

Inflación y dinero en Colombia: otro modelo *P-estrella*

Andrés González G * Luis Fernando Melo V
Carlos Esteban Posada P

*Unidad de investigaciones económicas
Banco de la República, Bogotá, Colombia.*

31 de octubre de 2006

Resumen

Este documento reporta los resultados de la estimación de una versión reciente del modelo *P-estrella* de Gerlach y Svensson (2003) para Colombia (1980:I - 2005:IV) y sus predicciones. El modelo está diseñado para explicar la brecha de inflación (tasa observada menos la meta) con base en dos brechas: la brecha monetaria y la de producto. De acuerdo con sus resultados, la brecha de producto carece de efectos significativos en tanto que la brecha monetaria tiene un efecto significativo positivo sobre la de inflación.

Palabras claves: inflación, demanda de dinero, mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS), predicción.

Clasificación JEL: C51, C53, E31, E37, E41

Agradecimientos: Los autores son investigadores de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República, y agradecen la estupenda colaboración de Tatiana Parra y John Jairo León, estudiantes de las universidades Javeriana y Nacional, respectivamente. Se agradecen también los comentarios y sugerencias de Hernando Vargas y de los miembros de la Junta Directiva del Banco de la República a una versión anterior de este trabajo. Las opiniones y cálculos incluidos en estas páginas no comprometen a esta institución ni a sus directivas ni a la Junta Directiva.

*Dirección autor correspondiente: agonzago@banrep.gov.co Banco de la República, Cr 7a No 14-78

1. Introducción

La inflación en Colombia, medida por el variación porcentual anual del índice de precios al consumidor, IPC, ha caído sostenidamente desde 1991 hasta el presente (fines de 2006). En particular, pasó de 31.5% en Mayo de 1991 a niveles de un dígito en los últimos años. Esta desaceleración se dió luego de haberse mantenido alrededor del 20% anual entre 1972 y 1990. El Gráfico 1 muestra la inflación anual para el período 1980:I-2005:IV. La desaceleración más intensa se observó entre 1998 y 2001, así que en los años recientes se han registrado tasas anuales relativamente bajas, en el rango 7% - 4% .

Tras el abandono en 1999 de un sistema de bandas para la tasa de cambio nominal, y la instauración de un mecanismo de flotación (impura) del precio del dólar, Colombia adoptó de manera formal el régimen de política monetaria denominado “meta de inflación” (*Inflation Targeting*) ¹. Desde entonces se han registrado caídas importantes y continuas de las tasas locales de interés nominal y aumentos significativos de la cantidad de dinero, medida esta por cualquiera de las variables usuales, tales como M1 o M3.

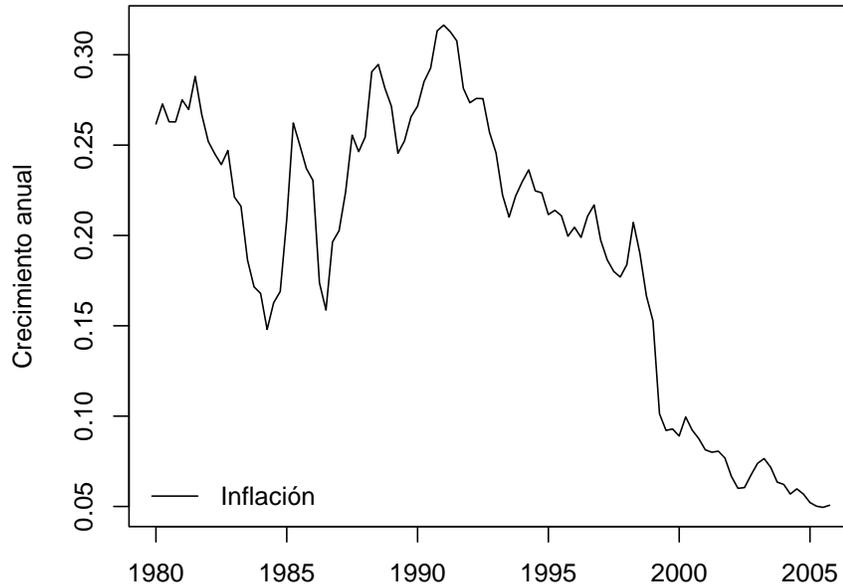
A partir de 2002 los ritmos de aumento de los agregados monetarios han superado con gran holgura los correspondientes al PIB nominal. El Gráfico 2 permite apreciar esto en el caso de M3. Tales hechos han dado origen a inquietudes en torno a la posibilidad de que la evolución reciente de los agregados monetarios pueda observarse indefinidamente y, en particular, impidan que la inflación pueda alcanzar en el futuro cercano tasas cercanas a 2% o 3% por año y mantenerse posteriormente en tal rango. Análisis previos de este fenómeno se presentan en Escobar and Posada (2004) y Misas, López, Téllez y Escobar (2005).

Frente a tales inquietudes parece pertinente un nuevo examen formal de las relaciones entre dinero e inflación en Colombia. El presente documento reporta los componentes básicos y principales resultados de un análisis econométrico sobre tal tema. Pero no es un estudio sobre todos los aspectos que podrían ser relevantes en la discusión. Su marco es restringido: adopta un enfoque conceptual específico según el cual el factor determinante de la inflación en el largo plazo es una meta cambiante de inflación. El trabajo busca responder las siguientes preguntas: a) ¿un exceso monetario puede generar una brecha entre la inflación observada y la meta de inflación?; b) ¿cuan importante puede ser esta perturbación si se la compara con la brecha de producto?

