

---

# DATOS EN TIEMPO REAL: UNA APLICACIÓN A LA REGLA DE TAYLOR EN COLOMBIA

---

*Gloria Lucía Bernal Nisperuza\**

*Johanna Tautiva Pradere\*\**

**E**n Colombia, como en muchos otros países, se revisan con frecuencia los datos macroeconómicos luego de ser calculados y publicados por el DANE<sup>1</sup>. Esas revisiones son normales porque las entidades encargadas tardan tiempo en recolectar, procesar y publicar el inmenso volumen de información que se recoge. Por ello, las cifras preliminares del PIB pueden tardar años en ser definitivas<sup>2</sup>. Así, los datos del PIB que hoy se publican (y que usan las autoridades de política para tomar decisiones) no son iguales a los que se tienen meses o años después. Esa diferencia puede distorsionar las estimaciones de los modelos macroeconómicos, pues la información que los alimenta no es fija y varía con el tiempo.

En este trabajo llamamos la atención sobre este aspecto e intentamos determinar la sensibilidad de un modelo de regla de política al uso de datos revisados y en tiempo real. Primero recopilamos y analizamos

\* Magíster en Economía, directora encargada de la Carrera de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia [gbernal@javeriana.edu.co].

\*\* Magíster en Economía, asesora de la Dirección de Justicia, Seguridad y Gobierno del Departamento Nacional de Planeación, Bogotá, Colombia [jtautiva@dn.gov.co]. Trabajo de grado presentado para obtener el título de Magíster de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana. Agradecemos los valiosos comentarios y la enorme colaboración de nuestro director Munir Andrés Jalil Barney. Fecha de recepción: 21 de junio de 2010, fecha de modificación: 10 de marzo de 2011, fecha de aceptación: 11 de marzo de 2011.

<sup>1</sup> Agradecemos al DANE por proporcionarnos la información necesaria para este estudio.

<sup>2</sup> El DANE emplea la siguiente información para calcular el PIB: Censo de Edificaciones, Comercio Exterior, Encuesta de Grandes Almacenes e Hipermercados, Encuesta Nacional de Hogares, Financiación de Vivienda, Indicador de Inversión en Obras Civiles, Índice de Costos de la Construcción Pesada, Índice de Precios al Consumidor, Informe de Construcción, Muestra Mensual Manufacturera, Muestra Mensual de Comercio al por Menor, Sacrificio de Ganado, Sistema de Información del Sector Agropecuario Colombiano, Censo de Obras.

las cifras con que cuentan los agentes y diseñadores de política en el momento de tomar decisiones o datos en tiempo real (DTR). Luego estimamos una regla de Taylor con DTR y datos revisados para determinar las implicaciones del uso de DTR en las decisiones de política monetaria y analizar las diferencias entre las predicciones con DTR y con los datos revisados que se suelen usar para estudiar la reacción y la transparencia de la política del Banco Central.

Para construir la base de datos en tiempo real (BDTR) del PIB real y observar sus características recolectamos las series disponibles del PIB a precios constantes de 1994 desde el segundo trimestre de 2003 hasta el primer trimestre de 2008. Los DTR de cada trimestre (revisados y actualizados continuamente por el DANE, durante cerca de tres años después de su primera publicación) se denominan *cosecha*<sup>3</sup>. Así, la cosecha II-2003 es la serie del PIB (de I-1994 a I-2003) de la que se dispone en el segundo trimestre de 2003. En esta etapa también analizamos la magnitud y prevalencia de las revisiones mediante algunas estadísticas descriptivas. Hasta ahora no se disponía de esa base y era imposible analizar la influencia o los posibles sesgos de los datos revisados en algunos modelos macroeconómicos.

Después de construir la base estimamos una regla de Taylor para Colombia, donde la Junta del Banco de la República observa un vasto conjunto de información para fijar la tasa de interés de intervención. Esta regla es una abstracción útil e importante para orientar y examinar la política monetaria. Los resultados muestran que hay diferencias significativas en las estimaciones y proyecciones de los modelos cuando se usan DTR y datos revisados, que pueden afectar las estimaciones de la regla de Taylor. Por ello se sugiere que los modelos de política económica podrían estar mejor especificados usando la BDTR. También sugieren que la evaluación de la transparencia monetaria con datos actualizados puede no ser apropiada, en particular cuando usan las actualizaciones más próximas al presente, pues muestran una alta variabilidad.

El trabajo consta de seis secciones: revisión de la literatura, construcción y descripción de la base de datos, descripción de la regla de Taylor y estimaciones para Colombia, estimación de la regla de Taylor usando datos en tiempo real, y conclusiones.

## REVISIÓN DE LA LITERATURA

Numerosos estudios comparan la estimación de modelos con datos revisados y DTR. Para ello construyen la BDTR que contiene la información macroeconómica disponible *en cada momento*. Los datos

<sup>3</sup> El término que se usa en inglés es “vintage” (Croushore, 2001).

revisados corresponden a la serie final y única disponible para los investigadores *en la actualidad*. No es útil construir una BDTR de la inflación, cuya publicación es única y definitiva; pero tiene mucho sentido construir una BDTR para el PIB real, cuyas cifras se revisan y modifican después de publicadas. La BDTR del PIB revela la información con la que verdaderamente cuentan los diseñadores de política en cada momento para tomar sus decisiones.

En algunos países, el uso de esta base ha llevado a cuestionar la robustez y los resultados de algunos modelos macroeconómicos que usan datos revisados en vez de DTR. Los críticos coinciden en que para ciertos fines es fundamental usar DTR porque dan más realismo y mejoran la interpretación de los resultados. Por ejemplo, en modelos de política económica los datos revisados son insuficientes e incluso incorrectos para las estimaciones, porque los coeficientes, rezagos y predicciones son distorsionados y menoscaban la transparencia que buscan los bancos centrales. Y hay avances: existen trabajos que incorporan DTR o usan modelos econométricos que predicen el comportamiento de las revisiones, de modo que robustecen su alcance predictivo. En Colombia, poco se ha avanzado a este respecto.

Aunque antes de los años noventa algunos trabajos analizaron problemas particulares de la estimación con datos revisados y sugirieron ser cuidados en su interpretación y en las implicaciones, fue a comienzos de esa década cuando Dean Croushore y Tom Stark, de la Reserva Federal de Filadelfia, crearon y publicaron una BDTR con diferentes variables macroeconómicas de Estados Unidos<sup>4</sup>.

