interés interna no son exógenas débiles, por lo tanto la tendencia de estas series influye en la relación de largo plazo y no pueden ser utilizadas de forma independiente para influir en la trayectoria de largo plazo del tipo de cambio. Así, desviaciones temporales de la relación de equilibrio del tipo de cambio nominal con respecto a la relación de precios (hipótesis PPP) o bien del diferencial de tasas de interés (PDTI) influyen en las variaciones de corto plazo de los precios y de la tasa de interés interna, ello a su vez genera desviaciones de sus respectivas tendencias de largo plazo, lo que se traduce en impactos en la relación de equilibrio de PPP y de PDTI. Esta dinámica no lineal entre las variables debe ser considerada en la modelación de corto plazo del tipo de cambio nominal.

En efecto, los resultados de las restricciones en el vector de cointegración muestran que el tipo de cambio mantiene una

**CUADRO 4.** PRUEBAS DE HIPÓTESIS SOBRE LOS PARÁMETROS  $\alpha$

<i>Hipótesis</i>	$\chi^2(2)$
$\alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$	2.266 [0.322]
$\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$	19.146 [0.000]
$\alpha_{31} = \alpha_{32} = 0$	0.787 [0.674]
$\alpha_{41} = \alpha_{42} = 0$	39.448 [0.000]
$\alpha_{51} = \alpha_{52} = 0$	0.349 [0.839]

relación de equilibrio con los precios internos y externos, además influye el diferencial de tasas de interés. Este resultado consistente con las investigaciones empíricas sobre el tema (Johansen y Juselius, 1992; Juselius, 1995; Patterson, 2000; Pesaran *et al.*, 2000; Caporale *et al.*, 2001; Stephens, 2004). Por otra parte, la hipótesis de PDTI para el caso de la economía mexicana que es generalmente rechazada debe ser considerada en conjunto con la hipótesis de PPP. La importancia del diferencial de tasas para la economía mexicana, adquiere un mayor peso, sobre todo a partir de 1995 cuando se modificó el régimen de tipo de cambio de bandas a uno flexible, además con el esquema de metas de inflación la tasa de interés nacional juega un papel relevante en regular la liquidez del mercado e influir en las expectativas de inflación. En el esquema actual, las desviaciones temporales del tipo de cambio nominal de sus fundamentos (PPP), debido a choques externos, son compensados por movimientos en la tasa de interés nacional, a fin de aminorar los impactos en las expectativas de inflación. De tal manera que, en la modelación del tipo de cambio a corto plazo debe considerarse la sensibilidad de respuesta no solo de las desviaciones de los fundamentales sino también del diferencial de tasas. Así, el modelo de corrección de errores debería especificarse, suponiendo las condiciones de homogeneidad y simetría como:

$$(29) \Delta s_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=0}^k \varphi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^k \theta_i \Delta p_{t-i}^* + \sum_{i=0}^k \lambda_i \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^k \rho_i \Delta i_{t-i}^* + \gamma_1 ecm_{1t-1} + \gamma_2 ecm_{2t-1} + u_t$$

Donde:  $ecm_{1t} = s_t - p_t + px_t$  y  $ecm_{2t} = i_t - i_t^*$ .

La ecuación (29) permite modelar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio nominal, pero adicionalmente incluye las desviaciones del tipo de cambio respecto a sus fundamentos (PPP) y el diferencial de tasas de interés (PDTI). El periodo relevante para la economía mexicana es a partir de la adopción de un régimen flexible de tipo de cambio en el contexto de un esquema de metas de inflación, donde el mercado de capitales y sobre todo la diferencia entre los rendimientos internos y externos son una referencia en la formación de expectativas cambiarias.

Los resultados de la estimación del modelo de corrección de errores que modela las variaciones del tipo de cambio nominal a corto plazo, para el periodo de 1996 a 2009 se

presentan en el cuadro 5. Ambos mecanismos de corrección resultan estadísticamente significativos, la velocidad de ajuste es más alta en el mercado de capitales.<sup>12</sup> Esto es consistente con la información empírica donde se observa que el ajuste en los mercados financieros es más rápido en relación con los mercados reales de la economía. Los errores del modelo no presentan problemas de autocorrelación y heterocedasticidad y los errores se distribuyen normalmente. En este sentido las variaciones del tipo de cambio a corto plazo responden a las desviaciones de PPP y al diferencial de tasas de interés.