El esquema que permite hacer tales preguntas y alcanzar las correspondientes respuestas de manera más directa y práctica es una versión reciente del llamado modelo *P-estrella* de Hallman, Porter y Small (1991). Versiones previas para el caso colombiano han sido utilizadas y estimadas por Misas y Posada (1994) y Misas, López y Melo (1999). Gerlach y Svensson (2003) estimaron una versión modificada para los países de la zona del Euro. Nuestro trabajo

¹Gómez, Uribe y Vargas (2002) presentan una descripción detallada del diseño e implementación del régimen de inflación objetivo en Colombia.

Gráfico 1: Inflación anual



consistió en replicar este ejercicio para el caso colombiano incluyendo algunas simplificaciones y adaptaciones frente a lo realizado por Gerlach y Svensson (2003) y lo aplicado previamente en Colombia.

El documento consta de esta sección introductoria y otras cuatro. La sección 2 describe el modelo, la sección 3 presenta los datos, la sección 4 reporta las estimaciones y los resultados, y la sección 5 ofrece un resumen y las conclusiones.

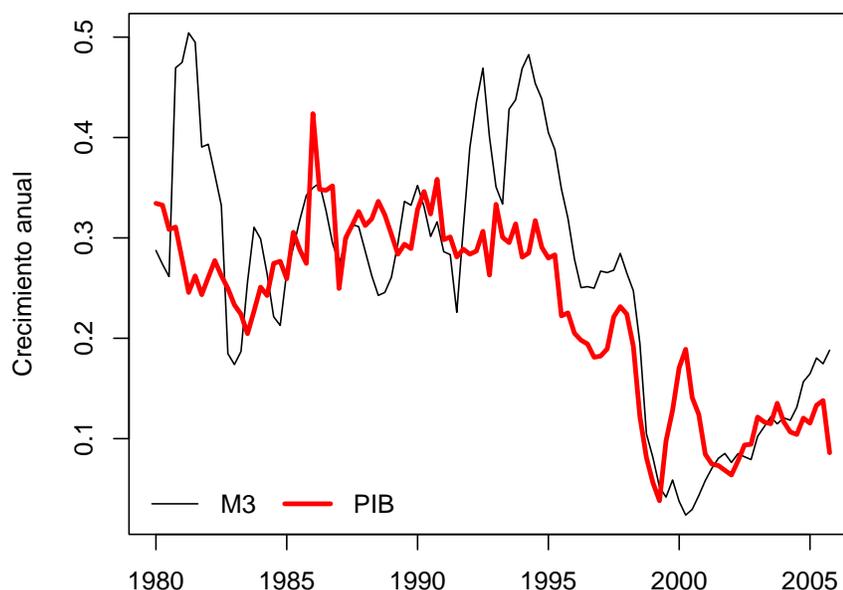
2. El modelo y sus implicaciones

El punto de partida es, como en Gerlach y Svensson (2003), una curva de Phillips estándar:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

con $\alpha_y > 0$. Siendo π_{t+1} la tasa de inflación observada en el período $t+1$, $\pi_{t+1,t}^e$ la expectativa de inflación en $t+1$ formada con información hasta t , $y_t - y_t^*$ la brecha de producto, y_t el producto real observado, y_t^* el producto de largo plazo, ambas medidas en logaritmos y z_t una variable exógena que explique el comportamiento de la inflación en el corto plazo. Por último, ε_t es el término de error que se asume i. i. d. ε_t se interpreta como un impacto transitorio a

Gráfico 2: Crecimiento anual M1 y M3



la inflación proveniente del lado de la oferta o de costos.

De otra parte, siguiendo a Gerlach y Svensson (2003) podemos considerar la siguiente versión monetaria de la curva de Phillips

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e + \alpha_m(\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

con $\alpha_m > 0$, en la cual se sustituye la brecha de producto por una brecha monetaria. Para aclarar el significado de esta última brecha utilicemos la ecuación cuantitativa del dinero expresada en logaritmos $m + v = p + y$ donde $m = \log(M)$, $v = \log(V)$, $p = \log(P)$, y $y = \log(Y)$ siendo M, V, P, Y los valores observados de la cantidad nominal de dinero, la velocidad-ingreso de circulación de éste, el nivel de precios y el producto (ingreso) real, respectivamente. Al comparar entre los valores observados y los de equilibrio, señalados estos mediante un asterisco, resulta que:

$$m - m^* + v - v^* - (y - y^*) = p - p^*.$$

Por tanto, bajo el supuesto de igualdad entre los valores de los saldos monetarios observados y de equilibrio se tiene

$$p - p^* = (y^* - v^*) - (y - v) \quad (3)$$

Definiendo los saldos reales de dinero observados y de equilibrio como $\tilde{m}_t \equiv m_t - p_t$ y $\tilde{m}_t^* \equiv y^* - v^*$, respectivamente, (3) se puede expresar como

$$\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^* = (y_t - v_t) - (y_t^* - v_t^*) \quad (4)$$

siendo $v \equiv p + y - m$. Finalmente, de las ecuaciones (3) y (4) se deduce aquello que explica, en términos del modelo *P-estrella* original, la diferencia entre los valores observado y de equilibrio del nivel de precios es decir

$$p_t - p_t^* \equiv -(\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*)$$

siendo p_t^* el nivel de precios al cual la demanda por saldos reales iguala su nivel de equilibrio. En consecuencia, la versión monetaria de la curva de Phillips equivale a la siguiente versión extendida del modelo *P-estrella*:

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t}^e - \alpha_m(p_t - p_t^*) + \alpha_z z_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

Para completar la especificación del modelo dado por (1) o (2) se requiere una regla de formación de expectativas que en nuestro caso está dada por

$$\pi_{t+1,1}^e = \hat{\pi}_{t+1} + \alpha_\pi(\pi_t - \hat{\pi}_t) \quad (6)$$

siendo $\hat{\pi}_t$ la meta de inflación (explícita o implícita). La ecuación (6) implica que la expectativa de inflación es la meta más un término de cumplimiento de esta, que depende de la desviación de la inflación observada con respecto a la meta vigente en el período t . En consecuencia, el parámetro α_π mide la credibilidad del esquema monetario. Esto es, valores pequeños de α_π reflejan mayor credibilidad.

Una característica importante del modelo especificado en (1), (2) y (6) es que, en equilibrio, la inflación está determinada por la meta. Vease Gerlach y Svensson (2003) para más detalles.

2.1. Modelo econométrico

La estimación del modelo *p-estrella* se basa en la siguiente ecuación

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1} &= \alpha_\pi(\pi_t - \hat{\pi}_t) + \alpha_m(\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*) + \alpha_y(y_t - y_t^*) \\ &+ \sum_{s=1}^k \alpha'_{qs} \Delta q_{t-s} + \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (7)$$

que se obtiene de reemplazar las expectativas de inflación (6) en la ecuación de inflación (2), incluir la brecha de producto ($y_t - y_t^*$) y reemplazar z_{t+1} por rezagos de Δq_t . Se incluye la brecha de producto para tener como modelos anidados tanto el modelo de curva de Phillips

tradicional como su versión monetaria. La ecuación (7) se aumenta con cambios en la inflación de bienes importados y de alimentos pues en Colombia estas variables explican en gran medida variaciones de corto plazo de la inflación. Adicionalmente, los cambios en la inflación de importados y de alimentos están determinados en gran parte por factores exógenos al proceso inflacionario. Luego $q_t = (\pi_t^{im}, \pi_t^{ali})'$ en (7).

La estimación del modelo se hace en dos etapas: primero se estima la demanda de dinero con la cual se calcula una brecha monetaria. Dadas las brechas monetaria y de producto se estima (7) por OLS.

La demanda por saldos reales de dinero está dada por

$$\tilde{m}_t = \kappa_0 + \kappa_y y_t + \kappa_i i_t + \epsilon_t \quad (8)$$

con $\kappa_y > 0$, $\kappa_i < 0$, i_t el costo de oportunidad de tener dinero, y_t el producto y ϵ_t un proceso estacionario. Siguiendo a Saikkonen (1991) y Stock y Watson (1993) los parámetros κ_0 , κ_y y κ_i se estiman mediante mínimos cuadrados dinámicos.

Una vez estimada la demanda de dinero se procede a la estimación de la ecuación (7) para lo cual es necesario calcular la brecha monetaria. La brecha monetaria se define como la demanda real de dinero menos la demanda de equilibrio, definida esta como

$$\tilde{m}_t^* = \kappa_0 + \kappa_y y_t^* + \kappa_i i_t^* \quad (9)$$

3. Datos

Para la estimación de (7) y (8) se usan datos trimestrales promedios del nivel de precios, medido éste como $p = \log(IPC)$, de la brecha de producto, $y - y_t^*$, siendo y el PIB real y y^* su nivel de largo plazo calculado con el filtro de Hodrick-Prescott. $m = \log(M3)$ siendo M3 la suma de efectivo más pasivos del sistema financiero sujetos a encaje. Por último, la inflación π_t se calcula como los cambios trimestrales anualizados de p . Los datos se llevaron a frecuencia trimestral mediante promedios trimestrales de las variables mensuales desestacionalizadas. La desestacionalización se hizo usando TRAMO-SEATS con el calendario de festivos colombiano.

El costo de oportunidad para M3 se calculó como la diferencia del rendimiento interno de este menos una tasa alternativa. El rendimiento interno de M3 idealmente se calcula como un promedio ponderado de los retornos de sus componentes. Sin embargo, debido a la disponibilidad histórica de esta serie, en el presente trabajo aproximamos el rendimiento de los activos rentables de M3 con la DTF a 90 días. Esto es, $i^{M3} = (1 - M1/M3)DTF$.

El cálculo de la tasa de rendimiento alternativo a M3 se realizó con base en los rendimientos de activos tanto externos como internos. Entre los activos externos se usaron la tasa LIBOR, la PRIME y el CDT de Estados Unidos a 90 días. Su valoración en pesos se hizo con la tasa

de devaluación observada y un promedio móvil de orden cuatro de la misma. De otro lado, el rendimiento de los activos internos alternativos a M3 se aproximó con la tasa de inflación esperada medida esta de tres formas distintas: $\pi_t^e = \pi_t$, $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ y $\pi_t^e = \pi_t^{\text{MA}}$ siendo π_t^{MA} la media móvil de orden cuatro de π_t . En este caso, el costo de oportunidad está dado por la tasa esperada de inflación neta del rendimiento propio de M3, es decir,

$$i_t(\pi^e) = (1 + \pi^e)/(1 + i^{\text{M3}}). \quad (10)$$

Esta forma de medir el costo de oportunidad de M3 supone que sus tenedores consideran que la expectativa de inflación no está plenamente capturada de manera oportuna en la tasa de interés nominal.