Según Croushore (2005), la creación de la base fue motivada por la necesidad de desarrollar nuevos modelos de pronósticos. El objetivo era lograr mejores predicciones que las de la Encuesta de Pronosticadores Profesionales (una encuesta de pronósticos sobre la economía estadounidense realizada por la FED de Filadelfia). Esta encuesta se respondía con DTR, y los investigadores percibieron las bondades de utilizarlos en sus modelos en vez de los datos revisados. Atendiendo a esa necesidad, Croushore y Stark (2002) comenzaron a pensar en una BDTR compuesta por cosechas (mensuales o trimestrales) que contienen DTR de algunas variables macroeconómicas. Esa base, a disposición del público desde finales de los años noventa, permitió probar los nuevos modelos, comparar sus predicciones y mejorarlas. La BDTR también se puede usar para examinar el proceso de revisión de datos, evaluar la robustez de los resultados de los modelos, analizar

<sup>4</sup> Para esta BDTR con más de 40 variables, ver la página web de la Reserva Federal de Filadelfia, [[www.phil.frb.org/econ/forecast/reaindex.html](http://www.phil.frb.org/econ/forecast/reaindex.html)].

las políticas del gobierno y determinar si las cosechas de datos son relevantes en la investigación (ibíd.).

Un trabajo que prueba la enorme importancia de la estimación con DTR en reglas de política monetaria es el de Orphanides (2001), quien usó la regla de Taylor para establecer la diferencia en su estimación con datos revisados y en tiempo real, recopiló los DTR del PIB trimestral de Estados Unidos y los utilizó para estimar/pronosticar la regla de Taylor. Orphanides, quien denomina “problemas de información” al problema de revisión de los datos, hizo un cuidadoso análisis de su efecto en las decisiones de política monetaria y encontró que así los problemas de información no fueran significativos para algunos propósitos, eran importantes en el análisis de la reacción o posibles reacciones de las autoridades de política ante la información actual cuando toman decisiones.

Esos problemas de información pueden tener efectos significativos en el análisis de reglas de política por varias razones. Primera, las reglas basadas en datos revisados no son operativas<sup>5</sup>, es decir, las autoridades de política deben usar sus instrumentos sin información del trimestre corriente, pues sólo está disponible a finales de ese periodo. Y deben valerse de predicciones para sugerir la política. Segunda, este problema de información no permite interpretar en forma adecuada la historia de las políticas y puede dar lugar a pronósticos errados. Por ello, las reglas de política que parecen mejor especificadas en ausencia del problema de información pueden ser dominadas por alternativas en las que este problema ha sido tratado apropiadamente. Tercera, el ruido que introducen los datos revisados puede sesgar la estimación de la reacción de algunas variables y ocultar las diferencias en la reacción de variables alternativas. Aun con una correcta estimación de la función de reacción es difícil asegurar que los parámetros estimados están libres de distorsiones. Además, los residuos de la función de reacción obtenidos con datos ex post difícilmente serán interpretados como sorpresas monetarias, es decir, aun con la función de reacción apropiada los residuos reflejan, en parte, la contribución artificial de los datos revisados. Por último, Orphanides, con estimaciones de pronosticadores de la Reserva Federal, muestra que en el período 1987-1992 las especificaciones de la regla que usan pronósticos hacia adelante describen mejor la política monetaria que la especificación comparable de la regla de Taylor, algo que no queda claro cuando se usan datos revisados.

<sup>5</sup> McCallum (1993a y 1993b), citado en Orphanides (2001).

Evans (1998) y Ghysels et al. (1999) también evaluaron la incidencia de los DTR en la estimación de reglas de política monetaria. Encontraron que esta incidencia es importante, con métodos, datos, periodos y frecuencias diferentes de los que utilizó Orphanides. Evans evaluó los resultados de la regla de Taylor y el pronóstico de la tasa de interés de la Reserva Federal y encontró comportamientos muy parecidos. Usando la tasa de desempleo en tiempo real y el IPC, encontró que algunas versiones de la regla de Taylor se ajustan robustamente a la tendencia y a los movimientos generales de la tasa de los fondos en el periodo 1987-1997. Pero estas predicciones tienen una desviación estándar un 50% mayor que las predicciones de los contratos del mercado de futuros de los fondos federales.

Ghysels et al. examinaron la influencia de los datos, la especificación y la incertidumbre de los parámetros en reglas simples que simulan decisiones de política monetaria. Construyeron DTR y simularon un ambiente de política para evaluar el desempeño de las reglas como si se hubiesen seguido en cada momento. Sus resultados indican que el uso de datos erróneos (en el sentido de que no estaban disponibles en el momento de decidir la política y se basaban en predicciones de las reglas) lleva a seleccionar otro tipo de modelos cuantitativos. Además, encontraron que su especificación de la regla de política es mejor que la de la estimación original.

Aparte de estos estudios, existen otros trabajos sobre temas monetarios que resaltan la importancia del uso de DTR. Rudebusch (1998) y Croushore y Evans (1999) muestran que los indicadores de política monetaria son afectados por la revisión de datos. Amato y Swanson (2001) estiman la relación entre el dinero y el producto. Runkle (1998) analiza el impacto de las revisiones de datos sobre las investigaciones en temas de política, y Rudebusch (2001) muestra cómo responde la política monetaria a la incertidumbre. Estos trabajos tienen propósitos distintos, usan métodos diferentes y DTR de diversos periodos, pero todos llegan a una misma conclusión: las estimaciones con BDTR difieren significativamente de las estimaciones con datos revisados, y sugieren considerar otras especificaciones de los modelos de política para hacerlos más precisos y realistas; en palabras de Croushore, “superiores”.

En este trabajo seguimos la metodología desarrollada por Croushore para construir los DTR del PIB trimestral de Colombia. Una vez construida la base estimamos un modelo de política monetaria basado en la regla de Taylor, siguiendo a Orphanides (2001).

## BASE DE DATOS EN TIEMPO REAL DEL PIB REAL DE COLOMBIA

### CONSTRUCCIÓN

Como ya mencionamos, para construir la BDTR del PIB real de Colombia recolectamos la información del PIB real publicada por el DANE en cada trimestre, desde el segundo trimestre de 2003 (II-2003) hasta el primer trimestre de 2008 (I-2008)<sup>6</sup>. La base consta de 20 cosechas. En el cuadro 1, la primera cosecha, II-2003, corresponde a la serie de datos de I-1994 a I-2003 publicada en el trimestre II-2003. La última cosecha, II-2008, muestra la información que se consigue en la página web del DANE: la serie actualizada del PIB en el momento de finalizar este trabajo.