**CUADRO 5.** MODELO DE CORTO PLAZO. VARIABLE DEPENDIENTE: TIPO DE CAMBIO ( $\Delta s_t$ )

<i>Variable independiente</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>
C	0.1295	2.015	0.045
$\Delta p_{t-5}$	0.7905	2.379	0.018
$\Delta p_{t-9}$	0.7321	2.629	0.009
$\Delta p^*_{t-2}$	-1.1582	-2.933	0.003
$\Delta p^*_{t-8}$	0.9851	2.466	0.014
$\Delta i_{t-4}$	0.0022	3.397	0.000
$\Delta i_{t-8}$	0.0015	2.533	0.012
$\Delta i^*_{t-9}$	-0.0250	-3.313	0.001
ECM1 $_{t-1}$	-0.0442	-1.993	0.048
ECM2 $_{t-1}$	-0.0008	-2.368	0.019
Variables ficticias			
D0810	0.1013	7.556	0.000
D9808	0.1253	6.718	0.000
D0710	0.0565	5.248	0.000
Pruebas sobre el modelo			
$R^2=0.549$		LM(6)=0.720(0.633)	
Durbin-Watson = 1.918		LM(12)=1.284(0.233)	
Normalidad J-B= 1.259(0.537)		ARCH(6) =0.597 (0.732)	
		ARCH (12) =0.372 (0.971)	

#### IV. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS GENERALES

Las hipótesis de paridad de poder de compra (PPP) y paridad de tasas de interés (PDTI) representan el fundamento de las explicaciones para identificar la trayectoria de largo plazo del

<sup>12</sup> Es una semielasticidad el coeficiente se multiplica por cien así el valor es de -0.08.

tipo de cambio nominal. La evidencia empírica reportada en este trabajo muestra que ambas hipótesis, para el caso de la economía mexicana, deben analizarse de manera conjunta. En este contexto, los resultados econométricos obtenidos son favorables a las hipótesis de PPP y PDTI en el caso de México en un contexto multivariado. Esto es, la evidencia empírica permite sostener que existen dos vectores de cointegración entre el conjunto de variables  $[p_t, p_t^*, s_t, i_t, i_t^*]$ . El primer vector asociado a la hipótesis de PPP y el segundo a la hipótesis de la PDTI. Este tipo de análisis simultáneo es más robusto, respecto a aquellos estudios donde se comprueban ambas hipótesis por separado y que son en general muy sensibles a la especificación utilizada. Lo cual confirma que la restricción presupuestaria de la balanza de pagos hace que los desequilibrios en la cuenta corriente sean compensados por la cuenta de capital (suponiendo que no existen variaciones en las reservas internacionales). En este sentido, el desequilibrio en la PPP es compensado por el desequilibrio en la PDTI.

Los resultados muestran entonces que es mejor analizar las hipótesis en forma conjunta e identificar los vectores de cointegración, lo que permite obtener resultados con sentido económico. Así, las restricciones impuestas por la hipótesis de PPP en forma individual son rechazadas por los datos y los coeficientes asociados a las tasas de interés no son consistentes con la teoría económica. Por su parte las pruebas de restricción no rechazan la hipótesis de PDTI. En este sentido, es necesario ampliar la especificación de la PPP con la PDTI para obtener una mejor explicación sobre la trayectoria del tipo de cambio.

Las pruebas de exogeneidad débil confirman que las variables de precios y tasas de interés externos se deben considerar como exógenas débiles y que por lo tanto no existen efectos simultáneos o de retroalimentación con el tipo de cambio. En contraste los precios y tasas de interés internas rechazan la condición de exogeneidad débil, por lo tanto, las desviaciones de estas variables de sus respectivas trayectorias de largo plazo influyen en el vector de cointegración y existe un efecto de retroalimentación. Así que una mejor especificación para modelar el tipo de cambio a corto plazo, debe incluir las desviaciones del tipo de cambio tanto en el mercado de bienes como en el mercado de capitales.

El modelo de corrección del tipo de cambio nominal estimado para el periodo de flexibilidad cambiaria indica que las desviaciones en el mercado de bienes y en el mercado de capitales son estadísticamente significativas para predecir la variación del tipo de cambio a corto plazo. No obstante, esta relación implica un mayor análisis e identificación de los choques externos. En efecto, en el esquema actual de política monetaria, el tipo de cambio tiende a ajustarse en el tiempo con respecto al diferencial de índices de precios, asociado a condiciones estructurales de la economía mexicana, pero además la diferencia en las tasas de interés influyen a corto y a largo plazo. De tal forma que, las opciones de la política monetaria se limitan. La evidencia indica que el banco central puede, por medio de la tasa de interés, incidir de manera importante en el tipo de cambio en forma similar a como lo hace sobre el consumo por medio del crédito (Bacchetta y Gerlach, 1997).

