

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXVIII, NÚMERO 1, ENERO-MARZO

2005

CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2003-2005

Presidente: Banco Central de Brasil □

Miembros: Banco Central de la República Argentina □ Banco Central de Barbados □ Banco de la República (Colombia) □ Banco de Guatemala □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director general: Kenneth Coates □

Subdirector general: José-Linaldo Gomes de Aguiar □ *Directora de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Director de Estudios:* Fernando Sánchez Cuadros □ *Director de Relaciones internacionales:* Juan-Manuel Rodríguez Sierra □ *Director de Administración:* Carlos Pinedo Rodríguez.

monetaria

VOLUMEN XXVIII, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2005

José Fernando Escobar R.
Carlos Esteban Posada P.

- 1** Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano, 1984:I-2003:IV

Sara G. Castellanos

- 35** La rigidez a la baja de los salarios nominales en México: una medición con datos a nivel individual

Osmani T. de C. de Guillén
Carlos Hamilton V. Araújo

- 77** Tasas de cupón de cambio en Brasil: componentes de corto y largo plazos

Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

José Fernando Escobar R.
Carlos Esteban Posada P.

Dinero, precios, tasa de interés y actividad económica: un modelo del caso colombiano, 1984:I-2003:IV

I. INTRODUCCIÓN

Después de un prolongado período de reducciones casi continuas y significativas de la tasa de inflación colombiana entre el primer semestre de 1991 y el primer trimestre de 2002, aproximadamente, parecería observarse, a continuación, un quiebre de tal tendencia y movimientos oscilantes de la tasa de inflación en el rango 5-7% anual. Tal quiebre fue antecedido por una etapa iniciada a fines de 1999, aproximadamente, en la cual la tasa de aumento de la base monetaria ha sido, en promedio, 15% anual, cifra que supera la tasa media anual de cre-

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de J. F. Escobar R., profesional especializado, Sucursal Medellín, y C. E. Posada P., investigador, Subgerencia de Estudios Económicos, ambos del Banco de la República. Las opiniones, cálculos y demás estimaciones contenidos en este documento son de la responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a sus directivas. Los autores agradecen la colaboración de Martha Misas, Luis Fernando Melo, Norberto Rodríguez y Peter Vlaar, así como los comentarios de Hernando Vargas, Andrés Velasco y de los asistentes a la IX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales, auspiciada por el Banco Central de Costa Rica y el CEMLA, celebrada en San José, del 1-3 de noviembre de 2004, a versiones previas de este estudio. (Nota del editor: por razones editoriales fue omitido el Anexo, sin embargo, puede obtenerse en: <http://www.cemla.org/pdf/redix/RED-IX-co-Posada-Escobar.pdf>.)

cimiento del producto nominal en el período comprendido entre fines de 1999 y el momento actual (mediados de 2004). Aunque lo anterior no necesariamente conduce a considerar que la inflación en los próximos trimestres o años va a reiniciar un ascenso, si es un buen motivo para volver a estudiar su relación con la expansión monetaria. Tal objetivo condujo a la elaboración del trabajo que se presenta en estas páginas.

El propósito de este documento es presentar las características generales y los resultados de un ejercicio econométrico encaminado a reproducir los rasgos básicos del proceso de la inflación de los últimos 19 años (desde el primer trimestre de 1984 hasta el último trimestre de 2003).

El esquema teórico que está en la base del modelo econométrico es sencillo y conocido: el de demanda y oferta de saldos monetarios. Lo que es algo novedoso en nuestro medio es la estimación simultánea de la demanda y de la oferta de dinero (tradicionalmente se ha estimado una sola ecuación: la de demanda), el uso del coeficiente de reservas como una de las variables que explican el multiplicador monetario y, por ende, la oferta de dinero en una de las versiones del modelo, la incorporación de procesos de corrección de desequilibrios de corto plazo que se presenten por los lados de la oferta o de la demanda de dinero y el uso de la metodología de tendencias estocásticas comunes con el fin de realizar una estimación de los parámetros estructurales y realizar pronósticos de la tasa de inflación.

Aunque la explicación del esquema y de su método de estimación son temas de las próximas secciones baste por ahora señalar que nuestro punto de partida fue el ejercicio realizado por Schmidt (2003) para el caso de Estados Unidos (1959:I – 1993:IV). El nuestro intentó ser, al principio, una réplica para el caso colombiano del citado trabajo pero sobre la marcha vimos la necesidad de realizar algunas modificaciones que se mencionarán en su momento.

Nuestro trabajo, así como el ya citado de Schmidt, sigue una vía específica: emplea un modelo denominado vector de corrección de errores (VEC) basado en un esquema teórico para las relaciones de largo plazo. Las relaciones de corto plazo son las correcciones de desequilibrios eventuales entre los valores observados de las variables y sus niveles de equilibrio de largo plazo.

Este documento consta de ocho secciones, la primera de las cuales es esta introducción. La segunda sección presenta el esquema teórico que supusimos vigente en el largo plazo. La ter-

cera sección describe los datos utilizados. La cuarta sección está dedicada a presentar la estimación del modelo VEC, con el cual se someten a prueba las hipótesis sobre los vectores de cointegración o ecuaciones de largo plazo. La quinta sección incluye las restricciones para la identificación y posterior estimación del modelo econométrico en su forma estructural. La sexta sección presenta los pronósticos realizados. La séptima presenta una versión alternativa del modelo (y los resultados de su estimación) bajo la cual la oferta monetaria depende, entre otros factores, del coeficiente de reservas (reservas requeridas sobre depósitos en cuenta corriente). La última sección resume y concluye. En un anexo se presentan los resultados de ejercicios de impulso-respuesta.

II. EL MODELO TEÓRICO

Las ecuaciones del modelo teórico se presentan bajo la forma usual de relaciones de largo plazo en los ejercicios típicos de cointegración. La ecuación para la demanda de dinero es casi igual a la supuesta por Schmidt (2003), es decir:

$$(1) \quad M_t^D - \delta_0 - \delta_1 y_t - \delta_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - \delta_3 P_t = \varepsilon_{MDt}$$

M_t^D es la demanda nominal de dinero, y_t el producto real, R_t la tasa de interés nominal y P_t el nivel de precios. La transformación realizada sobre la tasa de interés se aparta de la presentación de Schmidt y sigue la tesis de Walsh (1998; véase también Gregorio, 2003) según la cual el verdadero costo de oportunidad del dinero demandado es el valor presente de la tasa de interés. Todas las variables o sus transformaciones se expresan en logaritmos naturales.

La teoría nos indica los siguientes signos para los coeficientes: $\delta_3 = 1$, $\delta_1 > 0$ y $\delta_2 < 0$; además, como lo sugieren Anderson *et al.* (1998), puede esperarse una elasticidad unitaria para el producto, es decir, $\delta_3 = 1$, pero hasta no corroborar empíricamente las restricciones de elasticidad unitaria nos abstendremos de incorporarlas en el modelo.

En cuanto a la oferta de dinero, no son, al parecer, muchos los ejercicios de cointegración que introduzcan como una de sus relaciones de largo plazo una ecuación para ella; probablemente el más representativo es el de Baghestani y Mott (1997), sobre el cual se basó la ecuación de oferta utilizada por Schmidt

(2003). Nuestra ecuación de oferta es similar a la de éste excepto por el hecho de incorporar el nivel de precios:

$$(2) \quad M_t^S - \gamma_0 - \gamma_1 B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - \gamma_1 P_t + P_t = \varepsilon_{MS_t}$$

En la ecuación (2) M_t^S corresponde a la oferta nominal de dinero y B_t a la base monetaria nominal; de nuevo las variables se encuentran expresadas en términos de sus logaritmos naturales. Se espera que los coeficientes tengan los siguientes signos: $\gamma_1 > 0$ y $\gamma_2 > 0$. Adicionalmente se espera que la elasticidad de la oferta de dinero a la base sea igual a uno ($\gamma_1 = 1$); en tal caso el nivel de precios desaparece de la función de oferta de dinero y nos encontramos en el caso de la relación propuesta por Baghestani y Mott (1997).