Cuadro 1

Base de datos en tiempo real del PIB real de Colombia

Año	Trimestre	Cosecha				
		Cosecha 1 II-2003	Cosecha 2 III-2003	...	Cosecha 19 IV-2007	Cosecha 20 I-2008
1994	I	16.496.929	16.498.195	...	16.484.273	16.483.795
	II	16.779.585	16.778.290	...	16.768.902	16.770.334
	III	17.116.078	17.116.158	...	17.109.758	17.108.890
	IV	17.140.270	17.140.219	...	17.169.929	17.169.843
∴	∴	∴	...	∴	∴	
2002	I	18.793.484	18.775.298	...	18.945.603	18.941.666
	II	19.201.964	19.195.043	...	19.234.473	19.230.503
	III	19.256.445	19.259.035	...	19.278.592	19.285.022
	IV	19.410.269	19.408.343	...	19.458.554	19.460.031
2003	I	19.510.510	19.543.067	...	19.518.065	19.516.429
	II		19.617.594	...	19.718.237	19.715.978
	III			...	20.167.474	20.172.853
	IV			...	20.480.714	20.479.230
∴	∴			∴	∴	
2007	I				24.622.014	24.614.522
	II				24.957.266	24.907.536
	III				25.375.874	25.416.450
	IV					25.839.016

El cuadro 1 muestra que los datos del PIB real, por ejemplo de I-2003, varían entre cosechas, debido a que el DANE incorpora nueva información de algunas encuestas. Un aspecto importante es que la cosecha  $t$  contiene los datos hasta el trimestre  $t-1$  y no hasta el trimestre  $t$ , porque la publicación del PIB real tiene un trimestre de rezago (debido a este rezago, la cosecha I-2008 sólo contiene datos hasta IV-2007). En

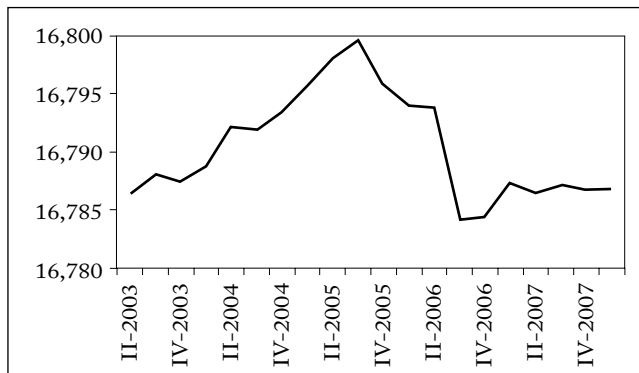
<sup>6</sup> Para obtener más información intentamos recolectar datos más antiguos en tiempo real pero no fue posible. No obstante, la literatura indica que la mayor incidencia de los DTR ocurre en el corto plazo. De acuerdo con Croushore, en el largo plazo las estadísticas del error de pronóstico no son sensibles a la distinción entre DTR y últimos datos disponibles, pero son muy significativas en cortos periodos.

una sección posterior estimamos el PIB real faltante de cada cosecha para alimentar las variables de la regla de Taylor.

Para ilustrar la variación de las cifras del PIB entre cosechas presentamos dos gráficas del trimestre I-2003: la primera representa el PIB en niveles y la segunda el crecimiento. La cifra y el crecimiento del PIB del trimestre I-2003 no son iguales entre cosechas; al comienzo presentan variaciones y, tres años y medio después (en III-2006) las series se estabilizan alrededor de un solo valor. El periodo promedio de “estabilización” de todos los trimestres es de 3,2 años. Aunque la variación entre revisiones puede parecer pequeña (entre 0,5% y 2,0% para I-2003), puede incidir en la interpretación de las autoridades de política, pues cada cosecha ofrece un panorama distinto.

Gráfica 1

PIB del trimestre I-2003 de cada cosecha (Logaritmos)



Gráfica 2

Crecimiento del PIB real del trimestre I-2003 de cada cosecha (Porcentaje)

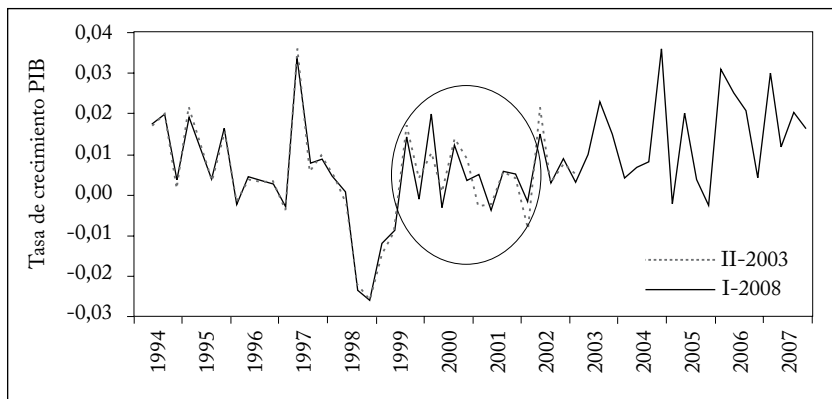


### ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LA BASE DE DATOS EN TIEMPO REAL

Para ver con más detalle la magnitud y la importancia de estas revisiones analizamos algunas estadísticas descriptivas de la BDTR. Las gráficas siguientes ilustran el comportamiento de las revisiones entre cosechas. La gráfica 3 muestra las tasas de crecimiento de los trimestres de la primera y la última cosechas (II-2003 y I-2008). Hasta 1999 las series de crecimiento son muy similares, pues las revisiones son casi nulas. Desde 2000, las diferencias son más notorias, lo que podría inducir cambios significativos en las decisiones de política.

#### Gráfica 3

Crecimientos trimestrales de la cosechas II-2003 y I-2008



Las gráficas 4 y 5 muestran las desviaciones estándar y los promedios de las diferencias de las revisiones entre las cosechas  $t$  y  $t-1$ , para cada uno de los trimestres, desde  $t = I-1994$  hasta  $t = I-2008$ . El análisis es especialmente importante a partir de la primera cosecha (II-2003) porque contiene los datos publicados por vez primera en  $t$  de los trimestres  $t-1$ <sup>7</sup>.

En las gráficas 4 y 5 se observa que la variabilidad y el promedio de las diferencias de las revisiones entre las cosechas  $t$  y  $t-1$  aumentan a partir de la primera cosecha. Luego varían fluctuando alrededor de un valor, lo que en series de tiempo se llama series estacionarias<sup>8</sup>.

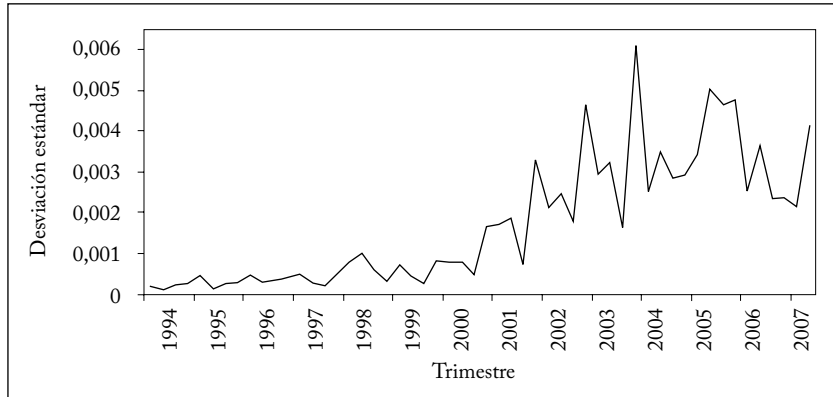
<sup>7</sup> Las estadísticas de cada trimestre a partir de la primera cosecha no son del todo comparables, pues a medida que pasa el tiempo los trimestres tienen menos revisiones y, por tanto, hay menos observaciones para calcular la desviación estándar y el promedio que se muestran en las gráficas.