En años recientes dos autores, Kalra (1998) y Juselius (2004), han utilizado la variable inflación como proxy del costo de oportunidad de mantener dinero, tal como lo propuso Cagan (1956) para su estudio de las hiperinflaciones europeas del período de entreguerras.

4. Estimación y resultados

En esta sección presentamos las estimaciones del modelo *P-estrella* (Ecuación (7)) junto con un ejercicio de evaluación de pronóstico. Como se dijo en la Sección 2 la estimación de (7) se hace en dos etapas empezando por estimar la demanda de saldos reales y la brecha monetaria. El procedimiento termina con la estimación de (7).

4.1. Estimación de la demanda de dinero real

La demanda de saldos reales de M3 se estimó usando los distintos costos de oportunidad. El Cuadro 1 presenta los resultados de tres de estos ejercicios para los cuales se encontró una relación de largo plazo estable cuando el costo de oportunidad de mantener saldos reales de M3 se calcula según la ecuación (10)². El Cuadro 1 está dividido en dos paneles verticales y tres horizontales. En cada panel vertical se presentan las estimaciones obtenidos usando mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) y mínimos cuadrados ajustados (FMOLS)³. Por su parte, cada panel horizontal contiene el vector de cointegración estimado asociada a cada costo de oportunidad. Los contrastes de cointegración de Shin (1994) y de estabilidad de Hansen (1992) se reportan en las columnas KPSS, SupF, respectivamente.

En general, las tres relaciones aparecen cointegradas, estables y con los signos esperados.

²El mismo tipo de estimación se hizo usando los costos de oportunidad construidos con base en el rendimiento de los activos externos y una tasa de devaluación esperada. En general, los resultados de estos ejercicios no fueron los esperados ya que el costo de oportunidad no aparecía como significativo en la relación de largo plazo. Adicionalmente, la relación de cointegración no aparecía estable. Si está interesado en más detalles sobre estos resultados contacte a los autores.

³Vease Phillips y Hansen (1990) y Hansen (1992)

Cuadro 1: Estimaciones de la demanda de M3

	DOLS			FMOLS		
	$\hat{\beta}$	Error Est.	KPSS	$\hat{\beta}$	Error Est.	SupF (P-value)
c	-12	0.9	0.04	-12	1.02	4.05 (0.20)
y	1.47	0.05		1.47	0.06	
$i(\pi)$	-2.28	0.56		-1.69	0.31	
c	-12	0.86	0.05	-12	0.74	14.18 (0.07)
y	1.48	0.05		1.47	0.05	
$i(\pi_{t-1})$	-2.33	0.57		-1.86	0.23	
c	-12	0.86	0.05	-12	0.88	9.09 (0.20)
y	1.47	0.05		1.47	0.05	
$i(\pi^{\text{ma}})$	-2.49	0.59		-2.14	0.34	

Notas: La hipótesis nula de la prueba KPSS es cointegración mientras que para el contraste SupF es la estabilidad del vector de cointegración. Los estadísticos y valores críticos de estas pruebas se encuentran en Shin (1994) y Hansen (1992), respectivamente. El valor crítico del estadístico KPSS al 5% es 0.221. π está medido en puntos porcentuales.

Las magnitudes de los coeficientes son económicamente razonables, aunque, el coeficiente del costo de oportunidad indica una semielasticidad cercana a 2%, que parece pequeña. Frente a estimaciones anteriores sobre la demanda de M3 en Colombia vale la pena resaltar que en el presente trabajo se encontró una demanda estable por M3 con una elasticidad del producto cercana a uno.

Los resultados de cointegración presentados en el Cuadro 1 fueron utilizados para construir la brecha monetaria definida en (9). Los valores de largo plazo de y y del costo de oportunidad son aproximados usando el filtro de Hodrick-Prescott. La Gráfica 3 presenta las distintas brechas.