En términos matriciales el modelo de las ecuaciones (1) y (2) es:

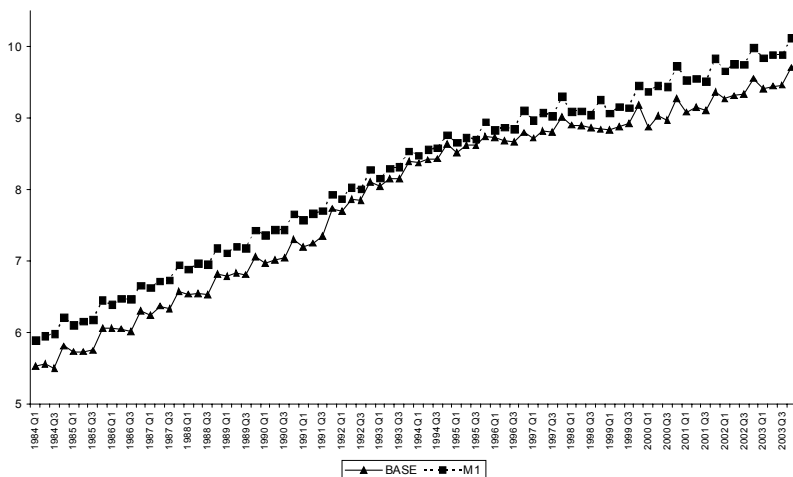
$$\begin{bmatrix} -\delta_1 & 1 & -\delta_3 & 0 & -\delta_2 & -\delta_0 \\ 0 & 1 & (1-\gamma_1) & -\gamma_1 & -\gamma_2 & -\gamma_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ M_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{MDt} \\ \varepsilon_{MS_t} \end{bmatrix}$$

Si se adoptan como exógenas tres de las variables del modelo (1) y (2) (por ejemplo, siguiendo la teoría cuantitativa tradicional, si suponemos dados el producto, la base monetaria y la tasa de interés), se determinarían las dos restantes (el nivel de precios y M_t , según el ejemplo). En este sentido tal modelo es de equilibrio parcial estático y, a menos que se declaren 3 de sus variables como exógenas, se encuentra sub-identificado. Sin embargo, el método econométrico adoptado y algunas restricciones adicionales de corto y largo plazo entre las variables o sus errores obvian este problema de modo tal que en el proceso de estimación podrá notarse que la estructura de corrección de errores se encuentra sobre-identificada.

III. LOS DATOS

A continuación se presentan las definiciones de estos y su nomenclatura dentro del ejercicio econométrico: y_t es el PIB real trimestral sin desestacionalizar; medido en logaritmos (LY); M_t ,

GRÁFICA I. AGREGADOS MONETARIOS: BASE Y M_1 , LOGARITMO DE LAS SERIES, 1984-2003 (en miles de millones de pesos)



CUADRO 1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA SOBRE LAS SERIES

	<i>Series en niveles</i>			<i>Series en primeras diferencias</i>		
	<i>ADF</i>	<i>KPSS^a</i>		<i>ADF</i>	<i>KPSS</i>	
		<i>Eta (mu)</i>	<i>Eta (tau)</i>		<i>Eta(mu)</i>	<i>Eta (tau)</i>
Producto	-0.4962	1.02357	0.21833	-4.5808	0.12762	0.06258
Tasa de inter- rés	-0.7404	4.38428	1.11467	-6.9878	0.37847	0.06519
Base mone- taria	-0.5786	7.42970	1.66859	-8.4628	0.50500	0.13281
M_1	-0.6116	7.52994	1.65860	-4.6961	0.36975	0.08134
Precios	2.1240	3.85953	0.85675	-4.9707	4.10240	0.92725

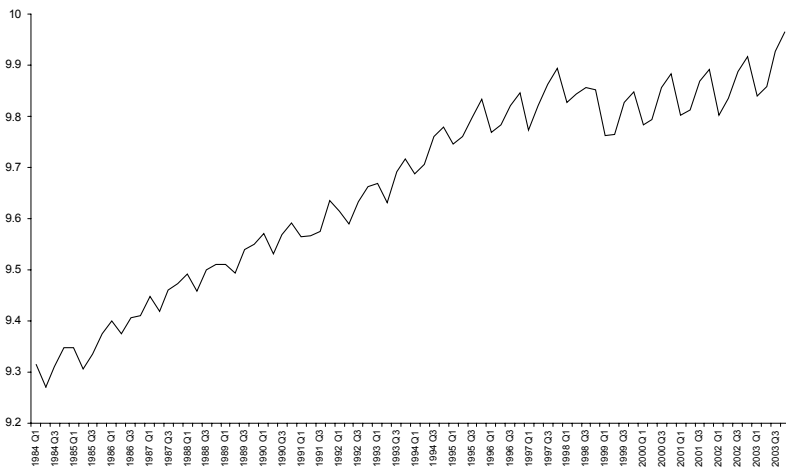
^a Los valores reportados para el *test* KPSS corresponden a los del rezago óptimo hallado para la realización del ADF. Con los siguientes valores críticos: ADF: (1%) -4.04 (5%) -3.45 (10%) -3.15; KPSS-Eta (mu) (1%) 0.739 (5%) 0.463 (10%) 0.347; y KPSS-Eta (tau) (1%) 0.216 (5%) 0.146 (10%) 0.119.

M_1 nominal al final del trimestre; en logaritmos (LM_1);¹ P_t , índice de precios al consumidor vigente al corte del trimestre; en logaritmos (LIPC); B_t , base monetaria nominal al final del trimestre; en logaritmos (LBASE); y R_t , tasa de interés nominal de los depósitos a término fijo a 90 días: la variable utilizada es el logaritmo de $R_t / 1 + R_t$ (LCOI).²

¹ Algunos trabajos han intentado utilizar M_2 ; sin embargo, para nuestro período la serie de tal variable posee una segunda raíz unitaria de origen estacional.

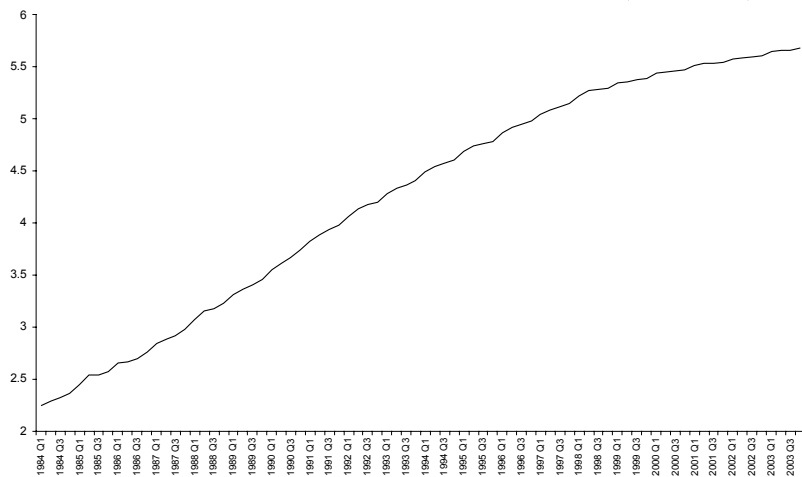
² Los intentos con otras tasas de interés no fueron satisfactorios.