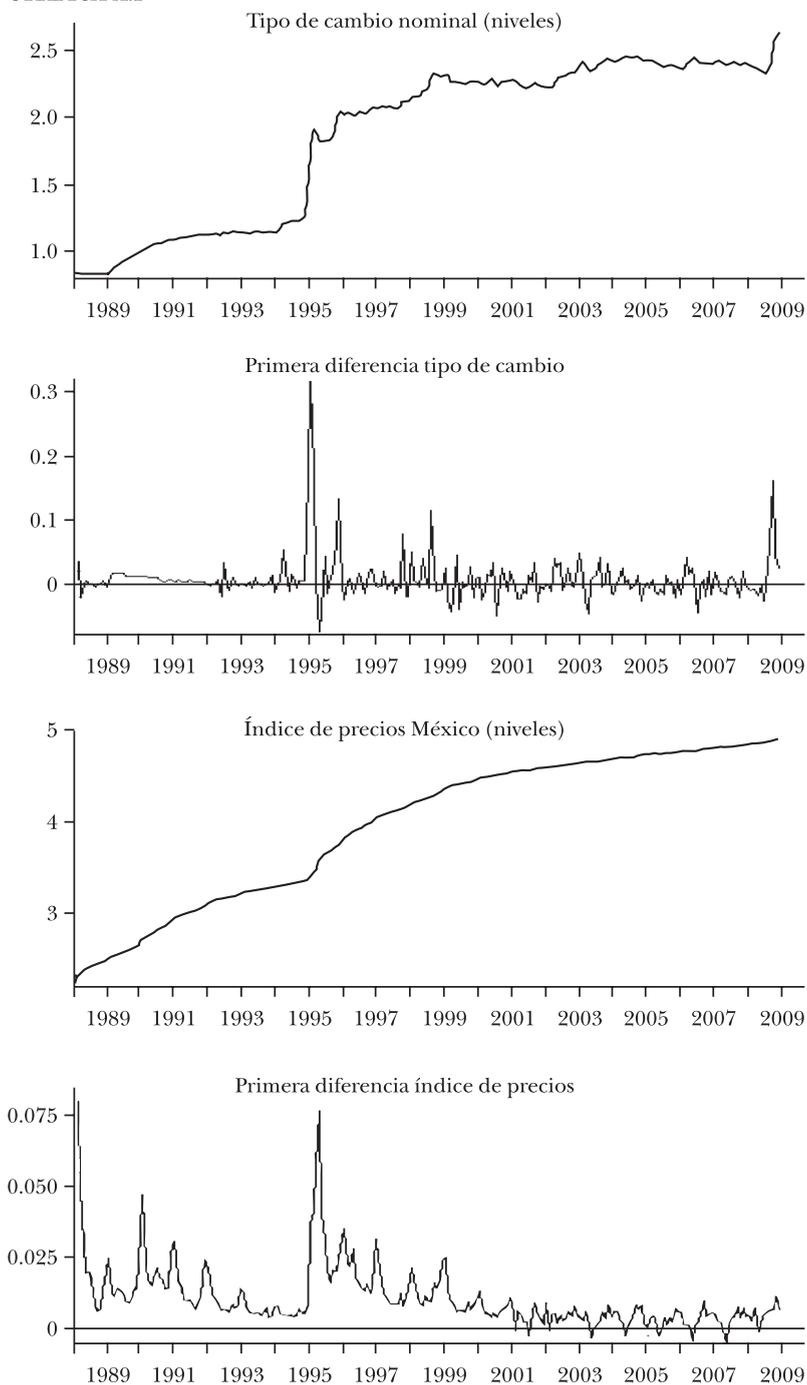
## Apéndice

**CUADRO A. 1. SELECCIÓN DE REZAGOS DEL MODELO VAR**

Rezago	Criterios de información			Prueba de exclusión de rezagos	
	AIC	SC	HQ	$\chi^2$	Prob
0	4.54	4.82	4.65		
1	-15.84	-15.21	-15.59	2,018.17	[ 0.00]
2	-17.14	-16.16 <sup>a</sup>	-16.74 <sup>a</sup>	128.11	[ 0.00]
3	-17.26	-15.93	-16.72	40.21	[ 0.03]
4	-17.29 <sup>a</sup>	-15.61	-16.62	39.76	[ 0.03]
5	-17.21	-15.18	-16.39	27.10	[ 0.35]
6	-17.14	-14.76	-16.18	28.60	[ 0.28]
7	-17.14	-14.41	-16.04	36.58	[ 0.06]
8	-17.06	-13.98	-15.82	26.51	[ 0.38]
9	-17.09	-13.66	-15.71	35.72	[ 0.08]
10	-17.08	-13.30	-15.56	37.79	[ 0.05]
11	-17.07	-12.94	-15.41	40.14	[ 0.03]
12	-17.14	-12.66	-15.34	54.08	[ 0.00]