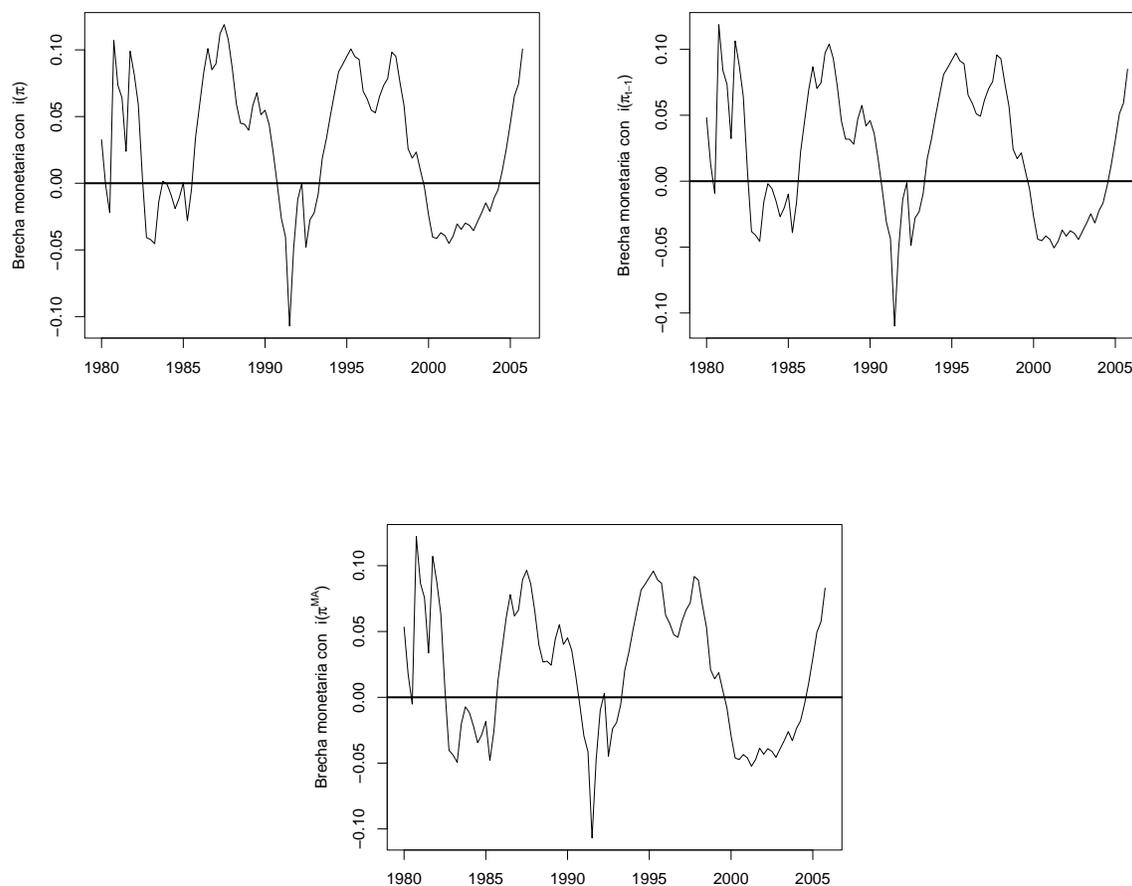
4.2. Estimación del modelo *P-estrella*

Esta sección presenta las distintas estimaciones del modelo *P-estrella* (ecuación (7)) junto con un ejercicio de pronóstico.

Para estimar la ecuación de precios (7) se requieren observaciones de la meta de inflación para toda la muestra. Para construir la meta para el período en el cual no existían metas explícitas se usó la metodología de Bai y Perron (1998, 2003). El algoritmo de Bai y Perron (1998, 2003) se usa para determinar las distintas medias y los períodos de cambio en la media de inflación. El Gráfico 4 presenta la inflación y la meta.

El modelo económico presentado en la Sección 2 da una especificación de la ecuación (7) en la cual la brecha de inflación depende de su primer rezago y de los primeros rezagos de las brechas. Sin embargo, es posible, que el efecto sobre la inflación de un desequilibrio monetario no se agote en un trimestre sino en varios. En efecto, Melo y Jalil (2000), en un contexto

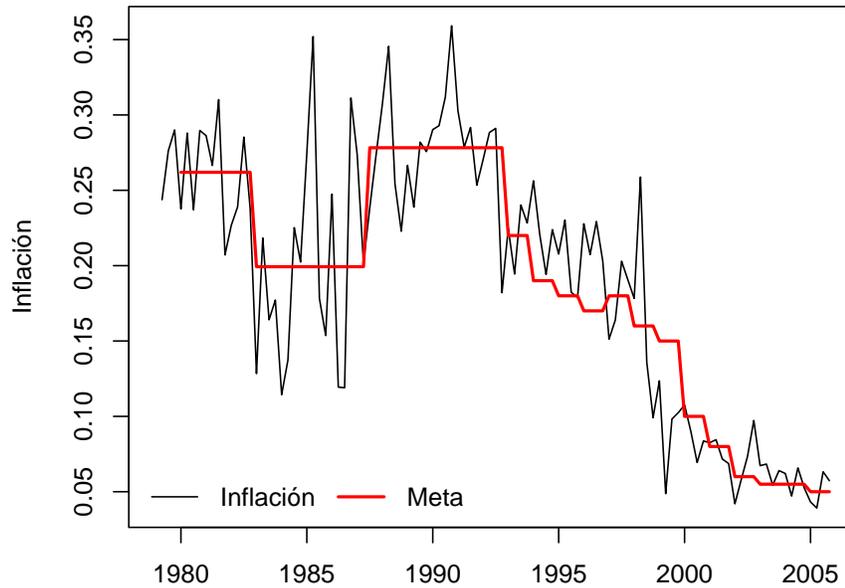
Gráfico 3: Brechas monetarias estimadas usando distintos costos de oportunidad



Notas: Las gráficas de derecha a izquierda muestran las brechas calculadas usando $i(\pi)$, $i(\pi_{t-1})$. La gráfica del panel inferior muestra la brecha para $i(\pi_{t-1}^{MA})$.

diferente, encuentran que este rezago puede ser de hasta 18 meses. En este artículo nosotros nos aproximamos a este problema usando una variación a la estrategia *top-down* propuesta por R. Brüggemann y Lütkepohl (2001); la cual consiste en eliminar secuencialmente regresores de un modelo general. Se comienza eliminando aquella variable que tenga el estadístico t mas bajo en valor absoluto. La estrategia continua hasta que el mínimo valor absoluto del estadístico t de los regresores incluido sea mayor a cierto valor umbral. Este umbral depende del número de regresores eliminados y del tamaño de la muestra. Es importante anotar que el tamaño de la muestra se mantiene constante a través del procedimiento. Vease R. Brüggemann y Lütkepohl (2001) para más detalles y otras estrategias. En nuestro caso, el modelo general incluía cinco rezagos de cada una de las variables explicativas. El valor del umbral fué seleccionado de tal manera que los estadísticos t incluido en la regresión tengan tamaño (size) inferior o igual al

Gráfico 4: Inflaciones y meta



Notas: La serie Meta es la oficial del Banco de la República para el para el período 1991-2005. Para períodos anteriores a esta fecha se construyó usando el algoritmo de Bai y Perron (2003) con base en la inflación trimestral anualizada.