GRÁFICA II. PRODUCTO INTERNO BRUTO, LOGARITMO DE LA SERIE, 1984-2003 (en millones de pesos)



La muestra de periodicidad trimestral se extiende entre el primer semestre de 1984 y el último trimestre del 2003; en este período las series describen los comportamientos presentados en las gráficas I a V.

GRÁFICA IIIa. PRECIOS, LOGARITMO DEL IPC, 1984-2003 (base = 1994)

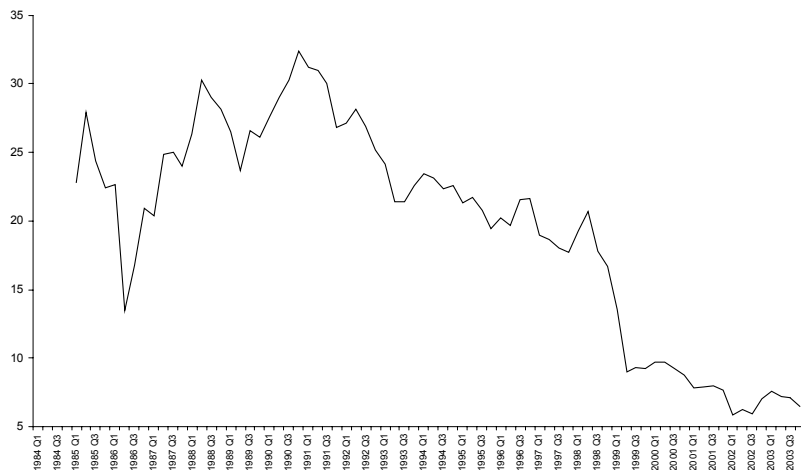


Para el uso del enfoque VEC es necesario que estas series sean integradas de orden 1, esto es, que posean una raíz unitaria.³ En

³ En Misas y Oliveros (1997) se encuentra una presentación muy útil de la metodología VEC y una aplicación a la estimación de una función de demanda de dine-

el cuadro 1 se presentan los resultados de dos pruebas individuales sobre tal comportamiento.

GRÁFICA IIIb. INFLACIÓN, PRIMERA DIFERENCIA DE ORDEN DOCE EN EL LOGARITMO DE PRECIOS, 1984-2003



Con los resultados que presenta el cuadro 1 se puede iniciar el proceso de selección de rezagos para la parte VAR del modelo VEC; este es el primer paso del proceso de estimación.

IV. LA ESTIMACIÓN DEL MODELO⁴

La estimación a realizar, como se ha dicho, es de tipo VEC, es decir, de la forma:

$$(3) \quad \Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \mu + \psi D_t + e_t$$

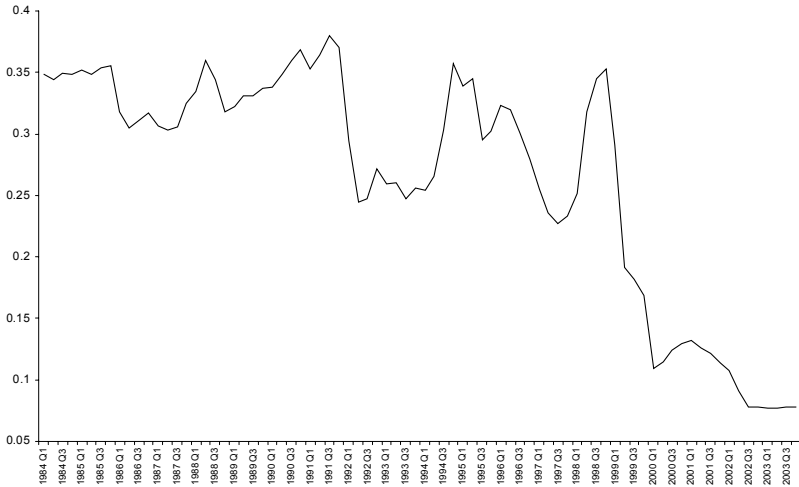
Con $\Pi = \alpha\beta'$, α la matriz de velocidades de ajuste, β la matriz de los vectores de cointegración, Γ_i la matriz de los coeficientes del modelo VAR anidado, μ un vector que agrupa las constantes para cada una de cada una de las ecuaciones y ψ una matriz que agrupa los coeficientes de las variables *dummies* (D_t) incorporadas al modelo. Se espera que los errores se

ro en Colombia. Gómez (1998) también estimó una función de demanda de dinero utilizando esta misma metodología.

⁴ Todos los resultados presentados en esta sección se obtuvieron empleando CATS para RATS.

distribuyan así: normales multivariados con media cero y matriz de varianzas-covarianzas Ω .

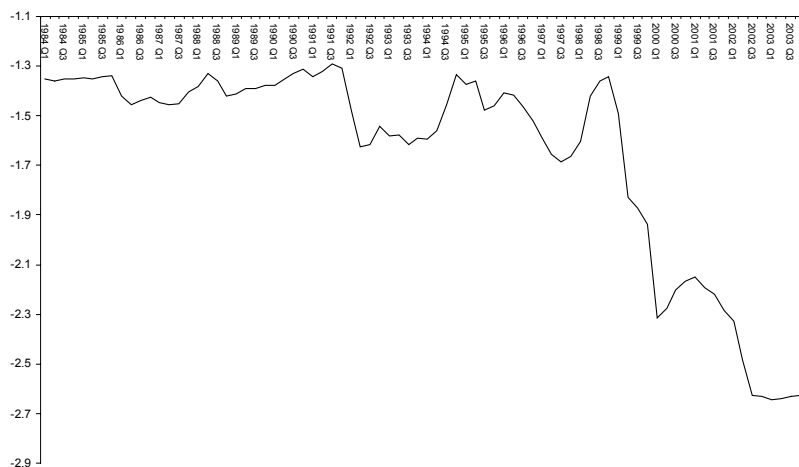
GRÁFICA IV. TASA DE INTERES NOMINAL, 1984-2003



Nuestro ejercicio posee las siguientes particularidades:

$$z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ M1_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t / (1 + R_t) \\ 1 \end{bmatrix}, \quad \beta' = \begin{bmatrix} -\delta_1 & 1 & -\delta_3 & 0 & -\delta_2 & -\delta_0 \\ 0 & 1 & (1-\gamma_1) & -\gamma_1 & -\gamma_2 & -\gamma_0 \end{bmatrix} \quad \text{y} \quad D_t = D_s$$

Siendo D_s una *dummy* estacional que intenta capturar los comportamientos estacionales de los agregados monetarios y del producto, así el como el exhibido por el nivel de precios. También se observa en los datos un aparente quiebre cuyo inicio se registra en el último trimestre de 1998, razón por la cual se hace también uso de una *dummy* de intervención con valor cero antes de tal fecha y uno después de la misma. Sin embargo, el hecho de que la tasa de interés nominal y su factor (LCOI) presenten un comportamiento acompasado con el de la inflación nos hizo pensar en la posibilidad de que esta serie capturese dicho quiebre. En consecuencia, se describirán las propiedades estadísticas de dos modelos: con y sin la *dummy* de intervención.

GRÁFICA V. FACTOR INTERÉS, LOGARITMO DE LA TASA NOMINAL EN UNO MÁS LA TASA NOMINAL, 1984-2003

La primera preocupación es el orden del rezago en el modelo VAR anidado en el VEC: $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i}$; es decir, en términos de la notación, debemos hallar el valor óptimo de k . Dado que la metodología de Johansen es máximo verosímil y, por tanto, asume errores normales, el criterio más importante para decidir el rezago del modelo VAR es tomar aquel que produzca errores no auto-correlacionados y normales. El cuadro 2 presenta un resumen de los dos estadísticos más representativos en la toma de la decisión para ambos modelos.