<sup>8</sup> La prueba  $q$  de estas series así lo demuestra.



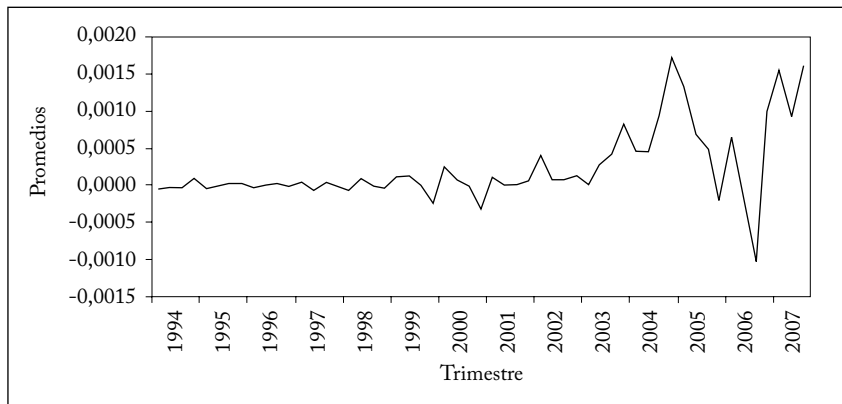
Gráfica 4

Desviaciones estándar de las diferencias de las revisiones entre las cosechas  $t$  y  $t - 1$



Gráfica 5

Promedios de las diferencias de las revisiones entre las cosechas  $t$  y  $t - 1$



En suma, a juzgar por las tasas de crecimiento, las desviaciones estándar, los promedios de las diferencias de las revisiones entre cosechas y su distribución, las actualizaciones de datos del PIB real pueden incidir en forma significativa en los pronósticos del PIB. Es decir, según la cosecha que se use el PIB de un mismo periodo puede sugerir escenarios de la economía distintos y, por tanto, decisiones de política diferentes. Más adelante veremos que las revisiones del PIB y su variabilidad tienen efectos significativos al menos en el pronóstico de la regla de Taylor.

## USO DE LA BDTR EN LA REGLA DE TAYLOR

### REGLA DE TAYLOR

Para decidir la política monetaria se debe interpretar la información de la economía a fin de que el Banco de la República pueda anticipar las presiones inflacionarias y contrarrestarlas. Con un esquema de inflación objetivo, como el actual, las reglas de política monetaria son un instrumento para lograr ese fin. En primer lugar, son una guía para predecir el rumbo de la política, conforme a la situación del país y la información disponible; son útiles para evitar que la economía se desvíe de las metas de largo plazo por cumplir objetivos de corto plazo que pueden llevar a fluctuaciones indeseadas (de la inflación, el PIB o la tasa de cambio). En segundo lugar, la estimación de estas reglas permite evaluar la transparencia y la efectividad de las decisiones de política monetaria<sup>9</sup>. Si existe una regla de política congruente con el comportamiento de las autoridades monetarias, los agentes pueden prever más fácilmente el comportamiento de las variables nominales y, eventualmente, de las reales. Esto reduce la incertidumbre, contribuye a la estabilidad económica y disminuye la pérdida de bienestar.

Pese a las bondades de seguir una regla de política, ésta es incompleta, como todo modelo, porque sólo recoge parte de la información que examinan las autoridades de política. No obstante, las reglas son abstracciones útiles y numerosos países las usan para guiar el movimiento de las variables monetarias, en la teoría y en la práctica.

Una de las más conocidas es la regla de Taylor, formulada en 1993. Esta regla es un plan contingente que especifica las circunstancias en que el Banco Central debe alterar el instrumento de política monetaria. Indica que la tasa de interés de intervención debe reaccionar a desviaciones de la inflación con respecto a la meta y a desviaciones del producto con respecto al potencial (o brecha del PIB). Y se representa mediante la siguiente función:

$$R_t = a_0 + a_\pi \bar{\pi}_t + a_y Y_t \quad [1]$$

donde  $R_t$  es la tasa de interés de intervención del Banco Central<sup>10</sup>,  $\bar{\pi}_t$  la diferencia entre la inflación efectiva y la inflación objetivo, y  $Y_t$  la brecha del producto.

<sup>9</sup> Según Svensson (2005), el esquema de inflación objetivo siguiendo reglas hace posible un proceso de toma de decisiones más sistemático y consistente, más transparente en la comunicación con el sector privado, y un alto grado de responsabilidad que permite cumplir el objetivo de estabilidad económica.

<sup>10</sup> Una estructura más detallada es la siguiente:  $i_t = r^* + \pi_t^* + \theta_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \theta_y(y_t - y_t^*)$ , donde  $i$  es la tasa de interés nominal de corto plazo,  $r^*$  la tasa de interés real de equilibrio de largo plazo,  $y_t$  el producto de la economía,  $y^*$  el producto

Taylor (1993) también propuso una parametrización específica de la función [1], que describía muy bien el comportamiento de las decisiones de intervención monetaria en Estados Unidos.

$$R_t = 1 + 1,5\overline{\pi}_t + 0,5Y_t \quad [2]$$

La regla de Taylor recomienda que la tasa de interés responda en mayor grado a las desviaciones de la tasa de inflación que a las variaciones en la brecha del PIB. Por ejemplo, si la inflación está un punto porcentual arriba de la meta y lo demás permanece constante, la Reserva Federal debería aumentar la tasa de interés de intervención en un 1,5%. Si el producto efectivo está un punto porcentual por encima del potencial, debería aumentar la tasa de interés un 0,5%, para garantizar la estabilidad de la economía<sup>11</sup>.

Según Orphanides, la parametrización de Taylor, por su aparente precisión, fue muy aceptada entre los diseñadores de política, en las finanzas y en la discusión académica. Se tomó como guía en las decisiones de política y como punto de referencia para predecir el comportamiento del banco central. Pero esa precisión no es cierta, pues algunas de las variables requeridas —el PIB potencial y nominal y el producto real— sólo se conocen con exactitud mucho tiempo después de adoptar la tasa de intervención. Esto significa que la regla no describe la política que la Reserva Federal debería haber seguido y que el pronóstico no es el mejor.

#### ESTIMACIONES DE LA REGLA DE TAYLOR EN COLOMBIA

En el país se han hecho algunos trabajos que estiman la regla de Taylor o sus aproximaciones para identificar la función de reacción más cercana al comportamiento del Banco de la República. Los más relevantes en materia de reglas de políticas son los siguientes: Julio y Gómez (1999), Bernal (2002), López (2004), Cardona (2004), Amaya (2005), Julio (2006) y Giraldo (2008).

Julio y Gómez elaboran un modelo del mecanismo de transmisión de la política monetaria en el corto plazo, con y sin certidumbre acerca

potencial y  $\pi^*$  la meta de inflación. La tasa de interés nominal se ajusta de acuerdo con las desviaciones de la inflación respecto de la meta,  $\pi_t^*$ , y del producto respecto de la tasa potencial,  $y_t^*$ . Si el PIB real y la tasa de inflación están por encima de la meta, la tasa de interés debe aumentar y viceversa. También puede haber choques opuestos sobre la brecha del producto y la inflación, en cuyo caso la regla determinará el cambio en  $i$  según la magnitud y la dirección de esos choques. En suma, la tasa de interés nominal de corto plazo está relacionada positivamente con la tasa de inflación y el producto real.