5 %.

El Cuadro 2 presenta las distintas estimaciones del modelo *P-estrella*. El ejercicio se realizó para las brechas monetarias asociadas a los costos de oportunidad $i(\pi_t)$ e $i(\pi_{t-1})$ y $i(\pi^{MA})$. Los principales resultados se pueden resumir de la siguiente forma: primero, el efecto de la brecha monetaria sobre la brecha de inflación es significativo y positivo.

Segundo, el efecto sobre la brecha de inflación de un desequilibrio monetario es más bien de corto plazo, uno o dos trimestres. Esto se puede ver tanto en el Cuadro 2 como en la Gráfica 5, que presenta la respuesta de la brecha de inflación a un choque unitario en la brecha monetaria. Este resultado es consistente con la versión del modelo *P-estrella* presentado en la Section 2 pues el modelo no explica la relación de las tendencias de largo plazo sino que por el contrario desarrolla un marco teórico en cual se puede explotar la información de corto plazo que tienen los agregados monetarios sobre la brecha de inflación.

Por último, la brecha de producto no es significativa en ninguno de los modelos. Esto es, al incluir la brecha monetaria junto con la brecha de producto en la ecuación general el algoritmo de selección excluye todos los rezagos de la brecha de producto. En principio, este resultado es contrario al modelo de curva de Phillips tradicional. Una explicación intuitiva de

Cuadro 2: Estimaciones del modelo *P-estrella*

	$i(\pi)$		$i(\pi^{\text{ma}})$		$i(\pi_{t-1})$	
	beta	Est. Error	beta	Est. Error	beta	Est. Error
c	-0.0008	0.0043	0.0005	0.0040	0.0002	0.0041
$\tilde{\pi}_{t-1}$	0.3164	0.0976	0.3206	0.0972	0.3209	0.0973
$\tilde{\pi}_{t-2}$	-0.3798	0.1135	-0.3847	0.1136	-0.3829	0.1137
\tilde{m}_{t-1}^g	0.5540	0.1897	0.5754	0.1916	0.5702	0.1911
\tilde{m}_{t-2}^g	-0.4088	0.1909	-0.4281	0.1904	-0.4289	0.1905
$\Delta\pi_{t-2}^{\text{al}}$	0.1940	0.0721	0.1965	0.0721	0.1956	0.0721
$\Delta\pi_{t-3}^{\text{al}}$	0.2355	0.0610	0.2378	0.0610	0.2369	0.0610
R2	0.2770		0.2786		0.2772	
BP LM(4)	0.3959	(0.8111)	0.3618	(0.8352)	0.3792	(0.8230)
RESET	2.1574	(0.0549)	1.7456	(0.1201)	1.8922	(0.0913)
Efecto agregados de los distintas brechas						
\sum Money	0.1453		0.1474		0.1413	
\sum ylag	0.0000		0.0000		0.0000	

Notas: Los números entre paréntesis son los p -values.

este resultado se puede ver en la Gráfica 6 que presenta la brecha monetaria calculada usando $i(\pi_t)$ como aproximación al costo de oportunidad de M3 junto con la brecha de producto. Como se puede ver, ambas brechas tienen una dinámica similar; sin embargo, la brecha monetaria tiene mayores oscilaciones. Así, la brecha monetaria incluye la información contenida en la brecha de producto y aporta información adicional al modelo.

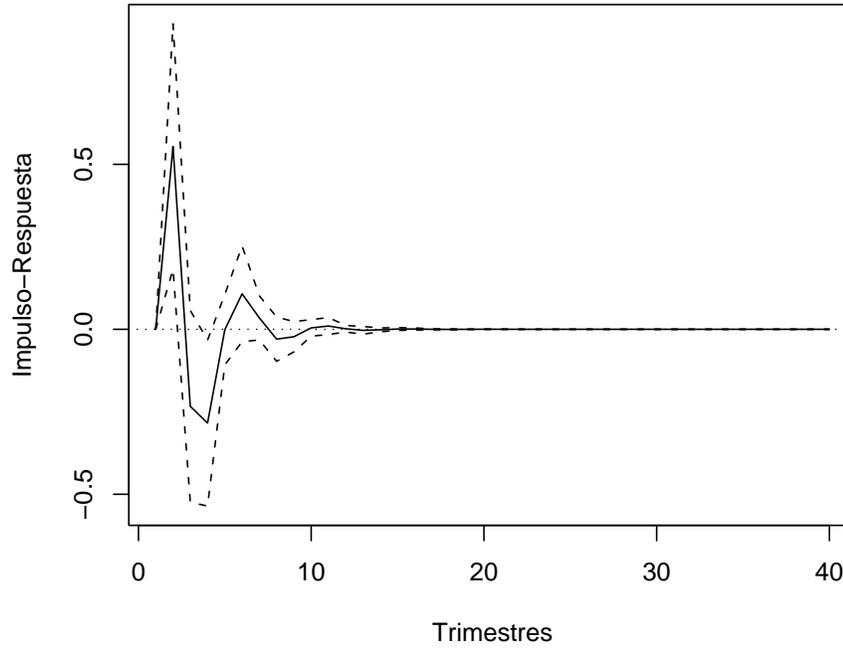
Otro ejercicio interesante que se puede realizar a partir de este modelo es el relacionado con el poder predictivo de las brechas. Con este fin, comparamos los pronósticos de dos modelos alternativos; el primero es el modelo *P-estrella* estimado y el segundo es un modelo en el cual no se incluye la brecha monetaria.