Con base en las pruebas presentadas⁵ los modelos que nos permiten aceptar normalidad y no autocorrelación (características requeridas para los errores) son aquellos con tres rezagos; de allí que se elija 3 como número óptimo de rezagos para ambos modelos. El paso siguiente en la búsqueda de la especificación de nuestro modelo VEC es la realización de las pruebas para el rango que nos permitan determinar el número de relaciones de equilibrio (vectores de cointegración) teniendo en cuenta las cinco variables consideradas.⁶

⁵ Sólo son presentados aquí, por economía de espacio, los estadísticos asociados a la introducción de los rezagos 1 a 4, pese a que las pruebas se realizaron hasta el rezago 8.

⁶ Los valores de prueba a presentar fueron extraídos de Enders (1995) para ejercicios con una constante en el espacio de cointegración al 99% de confiabilidad.

CUADRO 2. PRUEBAS PARA LA DETERMINACIÓN DEL REZAGO EN EL VAR

<i>Rezago</i>	<i>Prueba de Portmanteau</i>	<i>Prueba multivariada de normalidad</i>
Modelo sin <i>dummy</i> de intervención		
1	0.0000	0.0000
2	0.0000	0.0216
3	0.0500	0.0599
4	0.0800	0.0045
Modelo con <i>dummy</i> de intervención		
1	0.0099	0.0105
2	0.0259	0.0045
3	0.0701	0.7920
4	0.0100	0.0089

Tales pruebas permiten considerar plausible la hipótesis de existencia de dos vectores de cointegración. Por tanto, las pruebas de exclusión del espacio de cointegración, estacionariedad en un enfoque conjunto y exogeneidad débil, presentadas en el cuadro 4 para ambos modelos, implican tal rango.

CUADRO 3. PRUEBAS PARA LA DETERMINACIÓN DEL RANGO

<i>Valores calculados</i>							
<i>Sin dummy</i>		<i>Con dummy</i>		$H_0 : r$	$p - r$	<i>Valores de prueba</i>	
λ_{Max}	λ_{Traza}	λ_{Max}	λ_{Traza}			λ_{Max}	λ_{Traza}
51.71	126.61	52.6	138.45	0	5	39.672	82.969
33.16	74.9	34.54	85.85	1	4	33.121	60.054
23.88	41.74	22.44	31.31	2	3	26.409	40.198
14.02	17.86	14.64	22.87	3	2	19.834	24.988
3.84	3.84	8.23	8.23	4	1	12.74	12.741

Las pruebas de exclusión permiten corroborar estadísticamente nuestra hipótesis referida a la presencia de las cinco variables y una constante dentro de los vectores de cointegración. Simultáneamente, la prueba de estacionariedad no descarta la hipótesis de buena especificación de los modelos, pues conjuntamente las variables continúan siendo integradas de orden uno [$I(1)$].

Por otra parte encontramos respaldo estadístico para considerar la base monetaria como una variable débilmente exógena en el modelo que carece de la *dummy* de intervención, es decir, los valores relativos a la base en la matriz α son ceros. Pero en

el modelo con *dummy* de intervención lo que resulta ser débilmente exógeno es el factor interés nominal (LCOI).⁷

CUADRO 4. PRUEBAS CONJUNTAS DE RAZÓN DE VEROSIMILITUD DE LAS VARIABLES EN EL ESPACIO DE COINTEGRACIÓN χ^2 (donde $r = 2$)

	Grados de libertad	Valores de prueba 5%	LM ₁	LIPC	LY	LCOI	LBASE	Constante
Sin <i>dummy</i>								
Exclusión	2	5.99	10.40	9.92	9.76	18.11	9.45	10.41
Estacionariedad	4	9.49	26.87	28.12	26.63	28.48	26.76	-
Exogeneidad débil	2	5.99	10.31	18.57	13.87	8.56	1.73	-
Con <i>dummy</i>								
Exclusión	2	5.99	14.94	7.08	7.33	17.43	10.97	14.85
Estacionariedad	3	7.81	17.88	23.02	18.02	21.53	18.64	-
Exogeneidad débil	2	5.99	10.93	12.97	13.45	2.90	6.70	-

Teniendo en cuenta las especificaciones halladas en los procedimientos previos se procedió a revisar en los vectores de co-integración las ecuaciones de oferta y demanda de dinero sometiendo a prueba la hipótesis según la cual estos vectores corresponden a tales ecuaciones. Las ecuaciones a revisar son las siguientes.

Demanda de dinero:

$$(4) \quad M_t^D - \delta_0 - y_t - \delta_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - P_t = \varepsilon_{MDt}$$

Oferta de dinero:

$$(5) \quad M_t^S - \gamma_0 - B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} = \varepsilon_{MS t}$$

A continuación se descompone la parte del largo plazo del modelo VEC ($\Pi_{Z_{t-1}}$) para mostrar las dos especificaciones a ser revisadas, es decir, las correspondientes a los modelos con y sin *dummy* de intervención:

⁷ Este resultado resulta interesante, pues la calificación de la tasa de interés nominal como variable débilmente exógena parece coincidir con la política de inflación objetivo adoptada por el Banco de la República. En otras palabras la obtención estadística de una medida del cambio estructural (la que llamamos *dummy* de intervención) permite ajustar el modelo a estructuras que parecen más intuitivas desde el punto de vista de la actual política monetaria.

$$\begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} & \pi_{14} & \pi_{15} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} & \pi_{25} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} & \pi_{35} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} & \pi_{45} \\ \pi_{51} & \pi_{52} & \pi_{53} & \pi_{54} & \pi_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ M_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t/1+R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} & \beta_{15} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} & \beta_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ M_t \\ P_t \\ B_t \\ R_t/1+R_t \end{bmatrix}$$

CUADRO 5. PRUEBAS DE RAZÓN DE VEROSIMILITUD PARA LA ESPECIFICACIÓN DE α Y β (χ^2)

Modelo	Grados de libertad	Hipótesis nulas	Estadístico de prueba	Valor-P
Sin <i>dummy</i>	6	$H_1 : \beta_{14} = \beta_{21} = \beta_{23} = 0$ $\beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{24} = -1$ $\alpha_{41} = \alpha_{42} = 0$	9.05	0.17
Con <i>dummy</i>	6	$H_1 : \beta_{14} = \beta_{21} = \beta_{23} = 0$ $\beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{24} = -1$ $\alpha_{51} = \alpha_{52} = 0$	12.87	0.05

Las restricciones sugeridas por las ecuaciones (4) y (5) y la presencia de las variables débilmente exógenas (excluyendo la normalización de las ecuaciones $\beta_{12} = \beta_{22} = 1$) son presentadas en el cuadro 5 acompañadas de sus respectivas pruebas de razón de verosimilitud.

Los vectores de cointegración y las velocidades de ajuste para los dos modelos son presentados en el cuadro 6; en este cuadro aquellos ceros que son impuestos como resultado de las pruebas presentadas en el cuadro 5 constan como exclusiones y no como valores cero.