NOTAS: AIC se refiere al criterio de información de Akaike; SC, al criterio de información de Schwarz; y HQ, al criterio de información de Hannan-Quinn. <sup>a</sup> Rezago en que se minimiza el valor del criterio de información.

GRÁFICA A.I



**CUADRO A. 2. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS SERIES MENSUALES**

Variable	ADF			PP (4)			KPSS (6)	
	A	B	C	A	B	C	$h_m$	$h_t$
$s_t$	-1.343	-1.485	1.758	-1.348	-1.453	1.875	<b>3.446</b>	<b>0.721</b>
$\Delta s_t$	<b>-7.206</b>	<b>-7.122</b>	<b>-6.662</b>	<b>-10.031</b>	<b>-10.019</b>	<b>-9.821</b>	0.201	0.068
$p_t$	-0.507	<b>-3.368</b>	2.684	-0.891	<b>-5.853</b>	6.872	<b>3.674</b>	<b>0.911</b>
$\Delta p_t$	<b>-5.383</b>	<b>-4.440</b>	<b>-3.115</b>	<b>-8.229</b>	<b>-7.513</b>	<b>-5.793</b>	<b>1.760</b>	0.094
$px_t$	-3.260	-2.399	5.737	-3.131	-2.408	8.718	<b>3.802</b>	<b>0.453</b>
$\Delta px_t$	<b>-8.178</b>	<b>-7.799</b>	<b>-7.363</b>	<b>-9.802</b>	<b>-9.632</b>	<b>-4.645</b>	0.455	0.090
$r_t$	-2.896	-1.625	-1.422	<b>-3.891</b>	-2.880	<b>-2.090</b>	<b>2.810</b>	<b>0.191</b>
$\Delta r_t$	<b>-8.467</b>	<b>-8.502</b>	<b>-12.004</b>	<b>-12.113</b>	<b>-12.093</b>	<b>-8.442</b>	0.110	0.072
$rx_t$	-0.814	0.225	-0.980	-0.177	1.004	-0.756	<b>1.561</b>	<b>0.156</b>
$\Delta rx_t$	<b>-5.883</b>	<b>-5.708</b>	<b>-5.555</b>	<b>-8.349</b>	<b>-8.221</b>	<b>-8.139</b>	0.331	0.133

FUENTES: Maddala y Kim (1998), pp. 64; y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992).

NOTAS: Los valores críticos al 5% de significancia para las pruebas Dickey-Fuller aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP) tomando una muestra  $T = 100$  son: modelo A = -3.45 (incluye constante y tendencia), modelo B = -2.89 (incluye constante) y modelo C = -1.95 (no incluye constante y tendencia). Los valores críticos de la prueba KPSS a un nivel del 5% de significancia son:  $h_m = 0.463$  (incluye constante) y  $h_t = 0.146$  (incluye constante y tendencia).

## REFERENCIAS

- Alper, C. E., O. P. Ardic y S. Fendoglu (2007), *The economics of uncovered interest parity condition for emerging markets: a survey*, University Library of Munich (MPRA Paper, núm. 4079, pp.1-39).
- Bacchetta, P., y S. Gerlach (1997), "Consumption and credit constraints: International evidence", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, pp. 207-238.
- Banco de México (2009), *Informe Anual*.
- Boswijk, H. P. (1996), "Testing Identifiability of Cointegrating Vectors", *Journal of Econometrics*, vol. 63, pp. 37-60.
- Buseti, F., y A. M. R. Taylor (2004), "Tests of stationarity against a change in persistence", *Journal of Econometrics*, vol. 123, pp. 33-66.
- Candelon, B., y Luis A. Gil-Alana (2006), "Mean Reversion of Short-run Interest Rates in Emerging Countries", *Review of International Economics*, vol. 14, núm. 1, pp. 119-135