<sup>11</sup> Para esta parametrización, Taylor supone que la meta de inflación y la tasa de interés real de equilibrio son del 2%.

de la brecha del producto. Estiman la regla de política lineal óptima y la usan como objetivo para evaluar la regla de Taylor y los datos históricos. Encuentran que los resultados históricos se parecen más a los de una economía bajo una regla de Taylor con incertidumbre.

Bernal y López incorporan expectativas racionales en su estimación con el método de momentos. Bernal muestra que aun con un objetivo intermedio de tipo de cambio (en la época de la banda cambiaria), la autoridad monetaria reaccionó en forma independiente a algunos choques, controlando la tasa de interés sin descuidar el objetivo intermedio. Incluye otras variables macroeconómicas que no afectan significativamente el desempeño de la regla de Taylor que evalúa. López hace simulaciones estocásticas en las que introduce pronósticos de inflación en vez de la inflación efectiva, argumentando que el Banco Central toma decisiones basadas en pronósticos y no en datos actuales. Encuentra que una regla simple se desempeña relativamente bien con respecto al modelo macroeconómico que usa para la economía colombiana, y que la pérdida total se minimiza cuando la aversión a la inflación es mayor que 1, es decir, si se cumple el principio de Taylor.

Cardona incorpora a la regla de política una suavización de la tasa de interés y variables hacia adelante, suponiendo parámetros constantes e incluyendo variables con expectativas. Amaya desarrolla un modelo de equilibrio general y hace simulaciones de reglas de política con inflaciones diferentes (sin transables o sin alimentos) y choques diferentes. Puesto que la política monetaria enfrenta una disyuntiva entre incertidumbre sobre la inflación y la variabilidad del producto, encuentra que esa disyuntiva varía según el indicador de inflación que se incluya en la función de reacción de la política monetaria. Concluye que la política más efectiva para reducir la variabilidad de la inflación total y del producto, es aquella que adopta el banco central cuando responde a la inflación total (y no a otra).

Julio (2006) estima una regla de política para analizar el comportamiento del banco central durante la transmisión de la política monetaria (de una inflación moderada-alta a un nivel aceptado internacionalmente). A diferencia de otros trabajos, estima una ecuación no lineal usando el método generalizado de momentos (MGM) suponiendo una tendencia impredecible de la política monetaria y no estacionariedad de la inflación, la tasa de interés nominal y equilibrio de esta última. Encuentra que después de adoptar el sistema de inflación objetivo en 2000, se observa un programa gradual de estabilización de la inflación, un programa estricto de brecha del

producto y una notoria suavización de la tasa de interés, además de que los parámetros de la regla varían con el tiempo.

Por último, Giraldo, usando una estructura de espacio-estado y el filtro de Kalman, estima una regla de Taylor. A diferencia de otras metodologías, ésta permite que los parámetros que se desea estimar no sean constantes, es decir, su actualización a medida que el modelo recibe nueva información. Giraldo concluye que el Banco de la República sólo reacciona a la brecha de inflación, pues la brecha del PIB no resulta significativa.

Todos estos trabajos buscan mejorar la estimación de las reglas monetarias y han recurrido a mecanismos que hacen cada vez más preciso su análisis. El uso de DTR puede mejorar estas funciones y predicciones (al menos de las reglas que consideran la brecha del producto) porque cuentan mejor la historia de los datos disponibles para las autoridades de política, es decir, los que conocían cuando hicieron predicciones y conjeturas. Una conclusión común a la mayoría de los trabajos es que el coeficiente de aversión a la inflación,  $a_\pi$ , del Banco de la República cumple el principio de Taylor (toma un valor mayor que 1) y siempre es significativo. El coeficiente de la brecha del producto,  $a_y$ , es menor que 1 y casi siempre es no significativo.

Aunque nuestros resultados concuerdan con los que reportan los trabajos sobre el país, más adelante mostramos que las estimaciones de una misma regla de política con DTR y con datos revisados difieren significativamente.

## ESTIMACIÓN DE LA REGLA DE TAYLOR

### VARIABLES

En la siguiente regla de Taylor:

$$R_t = a_0 + a_\pi \bar{\pi}_t + a_y Y_t \quad [1]$$

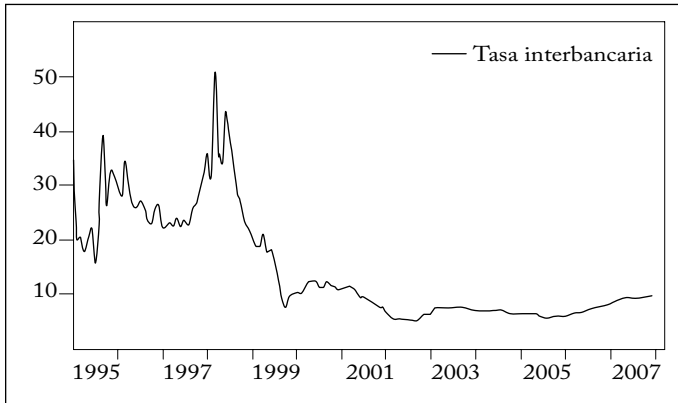
la variable dependiente es la tasa de interés de intervención  $R_t$ <sup>12</sup>. Pero como presenta cambios poco frecuentes que dificultan la estimación, se tomó como aproximación la tasa de interés interbancaria<sup>13</sup>. Ésta es más útil en términos estadísticos porque cambia con más frecuencia

<sup>12</sup> La tasa de interés de intervención es la tasa de interés que fija el Banco Central con el fin de lograr su objetivo de política. En el caso de Colombia, el Banco de la República se reúne un viernes de cada mes para fijar dicha tasa.

<sup>13</sup> Según la define el Banco de la República, ésta es la tasa pasiva promedio a la que negocian los intermediarios financieros en el mercado de liquidez a muy corto plazo. Los datos del vector de  $R_t$  corresponden a la tasa de interés (promedio mensual ponderado) del último mes del trimestre  $t$ .

y refleja muy de cerca el comportamiento de la tasa de política que fija el Banco de la República (Amaya, 2005).

Gráfica 6  
Comportamiento de la tasa interbancaria



La gráfica 6 muestra la tasa de interés interbancaria. Desde el año 2000, cuando se adoptó el sistema de inflación objetivo<sup>14</sup>, aquella se redujo a un solo dígito y tiene un comportamiento mucho más estable. La adopción de este sistema implicó el abandono de los agregados monetarios y la adopción de la tasa de interés interbancaria como principal instrumento de política monetaria<sup>15</sup>.