Para ambos modelos las elasticidades de la demanda de dinero a los precios y al producto se supusieron unitarias, del mismo modo que la elasticidad de la oferta a la base monetaria, mientras las elasticidades de oferta y demanda con respecto al factor interés se dejaron libres. Los valores estimados de estas elasticidades tienen los signos esperados. Cabe anotar que el factor interés se asocia positivamente a la tasa de interés; no obstante, al sostener éste una relación no lineal con la tasa no es inmediata la interpretación de las elasticidades. Para aclarar el asunto consideremos lo siguiente: para un valor relevante, ahora, de la tasa de interés, por ejemplo, 8%, un aumento de 1% de esta origina un aumento de 0.9% en el factor $(R/1 - R)$, y por ello las estimaciones de las elasticidades de la demanda por dinero a la tasa de interés en el nivel de 8% bajo ambos modelos serían -11.7 y -4.3 respectivamente. En cambio, para una ta-

CUADRO 6. VECTORES DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE

		Vectores de cointegración					
		Modelo sin dummy			Modelo con dummy		
		Demanda de dinero	Oferta de dinero	Errores estándar	Demanda de dinero	Oferta de dinero	Errores estándar
LM ₁	1	-	1	-	1	-	-
LIPC	-1	-	-	-	-1	-	-
LY	-1	-	-	-	-1	-	-
LCOI	12.39	2.65	-2.45	-0.41	4.72	2.80	-0.35
LBASE	-	-	-1	-	-	-	-
CONSTANTE	42.43	5.93	6.21	0.91	22.79	4.66	0.58

		Velocidades de ajuste					
		Modelo sin dummy			Modelo con dummy		
		Valores t	α_2	Valores t	α_1	Valores t	Valores t
LM ₁	0.014	1.145	-0.084	-1.087	0.027	1.172	-0.175
LIPC	0.001	0.299	0.009	0.510	0.000	-0.005	0.033
LY	0.017	3.704	-0.106	-3.716	0.016	1.357	-0.110
LCOI	0.018	1.295	-0.145	-1.732	-	-	-
LBASE	-	-	-	-	0.007	0.418	0.018

sa de interés de 24%, un aumento de 1% de esta implica otro del factor interés de 0.8%, así que las elasticidades de la demanda a la tasa de interés, según una u otra versión del modelo, serían -9.8 y -3.8. El valor estimado de la elasticidad para la versión con base monetaria débilmente exógena parece demasiado elevado, así que esto se constituye en un argumento preliminar en favor de la versión con la tasa de interés débilmente exógena (o modelo con *dummy*).

Pese a la realización previa de las pruebas de normalidad y de auto-correlación en el proceso de especificación del modelo, estas son realizadas de nuevo sobre el modelo completamente especificado y presentadas en el cuadro 7.

CUADRO 7. PRUEBAS SOBRE LOS ERRORES DEL MODELO DEFINITIVO

<i>Modelo</i>	<i>Prueba de Portmanteau</i>	<i>Prueba multivariada de normalidad</i>
Con <i>dummy</i>	0.0992	0.1258
Sin <i>dummy</i>	0.1584	0.0952

V. UN MODELO ECONÓMTRICO ESTRUCTURAL

En esta sección se emplea la metodología de tendencias estocásticas comunes (*common trends*) para obtener estimadores de los parámetros estructurales asociados a las dos versiones alternativas del modelo que hemos venido examinando. La metodología de tendencias comunes sigue a Vlaar (2003). Presentamos a continuación una breve discusión del método econométrico⁸ que resultará sencilla para quienes están familiarizados con la estimación de modelos VAR estructurales.

Al modelo VEC tal como es descrito en la ecuación (3) (y en el párrafo siguiente) corresponde una forma VMA (vector moving average) para sus diferencias, con la correspondiente forma asociada a sus niveles que se desprende del teorema de la representación de Granger:

$$(6) \quad \Delta z_t = C(L)e_t, \text{ con } C(L) = I_n + C_1 L + C_2 L^2 \dots$$

$$(7) \quad z_t = z_0 + C(1) \sum_{j=0}^{t-1} e_{t-j} + C^*(L)e_t$$

Forma para la cual la matriz que captura el largo plazo

⁸ Para una descripción completa de esta metodología el lector puede remitirse a Misas *et al.* (2004).

($C(1) = C_1$) es conocida y Johansen le asigna una única representación,⁹ permitiendo así la comparación con un modelo estructural cuyos errores son no correlacionados. Sea $\varepsilon_t \sim N(0, I_n)$ el vector de los errores de la forma estructural con los cuales puede escribirse una representación VMA para la serie en primeras diferencias y en niveles:

$$(8) \quad \Delta z_t = B(L)\varepsilon_t, \text{ con } B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 \dots$$

$$(9) \quad z_t = z_0 + B(1) \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j} + B^*(L)\varepsilon_t; \quad B(1) = B_1$$

Sin embargo, no todos los errores que componen el vector ε_t tienen efectos permanentes. Como lo hacen notar Mellander *et al.* (1992) algunos de estos errores pueden ser asociados a las combinaciones estacionarias descritas por los vectores de cointegración que obviamente sólo pueden tener efectos transitorios. En otras palabras, para distinguir los efectos transitorios de los permanentes (lo cual es necesario para conservar el propósito económico) el vector original ε_t debe partitionarse en dos vectores: el primero, ψ_t , de dimensión $k = n - r$ (r : número de vectores de cointegración o rango), agrupa los errores con efectos permanentes en la serie y el segundo, v_t , de dimensión r , contiene aquellos con impacto meramente transitorio. Lo anterior implica $n \times r$ restricciones sobre la matriz de largo plazo de la representación estructural $B(1)$. Como se requiere excluir de los impactos permanentes al subvector v_t la matriz de largo plazo adquiere la siguiente forma:

$$(10) \quad B(1) = \begin{bmatrix} B_\tau & 0 \\ \text{\scriptsize } n \times n - r & \text{\scriptsize } n \times r \end{bmatrix}$$

Si empleamos las restricciones propuestas por (10) para rescribir (9) se obtiene:

$$(11a) \quad z_t = z_0 + B_\tau \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} + B^*(L)\varepsilon_t$$

Esta ecuación puede ser rescrita suponiendo que ψ_t es el vector de errores de un paseo aleatorio sin deriva, esto es: $\tau_t = \tau_{t-1} + \psi_t$ es la representación de las tendencias estocásticas comunes. Resol-

⁹ $C(1) = \beta_\perp (\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp)^{-1} \alpha'_\perp$ Siendo $\Gamma = I_n - \sum_{i=1}^k \Gamma_i$, $h_{n \times r} = [I_r \quad 0]$, $h_{\perp n \times n - r} = [0 \quad I_{n-r}]$, $\beta_\perp = (I_n - h(\beta h)^{-1} \beta')$ h_\perp y $\alpha_\perp = (I_n - h(\alpha h)^{-1} \alpha')$ h_\perp .

viendo tal ecuación se obtiene que $\tau_t = \tau_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j}$, por tanto

(11a) puede escribirse como:¹⁰

$$(11b) \quad z_t = z_0 + B_\tau \tau_t + B^*(L)\varepsilon_t$$

Siendo la combinación de las tendencias estocásticas el componente permanente de las series $z_t^P = B_\tau \tau_t$.

Las equivalencias entre el modelo estructural y el de forma reducida se logran igualando (7) y (9):¹¹

$$(12) \quad \begin{aligned} C(L)e_t &= B(L)\varepsilon_t \\ \Rightarrow e_t &= B_0\varepsilon_t \end{aligned}$$

y:

$$(13) \quad C(1)B_0 = B(1)$$

Para las cuales (12) representa las equivalencias contemporáneas y (13) las de largo plazo, dada la matriz $B(1)$ como aquella que asigna la caracterización contemporánea o transitoria a los errores estructurales y los pesos de las tendencias estocásticas en el proceso generador de las series. Pero al igual que en el modelo VAR estructural son necesarias restricciones teóricas sobre B_0 y $B(1)$ para conseguir la identificación del modelo y hacer posible su estimación.