La comparación se hizo mediante estadísticas estándar de evaluación de pronósticos, tales como MAPFE, RMSFE, etc, para el período 2001:I-2005:IV. Estos estadísticos se calculan a partir de los errores de pronóstico del modelo estimado usando una ventana creciente de observaciones. Durante el periodo de evaluación se re-estiman los parámetros del modelo; sin embargo, se mantiene constante la especificación del modelo y equivale a la obtenida con la muestra completa. La brechas y demás variables explicativas se toman como dadas y se calculan usando toda la información disponible. Este es un escenario optimista para evaluar la capacidad predictiva del modelo. Sin embargo, constituye un marco ideal para nuestro objetivo, pues se permite estudiar independientemente la incidencia de los factores monetarios en el pronóstico.

El Cuadro 3 presenta los resultados del ejercicio. En general, las estadísticas con valores menores indican un mejor desempeño en términos de pronósticos⁴. En el caso del estadístico

⁴Los estadísticos MAFE y RMSFE están expresados en puntos básicos de la brecha de inflación. Por

Gráfico 5: Función impulso respuesta modelo *P-estrella*

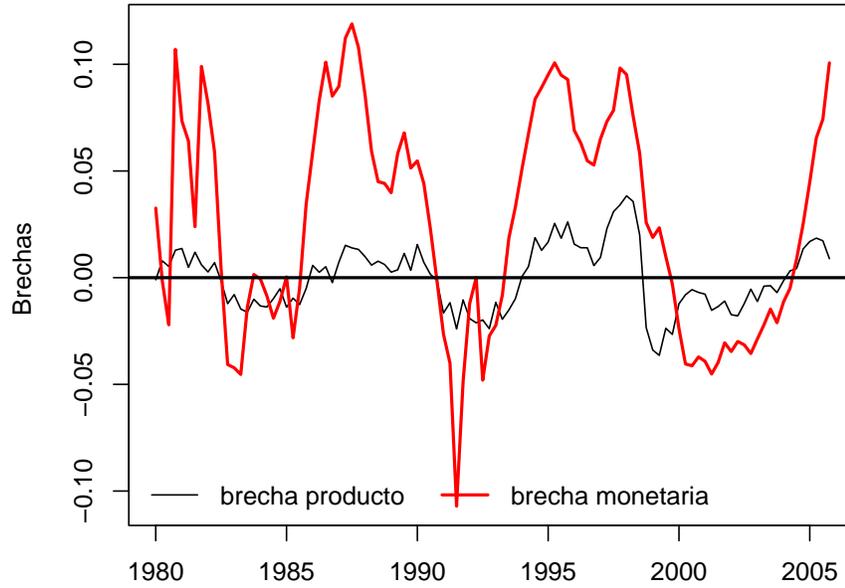


Notas: La gráfica presenta la respuesta de la brecha de inflación a un choque unitario en la brecha monetaria junto con el intervalo de confianza al 95%.

de U-Theil se comparan los pronósticos del modelo analizado con respecto a los obtenidos por una caminata aleatoria; un valor mayor que uno indica un mejor desempeño del modelo de caminata aleatoria. Los resultados presentados muestran que para horizontes mayores a dos trimestres los pronósticos del modelo completo superan, en promedio, los de una caminata aleatoria. Sin embargo, el modelo sin brecha monetaria tiene un mejor desempeño, en promedio, comparado con el modelo con brecha. Aunque la mejora es amplia, no se puede probar si esta es significativa debido al número limitado de pronósticos utilizados.

ejemplo, el MAFE del modelo sin brecha monetaria para un horizonte de un trimestre es 1.043, esto indica que en promedio el error de pronóstico un paso adelante es de 104.3 puntos básicos, es decir si la brecha de inflación observada es de 1% el pronóstico promedio estaría alrededor de 2.043%. En los casos de MAPFE y RMSPF, las estadísticas están medidas en términos porcentuales: un valor de MAPFE=1.287 indica una diferencia promedio de 128.7% entre el valor observado de la brecha y su pronóstico.

Gráfico 6: Brechas monetarias y output gap



Cuadro 3: Evaluación de pronósticos del modelo *P-estrella* con y sin brecha monetaria

h	1	2	3	4	5	6
<u>Incluyendo brecha monetaria</u>						
MAFE	1.434	1.833	1.607	1.638	1.576	1.666
MAPFE	2.727	3.980	3.298	2.825	2.856	3.316
RMSE	1.685	2.066	1.806	1.836	1.779	1.844
RMSPFE	4.009	6.465	5.149	4.364	4.469	5.076
U-Theil	1.166	1.172	0.881	0.888	0.883	0.932
<u>Sin brecha monetaria</u>						
MAFE	1.043	1.314	1.220	1.115	0.946	0.867
MAPFE	1.287	2.061	1.949	1.609	1.462	1.501
RMSE	1.351	1.576	1.486	1.360	1.129	1.060
RMSPFE	1.710	2.896	2.713	2.580	2.460	2.526
U-Theil	0.935	0.894	0.724	0.658	0.560	0.536