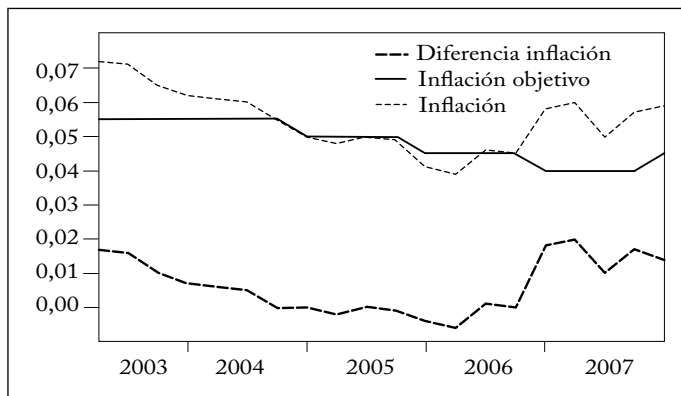
Para estimar la regla de Taylor se requieren cuatro variables independientes: inflación efectiva, inflación objetivo, PIB real efectivo y PIB real potencial. Las dos primeras son observadas y no sufren modificaciones ni revisiones; las tomamos directamente de los datos publicados por el DANE y de la información anunciada por el Banco de

<sup>14</sup> En este sistema se anuncia públicamente el rango de inflación del año siguiente para controlar las expectativas inflacionarias y hacer frente a choques reales adversos.

<sup>15</sup> Luego de altas inflaciones en los años setenta y ochenta (22% promedio anual), la Constitución de 1991 atribuyó al Banco de la República la obligación de velar por la estabilidad del nivel de precios como principal objetivo. Para cumplir este mandato, el Banco ha usado diferentes mecanismos para controlar la inflación: porcentajes de encajes bancarios, corredores monetarios (cumplir un objetivo de base monetaria a partir de los agregados monetarios), banda cambiaria (imponer y cumplir toques mínimos y máximos de tasa de cambio) e inflación objetivo. Según Taylor (2000), para cumplir el objetivo no basta identificar el instrumento y se necesita definir un procedimiento que reconozca el mecanismo de transmisión característico de una economía dinámica, para que guíe el instrumento conforme a las metas de inflación y producto. Ese procedimiento es la regla de política que propuso en 1993.

la República. La gráfica 7 muestra su comportamiento. La diferencia entre estas dos variables corresponde a  $\bar{\pi}_t$  en la ecuación [1].

Gráfica 7  
Inflación e inflación objetivo



La tercera, el PIB real, se revisa con frecuencia, de modo que para alimentar la brecha del PIB de la regla de Taylor usamos la BDTR que construimos. Pero como los datos de la cosecha  $t$  del cuadro 1 llegan hasta el trimestre  $t-1$ , es necesario estimar el producto de cada cosecha,  $\hat{y}_t$ , para lo cual usamos dos modelos de MCO<sup>16</sup>. El primero corresponde a un ARMA  $(p,q)$ . En la elección del modelo ARMA para cada cosecha seguimos los criterios usuales: prueba de autocorrelación (PAC), criterios de Akaike (AIC) y Schwartz, significancia de los coeficientes,  $R^2$  ajustado y parsimonia, en orden de importancia. El segundo es un modelo estándar ARMA  $(4,4)$  para cada  $y_t$ , debido a que con estos rezagos se obtuvo el modelo que mejor cumplía los criterios mencionados para la cosecha I-2008<sup>17</sup>. (El anexo muestra los resultados de las estimaciones de cada cosecha).

También comparamos los productos que estimamos con los pronósticos de crecimiento del PIB obtenidos con el modelo MMCT del Banco de la República<sup>18</sup>. Este sistema es utilizado por el grupo de inflación del Banco para elaborar escenarios, hacer pronósticos y

<sup>16</sup> Por ejemplo, para la cosecha II-2003, (cuyos datos van de I-1994 a I-2003) estimamos el producto de II-2003:  $\hat{y}_{II-2003}$ .

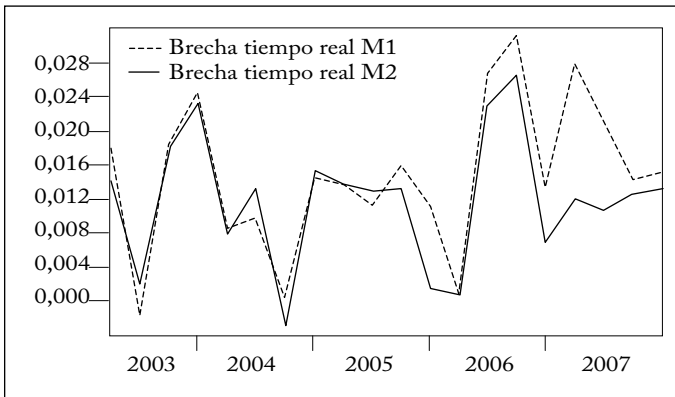
<sup>17</sup> Cuando este modelo resultó muy débil de acuerdo con los criterios de selección, se escogió un modelo muy cercano a un ARMA  $(4,4)$ , por ejemplo, un AR(4).

<sup>18</sup> El modelo mensual de mecanismos de transmisión formaliza el criterio acerca de las tendencias más recientes de la inflación [y del crecimiento del PIB real] en el corto plazo. Este modelo arroja los pronósticos más precisos, a uno y dos trimestres, entre los modelos de proyección que usa el Banco (Gómez y Figueroa, 2003).

recomendar medidas de política. Debido a que suponemos que el dato del trimestre corriente se establece en el último mes del trimestre, sólo hicimos cuatro comparaciones con las estimaciones de los informes del MMCT, las cuales resultaron muy similares.

### Grafica 8

Brecha del PIB entre los dos modelos estimados



La cuarta variable necesaria es el producto potencial,  $y_t^*$ . Ésta no es observable y la estimamos para cada cosecha con el filtro Hodrick y Prescott<sup>19</sup>. En la estimación de la brecha del producto,  $Y_t$ , la variable que finalmente alimenta la regla de Taylor, también usamos ese filtro. La gráfica 8 muestra las estimaciones de la brecha (los dos modelos ARMA); excepto en el segundo trimestre de 2007, exhiben bastante simetría entre ellas, lo que indica que la especificación de uno u otro modelo ARMA no es determinante en los resultados de la regla estimada con DTR<sup>20</sup>.

Una vez estimadas las brechas de producto, tenemos toda la información para estimar la regla de Taylor en tiempo real. Como ya dijimos, las cosechas disponibles van de  $t = \text{II}-2003$  a  $t = \text{I}-2008$ .

### RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA REGLA DE TAYLOR

En la siguiente regla de Taylor:

$$R_{t/1:08} = a_0 + a_\pi \overline{\pi}_{t/1:08} + a_y Y_{t/1:08}$$

<sup>19</sup> Los datos en tiempo real no evitan la enorme dificultad que presentan los trabajos de regla de Taylor por las muy posibles imprecisiones en la estimación de las variables no observables (tasa de interés de equilibrio y el producto potencial).