En el proceso de encontrar las restricciones del modelo estructural el primer paso es identificar los errores estructurales asociados a las variables del modelo con choques que posean contenido económico. Designemos tales errores estructurales por ε_t^X , siendo X una cualquiera de nuestras variables;¹² ε_t^Y , asociado a choques de oferta o de productividad; ε_t^M , corresponden a choques de demanda por dinero; ε_t^R , choques de la tasa de interés nominal; a causa de las limitaciones del modelo teórico estos son difíciles de definir en vista de que combinan efectos reales y nominales; ε_t^P , choques de precios; y ε_t^B , choques de oferta de dinero; podrían ser interpretados como de política monetaria.

Las restricciones contemporáneas se refieren a las neutrali-

¹⁰ Sin perder generalidad puede asumirse $\tau_0 = 0$.

¹¹ Aquí se recurre a una técnica de solución usada desde los desarrollos de Blanchard y Quah, con la cual la igualación de los polinomios de rezagos multiplicados por los errores parte de la igualación de cada uno de los miembros de tal suma.

¹² Por simplificación en los superíndices se emplearán R en lugar de $R/1 + R$ y M en lugar de M_1 .

dades que los errores de la forma reducida (vector e_t) pueden tener con respecto a sus contrapartes estructurales en un momento dado (es decir, la posibilidad de que uno de los errores estructurales actúe con rezago es suficiente para excluir su relación). Tales relaciones son asignadas por las matrices B_0 asociadas a los dos diferentes modelos propuestos, dados los dos conjuntos diferentes de variables endógenas.

$$(14a) \quad \begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & B_{014} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & B_{034} \\ B_{041} & B_{042} & B_{043} & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$$

$$(14b) \quad \begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & B_{014} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & B_{034} \\ B_{041} & B_{042} & B_{043} & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^R \end{bmatrix}$$

En la literatura sobre VEC estructural las restricciones contemporáneas se consideran como un escollo difícil de superar, pues la teoría económica rara vez tiene suficientes explicaciones de la dinámica de corto plazo; por ello establecimos un conjunto de restricciones para cada una de nuestras especificaciones de modo que estas fuesen, a nuestro juicio, verosímiles.

1. Modelo con base monetaria débilmente exógena

Para este modelo supusimos que los ajustes que deben realizarse en la oferta y la demanda de dinero son procesos que toman más de un periodo (para que los choques que impactan los precios [ε_t^P] o la tasa de interés [ε_t^R] sean transmitidos hacia sus errores de forma reducida); esto significa que los choques de la forma reducida de precios son neutrales (de manera contemporánea) a los choques estructurales en la tasa de interés y viceversa. Con la matriz (14a) esto es como se señala a continuación:

$$(15a) \quad \begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & B_{014} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & 0 \\ B_{041} & B_{042} & 0 & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^R \end{bmatrix}$$

2. Modelo con tasa de interés débilmente exógena

Hicimos un supuesto similar al anterior, pero para este caso el rezago en los ajustes se genera, supuestamente, entre la base monetaria y el producto, lo cual, representado en la matriz (14b), es:

$$(15b) \quad \begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^M \\ e_t^P \\ e_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & B_{013} & 0 \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} \\ B_{031} & B_{032} & B_{033} & B_{034} \\ 0 & B_{042} & B_{043} & B_{044} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^B \end{bmatrix}$$

Estas restricciones son llevadas a una representación matricial que permita involucrarlas en la estimación: $Q_c \text{vec}(B_0) = d_c$. Siendo $\text{vec}(B_0)$ la vectorización de la matriz B_0 (el arreglo, como vector columna, de la matriz al colocar las columnas una debajo de la otra), Q_c una matriz de ceros y unos que selecciona los valores que por hipótesis son iguales a cero en la vectorización y d_c un vector de ceros de longitud igual al número de restricciones, en nuestro caso 2, para cada uno de los modelos. En otras palabras, el conjunto de restricciones del tipo $B_{0ij} = 0$ se describe de una forma matricial para dejarlo como una función lineal de la matriz original B_0 .

El modelo nos permite señalar la existencia de dos vectores de cointegración, razón por la cual sólo podemos tener dos tendencias comunes: es decir, el componente permanente estocástico o paseo aleatorio subyacente en cada variable (dada la raíz unitaria de las series) sólo puede ser definido como la combinación lineal de la acumulación de los choques estructurales de dos de las variables presentes en el modelo. La matriz de impactos totales o tendencias comunes de la contraparte estructural del modelo es igual al producto de la matriz de impactos totales del modelo estimado y la matriz que establece las relaciones de los errores de la forma reducida con los choques estructurales, $C(1)B_0$. Y esta matriz, dada la condición descrita al inicio del párrafo, debe poseer dos columnas de ceros con el objeto de excluir los choques que carezcan de efectos permanentes sobre las variables. De modo que las partes permanentes de las variables consideradas, antes de exclusiones, pueden describirse como se muestra a continuación, en la matriz (16a):

$$(16a) \quad \begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & B(1)_{12} & B(1)_{13} & B(1)_{14} \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & B(1)_{23} & B(1)_{24} \\ B(1)_{31} & B(1)_{32} & B(1)_{33} & B(1)_{34} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & B(1)_{43} & B(1)_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^B \end{bmatrix}$$

$$(16b) \quad \begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & B(1)_{12} & B(1)_{13} & B(1)_{14} \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & B(1)_{23} & B(1)_{24} \\ B(1)_{31} & B(1)_{32} & B(1)_{33} & B(1)_{34} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & B(1)_{43} & B(1)_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^R \end{bmatrix}$$

Como base para la defensa de nuestras supuestas neutralidades de largo plazo se supondrá lo siguiente. Considerar los choques estructurales de la tasa de interés como carentes de efectos permanentes (una hipótesis *ad hoc* pero que nos parece, *grosso modo*, plausible); del mismo modo la base monetaria debería ser en el largo plazo una fracción de la cantidad de dinero en la economía y por tanto estar asociada a la acumulación de los choques de origen monetario; por último, supondremos que no sólo la inflación es un fenómeno monetario sino que al ser, por definición, la primera diferencia del logaritmo del nivel de precios éste último también es, en el largo plazo, un fenómeno monetario. De lo anterior resulta lo siguiente.

3. Modelo con base monetaria débilmente exógena

Los choques estructurales que, bajo esta especificación, carecen de efectos permanentes sobre todas las variables son aquellos asociados a la tasa de interés y al nivel de precios, por lo cual la tercera y cuarta columna de la matriz $B(1)$ son ceros. Adicionalmente, contemplamos los siguientes supuestos para los componentes permanentes de las variables: Y_t^P , en el largo plazo el producto está determinado sólo por los choques de origen real ($B(1)_{12} = 0$); M_t^P , no establecemos neutralidad alguna de largo plazo (desde alguna otra variable hacia el componente permanente del dinero nominal) diferentes a las que su-

pusimos para el conjunto de variables (tasa de interés y precios); $\left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P$, similar al caso anterior y P_t^P : dado que supusimos que en el largo plazo el nivel de precios es un fenómeno monetario los choques de oferta carecen de efectos (de largo plazo) sobre este componente permanente ($B(1)_{41} = 0$).