5. Resumen y conclusiones

El trabajo reportado en las secciones anteriores partió de una réplica del modelo de Gerlach y Svensson (2003). Este modelo es una nueva versión del llamado *P-estrella* pero adaptado para examinar la política monetaria en un marco de *inflation targeting*. El modelo fue diseñado para explicar y hacer predicciones condicionales de la brecha de inflación o diferencia entre la inflación observada y la meta de inflación. En particular, el modelo permite evaluar la importancia cuantitativa de dos factores de acuerdo con sus efectos sobre la brecha de inflación: la brecha de producto (diferencia entre el producto real observado y el de largo plazo) y la monetaria, medida esta por la diferencia entre los saldos monetarios reales observados y demandados. Las hipótesis al respecto son las siguientes: ambas brechas son exógenas, independientes entre sí y tienen efectos positivos sobre la brecha de inflación. Un episodio de intensa expansión de los agregados monetarios, como el observado en Colombia desde 2003, fue el principal motivo para la estimación de tal modelo.

Al utilizar el agregado M3 como *proxy* de dinero encontramos que la demanda de saldos reales de éste es una función estable de dos variables: el costo de oportunidad de mantener tales saldos y el PIB real. La primera tiene efecto negativo y la segunda positivo. Este hallazgo es predecible a la luz de la teoría monetaria tradicional. Lo inusual en nuestro medio fue una de las tres maneras como estimamos el costo de oportunidad: en vez de calcularlo como el interés dejado de ganar por quien detenta M3 (neto del rendimiento que se obtiene de aquellos componentes que sí rentan algo) lo calculamos como una desvalorización asociada a la tasa esperada de inflación pero neta también del rendimiento efectivo de los componentes rentables de M3. La estabilidad de la demanda de dinero real se hizo evidente con esta medida del costo de oportunidad de mantener saldos reales de M3.

Los resultados de las estimaciones son favorables a dos hipótesis: la demanda de saldos reales de M3 es estable y la brecha monetaria tiene un impacto positivo sobre la brecha de inflación y desfavorables a la hipótesis de efectos positivos de la brecha de producto sobre la de inflación.

Los ejercicios de predicción condicional (estimación de funciones de impulso-respuesta) y de pronóstico indican que la versión del modelo que incluye la brecha monetaria y que excluye la brecha de producto sí aporta información útil, de tipo monetario, para las predicciones. Con todo, su desempeño en las tareas de pronóstico resulta inferior al de modelos con otras variables.

Referencias

Bai, J. y Perron, P.: 1998, Estimating and testing linear models with multiple structural changes, *Econometrica* **66**, 47–78.

- Bai, J. y Perron, P.: 2003, Computation and analysis of multiple structural change models, *Journal of Applied Econometrics* **18**, 1–22.
- Cagan, P.: 1956, The monetary dynamics of hyperinflation.
- Escobar, J. F. y Posada, C. E.: 2004, Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano, *Borradores de Economía, Banco de la República* **303**.
- Gerlach, S. y Svensson, L. E. O.: 2003, Money y inflation in the euro area: a case for monetary indicators?, *Journal of Monetary Economics* **50**, 1649–1672.
- Gómez, J., Uribe, J. D. y Vargas, H.: 2002, The implementation of inflation targeting in Colombia, *Borradores de Economía, Banco de la República* **202**.
- Hallman, J. J., Porter, R. D. y Small, D. H.: 1991, Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run?, *American Economic Review* **81**, 841–858.
- Hansen, B.: 1992, Test for parameter instability in regressions with I(1) processes, *Journal of Business and economic statistics* **10**, 321–335.
- Juselius, K.: 2004, Inflation, money growth, and I(2) analysis, *Institute of Economics, University of Copenhagen, Discussion Papers* **04**, 31.
- Kalra, S.: 1998, Inflation, money growth, and I(2) analysis, *IMF Working Paper* **WP/98/101**.
- Melo, L. F. y Jalil, M.: 2000, Una relación no lineal entre inflación y los medios de pago.
- Misas, M., López, E., Téllez, J. y Escobar, J. F.: 2005, La inflación subyacente en Colombia: un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural, *Borradores de Economía, Banco de la República* **324**.
- Misas, M., López y Melo, L. F.: 1999, La inflación desde una perspectiva monetaria: un modelo p* para Colombia, *Ensayos de Política Económica* **junio**, 5 – 55.
- Misas, M. y Posada, C. E.: 1994, P-estrella en Colombia: un punto de vista sobre la inflación, *Borradores de Economía, Banco de la República* **16**.
- Phillips, P. C. B. y Hansen, B. E.: 1990, Statistical inference in instrumental variables regressions with I(1) processes, *Review of Economic Studies* **57**, 99–125.
- R. Brüggemann, R. y Lütkepohl, H.: 2001, *Econometric Studies: A Festschrift in Honour of Joachim Frohn*, Münster: LIT-Verlag, chapter Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U.S. Monetary System, pp. 107–128.

- Saikkonen, P.: 1991, Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions, *Econometric Theory* **7**, 1–21.
- Shin, Y.: 1994, A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration, *Econometric Theory* **10**, 91–115.
- Stock, J. H. y Watson, M. W.: 1993, A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica* **61**, 783–820.