<sup>20</sup> También probamos otras especificaciones de modelos ARMA y estimaciones no lineales. Los resultados fueron muy similares.



los datos de  $R_{v/I:08}$  y  $\pi_{v/I:08}$  son iguales en los tres modelos pero  $Y_{v/I:08}$  es diferente<sup>21</sup>. La regla de Taylor 1 toma en el vector  $Y_{v/I:08}$  las brechas de la cosecha I-2008. Las reglas 2 y 3 toman las brechas estimadas con las metodologías ARMA (p,q) y ARMA (4,4). A continuación presentamos los resultados. Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico t.

Regla de Taylor 1 con datos revisados:

$$R_{v/I:08}^{\wedge} = 0,0665 + 0,8146(\pi_{v/I:08} - \pi_{v/I:08}^*) + 0,4451(y_{v/I:08} - y_{v/I:08}^*)$$

(0,000)                      (0,000)                      (0,0013)

Regla de Taylor 2 con datos en tiempo real:

$$R_{v/I:08}^{\wedge} = 0,0646 + 1,0945(\pi_{v/I:08} - \pi_{v/I:08}^*) + 0,1116(y_{v/I:08}^{\wedge} - y_{v/I:08}^*)$$

(0,0000)                      (0,0001)                      (0,6343)

Regla de Taylor 3 con datos en tiempo real:

$$R_{v/I:08}^{\wedge} = 0,0610 + 1,0218(\pi_{v/I:08} - \pi_{v/I:08}^*) + 0,3585(y_{v/I:08}^{\wedge} - y_{v/I:08}^*)$$

(0,0000)                      (0,0001)                      (0,1325)

Aunque en todos los casos el coeficiente  $a_{\pi}$  es significativo al 1%, su magnitud es significativamente diferente entre la regla de Taylor 1 y las otras dos. En la regla 1, la respuesta de la tasa de interés a cambios en la brecha inflacionaria es del 0,81%, mientras que en las otras dos es del 1,09% y el 1,02%. Esto implica que en el momento de tomar decisiones, las autoridades monetarias dan mayor importancia a la brecha de inflación en comparación con la del modelo con datos revisados. Por su parte, el coeficiente de la brecha es significativo al 1% para la regla 1 pero no para las otras dos (ni siquiera al 10%). Esto significa que la tasa de intervención no parece reaccionar a cambios en la brecha en tiempo real, aunque la regla 1 así lo registre.

Para analizar la consistencia de los tres modelos evaluamos sus residuos usando pruebas de autocorrelación y la prueba q. No encontramos evidencia de autocorrelación de los errores en ningún caso; de modo que los errores son ruido blanco y, por tanto, los modelos están bien especificados econométricamente. Pese a que este resultado es más evidente en los datos revisados, los errores de la regla 1 difícilmente podrían interpretarse como sorpresas monetarias. Como ya mencionamos, citando a Orphanides, aun si ésta fuera la función de reacción de política apropiada, los residuos reflejarían la contribución de los datos revisados.

<sup>21</sup> El subíndice de  $Y_{v/I:08}$  indica el valor del PIB en el trimestre t, evaluado en I-2008.

En suma, aunque desconocemos la función ideal de la regla de política y aclaramos que la regla de Taylor sólo describe en forma aproximada la actitud del Banco de la República acerca de la tasa de intervención, cuando se usa la información actualizada para calcular la regla se observa que el Banco “poco” reacciona a la tasa de inflación (un coeficiente menor que 1), pero si se usa la información disponible en cada momento, el coeficiente es mayor que 1. En la siguiente sección damos una interpretación económica a este resultado.

#### ALCANCE E IMPLICACIONES DE POLÍTICA DE LOS DTR EN COLOMBIA

Los resultados sugieren, en primer lugar, que los modelos de regla de política estimados con datos revisados pueden subestimar la reacción de la tasa de intervención a cambios en la brecha de inflación. Por ejemplo, si la inflación está un punto por debajo del objetivo, la regla de Taylor 1, con datos revisados, sugiere/pronostica una reducción de la tasa de intervención de 81 puntos básicos (0,81%). En cambio, las reglas 2 y 3 sugieren/pronostican una reducción de 102 y 109 puntos básicos. Las estimaciones de la primera regla y de las otras dos difieren entre 20 y 28 puntos básicos, cuya magnitud no parece significativa pero podría provocar grandes cambios en el sector real<sup>22</sup>.

En segundo lugar, aunque en el apartado anterior sugerimos una sobreestimación de la reacción de esta tasa ante cambios en la brecha del producto (pues su coeficiente no es significativo con DTR), una explicación alternativa podría ser que las autoridades de política son conscientes de los cambios en los datos del producto, y no dan mucha importancia a este indicador cuando fijan su regla de política.

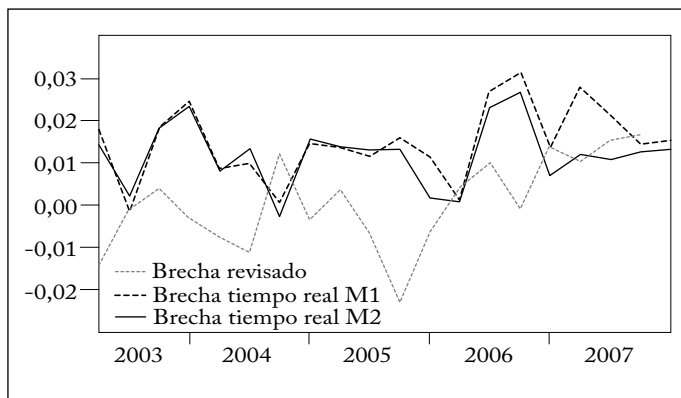
Por otra parte, independientemente de los coeficientes de la regla de Taylor del apartado anterior, encontramos otro resultado importante: la interpretación de la tasa de interés de intervención puede ser totalmente contradictoria dependiendo de la cosecha y del momento en que se revisen los datos. La gráfica 9 ilustra este punto.

Esta gráfica muestra que el pronóstico de la brecha estimado con datos revisados difiere notoriamente de la brecha estimada con DTR, es decir, la lectura de la regla de política cambia según sea el conjunto de datos que se use para estimarla. Por ejemplo, usando por simplicidad la regla de Taylor original (de 1993), cuando en el tercer trimestre

<sup>22</sup> Por ejemplo, en el mercado financiero, quien pida un crédito hipotecario de \$100.000.000 a 10 años, con una tasa de interés del 12% efectivo anual, pagaría \$186.531.241 al final del periodo, y con una tasa de interés del 11,8% pagaría \$162.564.221; suponiendo todo lo demás constante e ignorando el mecanismo de transmisión de las tasas de intervención a las de captación y colocación de los bancos comerciales.

de 2004 se “pensaba” reducir la tasa de interés en un 0,55% porque pronosticaba una brecha negativa del -1,1%, con datos revisados la interpretación es opuesta: la brecha es positiva (1,3%), y la lectura que hoy hicieran las autoridades de política sugeriría elevar la tasa de interés (en un 0,65%) en vez de reducirla.