- Caporale, G. M., S. Kalyvitis y N. Pittis (2001), "Testing for PPP and UIP in an FIML framework Some evidence for Germany and Japan", *Journal of Policy Modeling*, vol. 23, pp. 637-650.
- Catalán, H. (2001), "Paridad descubierta de tasas de interés mediante el método general de momentos", *Momento Económico*, núm. 13, enero-febrero, pp. 22-29.
- Corbae, P. D., y S. Ouliaris (1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", *Journal Review of Economics & Statistics*, vol. 70, pp. 508-511.
- Cuthbertson, K., S. G. Hall y M. P. Taylor (1992), *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan.
- Cuthbertson, K., y D. Nitzsche (2004), *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bond and Foreign Exchange*, segunda edición, Wiley, Chichester.
- Dickey, D. A., y W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1077.
- Edwards, S., y M. A. Savastano (1999), *Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know?*, National Bureau of Economic Research (Working Paper, núm. 7228).
- Enders, W. (1988), "ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", *Review of Economics & Statistics*, vol. 70, pp. 504-508.
- Engle, R. E., y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- Ericsson, Neil R. (1992), "Cointegration, exogeneity, and policy analysis: An overview", *Journal of Policy Modeling*, vol. 14, núm. 3, pp. 251-280.
- Ericsson, N. R., y J. S. Irons (1994), *Testing exogeneity*, Oxford University Press, Oxford, 402 pp.
- Frankel, A. J. (1997), "Monetary regime choice for a semi-open country", en Sebastián Edwards (ed.), *Capital Controls, Exchange Rates, and Monetary Policy in the World Economy*, Cambridge University Press, pp. 35-69.
- Frankel, J. (2003), *Experience of and Lessons from Exchange Rate*

- Regimes in Emerging Economies*, National Bureau of Economic Research (Working Papers, núm. 10032).
- Frankel, J., y A. Rose (1996), "A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean reversion within and between countries", *Journal of International Economics*, vol. 40, pp. 209-224.
- Frenkel, J. (1978), "Purchasing power parity doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, vol. 8, pp. 169-191.
- Frenkel, J. (1981), "The Collapse of Purchasing Power Parity in the 1970s", *European Economic Review*, vol. 16, pp. 145-165.
- Frenkel, J. (1982), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press.
- Galindo, L. M. (1995), "Una nota sobre el tipo de cambio en México", *Investigación Económica*, núm. 212, pp. 113-134.
- Galindo, L. M. (1997), "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna", *Investigación Económica*, núm. 220, pp. 97-111.
- Hallwood, C. P., y R. MacDonald (1994), *International money and finance*, B. Blackwell, Oxford y Cambridge, Mass., 547 pp.
- Isard, P. (1977), "How far can we push the law of one price?", *The American Economic Review*, vol. 67, núm. 5, pp. 942-48
- Isard, P. (1995), *Exchange Rate Economics*, Cambridge University Press, 275 pp.
- Jacobs, Jan P. A. M., y Kenneth F. Wallis (2010), "Cointegration, long-run structural modelling and weak exogeneity: Two models of the UK economy", *Journal of Econometrics*, vol. 158, pp. 108-116.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, vol. 12, núm. 2, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, S. (1996), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.

- Johansen, S. (2010), "Some identification problems in the cointegrated vector autorregressive model", *Journal of Econometrics*, vol. 158, núm. 2, pp. 262-273.
- Johansen, S., y K. Juselius (1990), *Some Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for UK*, University of Copenhagen, Department of Economics (Discussion Papers, núm. 90-05).
- Johansen, S., y K. Juselius (1992), "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", *Journal of Econometrics*, vol. 53, pp. 211-244.
- Johansen, S., y K. Juselius (1994), "Identification of the long-run and the short-run structure: An application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, vol. 63, pp. 7-36.
- Juselius, K. (1995), "Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model", *Journal of Econometrics*, vol. 69, núm. 1, pp. 211-240.
- Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.
- Juselius, K., y R. MacDonald (2004), "International parity relationships between the USA and Japan", *Journal Japan and the World Economy*, vol. 16, núm. 1, pp. 17-34.
- Krugman, P. R. (1978), "Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at Evidence", *Journal of International Economics*, vol. 8, pp. 397-407.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin, (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.
- Lothian, J. R., y M. P. Taylor (1996), "Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries", *Journal of Political Economy*, vol. 104, núm. 3, pp. 488-509.
- MacDonald, R. (1988), *Floating Exchange Rate theories and evidence*, Unwin Hyman, Routledge, Londres, 323 pp.
- MacDonald, R. (1995), "Long-Run Exchange Rate Modeling:

- A Survey of the Recent Evidence”, *IMF Staff Papers*, vol. 42, núm. 3, pp. 437-489.
- MacDonald, R. (2007), *Exchange Rates Economics: Theories and Evidence*, Routledge, Londres, 450 pp.
- MacDonald, R., e I. W. Marsh (1997), On fundamentals and exchange rates: A Casselian perspective, *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, pp. 655-64.
- Maddala, G., e I. M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Marston, R. C. (1992), *Determinants of Short-Term Real Interest Differentials Between Japan and the United States*, Wharton School, Weiss Center (Working Papers, núm. 93-2).
- Murray, C., y D. Papell (2002), “The Purchasing Power Parity Persistence Paradigm”, *Journal of International Economics*, vol. 56, pp. 1-19.
- Noriega, A. E., y L. Medina (2003), “Quasi Purchasing Power Parity: Structural Change in the Mexican Peso/US Dollar Real Exchange Rate”, *Estudios Económicos*, vol. 18, núm. 2, julio-diciembre, pp. 227-36.
- Obstfeld, M., e Y M. Taylor (1997), “Nonlinear aspects of goods-market arbitrage and adjustment: Hecksher’s commodity points revisited”, *Journal of Japanese and International Economics*, vol. 11, pp. 441-479.
- Obstfeld, M., y K. Rogoff (1995), “Exchange rate dynamics redux”, *Journal of Political Economic*, vol. 103, pp. 624-660.
- Ogaki, M., y J. A. Santaella (2000), “The exchange rate and the term structure of interest rates in Mexico”, *Journal of Development Economics*, vol. 63, núm. 1, pp. 133-155.
- Papell, D. (1997), “Searching for stationarity: Purchasing Power Parity under the current float”, *Journal of International Economics*, vol. 43, pp. 313-332.
- Patterson, K. D. (2000), *An introduction to applied econometrics: a time series approach*, St. Martin Press, 795 pp.
- Pérez-López, A. (1996), *Un estudio econométrico sobre la inflación en México*, Banco de México (Serie Documentos de Investigación, núm. 9604).
- Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin y Richard J. Smith (2000), “Structural analysis of vector error correction models

- with exogenous  $I(1)$  variables”, *Journal of Econometrics*, vol. 97, pp. 293-343.
- Phillips, P. C. P., y P. Perron (1988), “Testing for unit root in time series regression”, *Biométrica*, vol. 75, pp. 335-346.
- Rodríguez-Arana, A. (2002), “¿Los tipos de cambio flexibles aíslan a la economía de choques externos reales?”, *Gaceta de Economía*, año 7, núm. 14, pp. 155-180.
- Rogoff, K. (1995), *What Remains of Purchasing Power Parity?*, C. V. Starr Center for Applied Economics, New York University (Working Papers, núm. 95-07).
- Santaella, J. (2002), “El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana”, *Gaceta de Economía*, año 7, núm. esp., pp. 428-467.
- Sarno, I., e I. M. P. Taylor (2002), *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press (Cambridge Books).
- Stephens, D. (2004), *The equilibrium exchange rate according to PPP and UIP*, Bank Reserve of New Zeland (Discussion paper series, DP2004/3).
- Taylor, M. P. (1988), “An Empirical Examination of the Long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques”, *Applied Economics*, vol. 20, pp. 1369-1381.
- Visser, H. (1995), *A guide to international monetary economics: exchange rate systems and exchange rate theories*. Aldershot, Brookfield, England; Edward Elgar Publishing, Vt.

## MIEMBROS DEL CEMLA

### ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco Central de Reserva de El Salvador
Centrale Bank van Aruba	Banco de Guatemala
Central Bank of the Bahamas	Bank of Guyana
Central Bank of Barbados	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Belize	Banco Central de Honduras
Banco Central de Bolivia	Bank of Jamaica
Banco Central do Brasil	Banco de México
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten	Banco Central del Uruguay
Banco Central del Ecuador	Banco Central de Venezuela

### COLABORADORES

#### *Bancos centrales*

Deutsche Bundesbank (Alemania)	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Bank of Canada	Bangko Sentral ng Pilipinas
Banco de España	Banco de Portugal
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Swiss National Bank
Banque de France	European Central Bank
Banca d'Italia	

#### *Otras instituciones*

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas

# CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

Asociación Regional de Bancos Centrales

[www.cemla.org](http://www.cemla.org)