Incluyendo estas restricciones tenemos la siguiente relación para la parte permanente de las variables consideradas:

$$(17a) \quad \begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 & 0 & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & 0 & 0 \\ 0 & B(1)_{32} & 0 & 0 \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^R \end{bmatrix}$$

por tanto:

$$\psi_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y & \varepsilon_t^M \end{bmatrix} \text{ y } v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^P & \varepsilon_t^R \end{bmatrix}$$

Llevando las restricciones anteriores a la representación usual de las tendencias comunes tendríamos la matriz que se señala a continuación:

$$(18a) \quad \begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} \\ 0 & B(1)_{32} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix}$$

$$\text{con } \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_{t-1}^Y \\ \tau_{t-1}^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1}^Y \\ \varepsilon_{t-1}^M \end{bmatrix}$$

$$\text{Resolviendo para } \tau \Rightarrow \tau_t^Y = \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y; \quad \tau_t^M = \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M$$

Es decir, los τ_t son las tendencias estocásticas presentes en el modelo o paseos aleatorios con respecto a los cuales es posible representar los verdaderos procesos generadores de los datos y que, por la solución que puede darse a una ecuación en diferencias estocástica, no son más que la acumulación de los errores estructurales de las variables que poseen efectos permanentes.

4. Modelo con tasa de interés débilmente exógena

Los choques estructurales que, bajo esta especificación, carecen de efectos permanentes sobre todas las variables son aquellos asociados a la base monetaria y a los precios, por lo cual, la tercera y cuarta columna de la matriz $B(1)$ están conformadas por ceros. Adicionalmente: Y_t^P , en el largo plazo el producto debe estar determinado sólo por los choques de origen real ($B(1)_{12} = 0$); M_t^P y B_t^P , no suponemos ninguna neutralidad de largo plazo (hacia estas dos variables) diferente a las comunes a todas las variables; P_t^P , los choques de oferta carecen de efectos sobre este componente permanente ($B(1)_{41} = 0$).

Incluyendo estas restricciones tenemos la siguiente relación, para la parte permanente de las variables consideradas.

$$(17b) \quad \begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 & 0 & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} & 0 & 0 \\ 0 & B(1)_{32} & 0 & 0 \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^B \end{bmatrix}$$

$$\text{Por tanto } \psi_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y & \varepsilon_t^M \end{bmatrix} \text{ y } v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^P & \varepsilon_t^B \end{bmatrix}.$$

Llevando las restricciones anteriores a la representación usual de las tendencias comunes tendríamos:

$$(18b) \quad \begin{bmatrix} Y_t^P \\ M_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 \\ B(1)_{21} & B(1)_{22} \\ 0 & B(1)_{32} \\ B(1)_{41} & B(1)_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix}$$

$$\text{con } \begin{bmatrix} \tau_t^Y \\ \tau_t^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_{t-1}^Y \\ \tau_{t-1}^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{bmatrix}$$

Se asocia una matriz de restricciones de largo plazo Q_I , cuya forma proviene de $Q_I \text{vec}(B_0) = d_I$, con d_I un vector de ceros. Siendo Q_I , por la ecuación (13), una función de la matriz estimada $C(1)$.¹³ Recuérdese que la matriz $C(1)$ no es de rango

¹³ En Vlaar (2003) se escribe así: $Q_I = F_{C(1)}[I_n \otimes C(1)]$ en la cual $F_{C(1)}$ es una matriz de ceros y unos que extrae las líneas de modo que se cumplan las restricciones consideradas para $Q_I \text{vec}(B_0) = d_I$.

completo; su rango es igual al número de variables (n) menos el número de vectores de cointegración (r), así que en nuestro caso sólo dos de sus filas son linealmente independientes; las dos restantes son combinaciones lineales de las primeras y, por ello, de las cuatro restricciones colocadas en las columnas de ceros sólo pueden contarse dos de ellas para determinar la eventual sobre-identificación del sistema. Teniendo en cuenta esto tenemos un total de 8 restricciones linealmente independientes para cada uno de los modelos, y como se requieren $n(n-1)/2$, 6 en nuestro caso, para tener un modelo exactamente identificado, entonces ambos modelos están sobre-identificados.

Las matrices de largo plazo y contemporánea fueron estimadas, obteniéndose los valores consignados en el cuadro 8.

Los valores estimados para las matrices contemporáneas son, a nuestro parecer, de difícil lectura desde la teoría económica;

CUADRO 8a. PARÁMETROS ESTRUCTURALES CONTEMPORÁNEOS

	ε_t^Y	ε_t^M	ε_t^P	ε_t^R
Modelo con la base monetaria débilmente exógena				
e_t^Y	0.011158	0.0020677	0.010756	0.01323
e_t^M	0.015636	0.026375	0.0067055	-0.001906
e_t^P	-0.0064307	-0.0016248	0.01029	0
e_t^R	-0.036845	-0.0068423	0	0.052389
Modelo con la tasa de interés débilmente exógena				
e_t^Y	0.06184	-0.056652	-0.016651	0
e_t^M	0.0087599	0.015247	-0.016274	0.00076399
e_t^P	-0.040273	0.035509	0.00031943	0.01253
e_t^B	0	0.036881	0.018569	0.032812

CUADRO 8b. PARÁMETROS ESTRUCTURALES DE LARGO PLAZO

	τ_t^Y	τ_t^M
Modelo con la base monetaria débilmente exógena		
Y_t^P	0.012114	0
M_t^P	0.020866	0.034728
P_t^P	0	0.020162
$\left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P$	-0.0099315	-0.016529
Modelo con la tasa de interés débilmente exógena		
Y_t^P	0.047351	0
M_t^P	0.047351	0.18734
P_t^P	0	0.18734
B_t^P	0.047351	0.18734

por ello nos abstendremos de realizar una revisión de los mismos. En cuanto a los valores de las componentes de largo plazo sorprende lo pequeños que resultan aquellos que ligan el componente permanente del producto a la tendencia común asociada a choques de productividad; sin embargo poseen el signo que se esperaba de ellos. Además, el componente permanente del dinero está adecuadamente descrito por los aportes positivos de las dos tendencias estocásticas definidas para el modelo (las tendencias del producto y monetaria), así como el nivel de precios, que se comporta como una fracción de la tendencia monetaria. En el modelo que considera la base monetaria como variable débilmente exógena encontramos un valor que no podemos interpretar (el valor negativo que posee la tendencia del producto en la explicación del componente permanente de la tasa de interés). En el modelo con la tasa de interés débilmente exógena los dos coeficientes que asocian las dos tendencias con el componente permanente de la base monetaria tienen los signos esperados.

VI. PRONÓSTICOS

Tal como lo sugiere Lütkepohl (1993) un camino para realizar el pronóstico con un modelo VEC es emplear su equivalencia matemática con el VAR en niveles, lo cual posee la ventaja de desarrollar de modo completo toda la teoría de los intervalos de confianza. Sin embargo, tal vía es ajena a la hipótesis de restricciones estructurales; por ello tomamos una opción alternativa. Nuestro pronóstico se hizo empleando la representación VMA correspondiente. Siguiendo a Warne (1993) las representaciones para las series en diferencias y en niveles son equivalentes a los resultados observados en las ecuaciones (8) y (9):

$$(19a) \quad \Delta z_t = \delta + C(L)e_t$$

$$(19b) \quad z_t = z_0 + C(I) \left[\xi_0 + \rho t + \sum_{j=1}^{t-1} e_j \right] + C^*(L)e_t$$

Siendo δ y ρ constantes, z_t el vector de variables, z_0 el vector de valores iniciales de la variables, e_t los errores del modelo estimado y $C(L)$ y $C^*(L)$ polinomios de rezagos.