Gráfica 9  
Brecha del PIB en tiempo real y con datos revisados



Este resultado es de gran importancia pues sugiere que las estimaciones de algunos modelos de política y de otros modelos macroeconómicos pueden ser sesgadas, pues los datos revisados incorporan un ruido de efectos significativos. Los DTR que se proponen en este trabajo pueden mejorar la lectura, la estimación y el alcance de las reglas de política monetaria. Si bien éstas no son necesariamente la guía ideal y segura para las autoridades monetarias, serían más adecuadas si están mejor especificadas.

En suma, este trabajo no pretende sugerir *la* regla de Taylor para Colombia (existen otros instrumentos y otras variables para ello), pero muestra que la incorporación de DTR mejora el conocimiento de las reglas de política por cuanto aporta “realismo” a las estimaciones. Quizá esto dé pie para que futuras investigaciones definan reglas de política “superiores” y perfeccionen la transparencia de las decisiones del Banco de la República en el cumplimiento de sus objetivos.

## CONCLUSIONES

De acuerdo con la literatura internacional sobre estimación de modelos con DTR, los resultados podrían ser muy diferentes y mejores si se usara información más realista, es decir, DTR. Este trabajo confirma

esa idea. A juzgar por las estadísticas descriptivas de la BDTR del PIB real del país construida para el periodo II-2003 - I-2008, las diferencias de las revisiones entre cosechas y sus distribuciones muestran que las actualizaciones de los datos del PIB son significativas, por ejemplo, en pronósticos del PIB. Esto podría modificar la perspectiva de los diseñadores de política, que con la información disponible tomaron o tomarían una decisión de política diferente a la que hoy se juzga conveniente con el análisis de los datos actualizados.

Nuestros resultados de la estimación de la regla de Taylor concuerdan con los de la literatura colombiana. No obstante, la estimación de esa misma regla de política con DTR difiere significativamente de la estimación con datos revisados (los que se usan en la literatura). Encontramos que la evaluación de la transparencia monetaria con datos actualizados quizá no sea apropiada, en particular cuando se basa en las actualizaciones más próximas al presente, pues muestran alta variabilidad. Así mismo, es posible que los modelos de regla de política estimados con datos revisados subestimen la reacción de la tasa de intervención a cambios en la brecha de inflación y sobreestimen su reacción a cambios en la brecha del PIB. Incluso, dependiendo de la cosecha, podrían revelar decisiones de política contradictorias para un mismo trimestre. Esto destaca la necesidad de prestar atención a la especificación, la estimación y la predicción de modelos de política con datos revisados.

Por último, los DTR dan información más precisa del panorama económico en cada momento, y su utilización podría resultar en mejores especificaciones, estimaciones, pronósticos y recomendaciones de los modelos de reglas de política. Así como de otros modelos macroeconómicos, un tema de futura investigación.

## ANEXO

### Estimaciones de $\hat{y}_t$ de cada cosecha

Cosecha	ARMA (p,q)	ARMA (4,4)	Cosecha	ARMA (p,q)	ARMA (4,4)
II-2003	0,014054	0,017907	IV-2005	0,013181	0,015819
III-2003	0,001925	-0,001603	I-2006	0,001544	0,011228
IV-2003	0,017942	0,018452	II-2006	0,000722	0,001008
I-2004	0,023195	0,024537	III-2006	0,023013	0,026644
II-2004	0,007859	0,008608	IV-2006	0,026571	0,031258
III-2004	0,013120	0,009734	I-2007	0,006955	0,013531
IV-2004	-0,002760	0,000459	II-2007	0,011969	0,027836
I-2005	0,015412	0,014379	III-2007	0,010598	0,021182
II-2005	0,013718	0,013638	IV-2007	0,012486	0,014271
III-2005	0,012870	0,011276	I-2008	0,013159	0,015192

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Amato, J. D. y N. R. Swanson. "The real time predictive content of Money for output", *Journal of Monetary Economics* 48, 2001, pp. 3-24.
2. Amaya, J. "Evaluación de reglas de tasa de interés en un modelo de economía pequeña y abierta", *Borradores de Economía* 385, 2005.
3. Bernal, R. "Monetary Policy Rules in Colombia", *Documento CEDE* 2002-18, 2002.
4. Cardona, L. "¿Una regla de política estándar?", *Ecos de Economía* 18, 2004.
5. Croushore, D. "A real time data set for macroeconomics", *Journal of Econometrics* 105, 2001, pp. 111-130.
6. Croushore, D. "Forecasting with real time macroeconomics data", *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1, Amsterdam, North Holland, 2005.
7. Croushore, D. y C. L. Evans. "Data revisions and the identification of monetary policy shocks", mimeo, Reserva Federal Bank of Philadelphia, 1999.
8. Croushore, D. y T. Stark. "Is macroeconomic research robust to alternative data sets?", *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Papers* 02-3, 2002.
9. Evans, C. L. "Real-time Taylor rules and the federal funds futures market", *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives* 22, Q III, 1998, pp. 44-55.
10. Ghysels, E., N. R. Swanson y M. Callan. "Monetary policy rules and data uncertainty", mimeo, Texas A&M University, 1999.
11. Giraldo, A. F. "Aversión a la inflación y regla de Taylor en Colombia 1994-2005", *Cuadernos de Economía* 27, 49, 2008, pp. 229-262.
12. Gómez, J. y M. Figueroa. "Modelo mensual de canales de transmisión", *Borradores de Economía* 267, 2003.
13. Julio, J. M. "The monetary policy rule during the transition to a stable level of inflation: The case of Colombia", *Borradores de Economía* 404, 2006.
14. Julio, J. M. y J. Gómez, "Output gap estimation uncertainty and its effect on policy rules", *Borradores de Economía* 125, 1999.
15. López, M. "Efficient policy rule for inflation targeting in Colombia", *Ensayos sobre Política Económica* 45, 2004, pp. 80-115.
16. Orphanides, A. "Monetary policy rules based on real-time data", *American Economic Review* 91, 2001, pp. 964-985.
17. Rudebusch, G. D. "Do measures of monetary VAR make sense?", *International Economic Review* 39, 1998, pp. 907-931.
18. Rudebusch, G. D. "Is the FED too timid? Monetary policy in an uncertain world", *Review of Economics and Statistics* 83, 2001, pp. 203-217.
19. Runkle, D. E. "Revisionist history: How data revisions distort economic policy research", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 22, 4, 1998, pp. 3-12.
20. Svensson, L. "Monetary policy with judgment: Forecast targeting", *International Journal of Central Banking* 1, 1, 2005, pp. 1-54.
21. Taylor, J. B. "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 1993, pp. 195-214.

22. Taylor, J. B., ed. *Monetary policy rules*, Chicago, University of Chicago, 1999.
23. Taylor, J. B. “Uso de reglas de política monetaria en economías de mercados” [1998], versión revisada del documento presentado en la conferencia Estabilización y política monetaria: La experiencia internacional, Banco de México, 2002.