La ecuación (19b) es la equivalencia de la forma reducida de la representación de tendencias comunes, y, en vista de que es

una transformación de (19a), y gracias a Warne,¹⁴ $C(L)$ y δ pueden ser obtenidos a partir de la estimación del modelo VEC. La vía a tomar será utilizar esta primera ecuación, según la cual el pronóstico se computa haciendo igual a cero la esperanza de los errores por fuera de muestra. Adicionalmente, dado que poseemos los estimados de las covarianzas de los errores, se puede representar el pronóstico para cada una de la ecuaciones como se haría para MA, lo cual permite con alguna facilidad la generación de los intervalos de confianza que son presentados para el período corrido entre 2004:I y 2005:IV (cuadro 10).

CUADRO 9. PRONÓSTICOS DE LA INFLACIÓN

	<i>Estimación puntual</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
Base monetaria débilmente exógena			
2004 Q1	7.56	7.11	8.00
2004 Q2	8.15	7.27	9.04
2004 Q3	8.08	6.75	9.41
2004 Q4	8.44	6.67	10.21
2005 Q1	9.03	6.82	11.25
2005 Q2	9.34	6.68	12.00
2005 Q3	9.63	6.53	12.73
2005 Q4	9.88	6.33	13.42
Tasa de interés débilmente exógena			
2004 Q1	7.61	7.16	8.05
2004 Q2	8.10	7.21	8.99
2004 Q3	7.32	5.99	8.65
2004 Q4	6.98	5.21	8.76
2005 Q1	6.96	4.75	9.18
2005 Q2	7.30	4.65	9.96
2005 Q3	7.60	4.50	10.70
2005 Q4	7.72	4.18	11.26

El Banco de la República utiliza ya de manera rutinaria otros modelos de frecuencia trimestral para el pronóstico de la inflación, así que conviene contrastar los pronósticos de nuestro modelo con los generados por ellos para determinar la confiabilidad de los nuestros. Esto lo haremos con los “pronósticos dentro de muestra” (el período 1992:I -2004:I).¹⁵

¹⁴ Para conocer la totalidad del álgebra para obtener los valores de los parámetros de la representación VMA sugerimos al lector remitirse al trabajo de Warne (1993).

¹⁵ Este es el período más amplio tomado para la evaluación de los modelos de pronóstico de inflación del Banco de la República.

CUADRO 10. COMPARACIÓN DE PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN

<i>Modelo</i>	<i>Número de obser- vaciones</i>	<i>Raíz del error cua- drático medio</i>	<i>Raíz del error cua- drático me- dio porcen- tual</i>	<i>Error abso- luto medio de pronós- tico</i>	<i>Error absolu- to porcen- tual medio</i>	<i>U de Theil</i>
Horizonte 1						
ARIMA	49	1.23	11.07	0.95	7.40	0.93
Curva de Phillips	49	1.23	11.11	0.96	7.76	0.93
Escandinavo	49	1.28	9.99	1.02	7.41	0.97
P estrella	49	1.30	11.12	1.00	8.10	0.98
P estrella sin modi- ficar	49	1.27	10.46	1.07	8.04	0.96
STR	49	1.33	10.28	1.06	7.92	1.00
<i>VEC tasa</i>	49	0.42	0.45	0.42	7.98	0.71
<i>VEC base</i>	49	0.90	2.08	0.90	27.28	1.53
Horizonte 2						
ARIMA	48	2.16	20.12	1.64	13.37	1.02
Curva de Phillips	48	1.90	17.41	1.45	11.81	0.90
Escandinavo	48	1.81	15.47	1.33	10.35	0.85
P estrella	48	2.19	18.34	1.70	13.44	1.04
P estrella sin modi- ficar	48	2.13	16.36	1.79	12.99	1.00
STR	48	2.38	17.12	1.79	13.26	1.12
<i>VEC tasa</i>	48	1.45	22.75	1.36	21.05	3.43
<i>VEC base</i>	48	0.71	11.03	0.68	10.53	1.67
Horizonte 3						
ARIMA	47	2.92	28.39	2.27	19.83	1.06
Curva de Phillips	47	2.51	21.64	1.79	13.68	0.91
Escandinavo	47	2.34	21.13	1.70	13.44	0.85
P estrella	47	3.13	24.94	2.36	17.79	1.13
P estrella sin modi- ficar	47	2.97	21.32	2.46	17.69	1.08
STR	47	3.15	21.84	2.23	16.27	1.14
<i>VEC tasa</i>	47	1.91	29.60	1.69	25.80	8.85
<i>VEC base</i>	47	0.54	8.45	0.44	6.78	2.51
Horizonte 4						
ARIMA	46	3.81	38.94	3.02	26.98	1.16
Curva de Phillips	46	3.00	26.84	2.12	16.53	0.91
Escandinavo	46	2.84	27.14	2.07	17.15	0.86
P estrella	46	4.02	31.94	3.07	23.04	1.22
P estrella sin modi- ficar	46	3.85	27.59	3.32	24.33	1.17
STR	46	4.04	28.77	2.93	21.55	1.22
<i>VEC tasa</i>	46	1.74	25.01	1.67	24.16	3.87
<i>VEC base</i>	46	2.66	39.35	2.63	38.71	5.90

(sigue)

CUADRO 10 (concluye)

Horizonte 5						
ARIMA	45	4.27	44.20	3.54	31.85	1.19
Curva de Phillips	45	3.96	36.67	2.95	24.61	1.10
Escandinavo	45	3.72	35.66	2.73	23.39	1.04
P estrella	45	4.55	36.26	3.58	27.21	1.27
P estrella sin modificar	45	5.31	37.56	4.57	32.81	1.48
STR	45	4.48	33.66	3.37	26.49	1.25
<i>VEC tasa</i>	45	1.74	13.47	0.86	12.70	1.53
<i>VEC base</i>	45	1.54	23.75	1.36	20.46	2.62
Horizonte 6						
ARIMA	44	4.62	47.99	3.89	35.11	1.22
Curva de Phillips	44	4.78	44.92	3.65	30.97	1.26
Escandinavo	44	4.40	43.08	3.13	28.39	1.16
P estrella	44	5.02	40.09	4.08	31.17	1.32
P estrella sin modificar	44	6.84	47.74	5.86	41.81	1.80
STR	44	4.65	37.19	3.56	28.65	1.22
<i>VEC tasa</i>	44	1.02	15.19	0.77	11.58	1.84
<i>VEC base</i>	44	1.34	20.69	1.15	17.49	1.62
Horizonte 7						
ARIMA	43	5.00	50.45	4.32	38.66	1.21
Curva de Phillips	43	5.85	54.38	4.47	37.84	1.42
Escandinavo	43	5.28	51.59	3.87	34.86	1.28
P estrella	43	5.62	45.14	4.69	35.83	1.36
P estrella sin modificar	43	8.68	60.64	7.48	54.16	2.11
STR	43	4.87	40.75	3.81	30.84	1.18
<i>VEC tasa</i>	43	1.04	34.23	2.04	32.18	2.82
<i>VEC base</i>	43	1.55	23.55	1.27	19.18	2.96
Horizonte 8						
ARIMA	42	5.43	53.88	4.77	42.63	1.19
Curva de Phillips	42	6.85	64.12	5.37	45.58	1.50
Escandinavo	42	6.11	61.20	4.57	41.97	1.34
P estrella	42	6.35	51.24	5.42	41.70	1.39
P estrella sin modificar	42	10.64	74.82	9.24	68.11	2.33
STR	42	5.28	45.96	4.27	35.20	1.16
<i>VEC tasa</i>	42	2.15	34.23	2.04	32.18	2.82
<i>VEC base</i>	42	3.61	55.78	3.53	54.68	4.73

Así, pese a que las dos versiones de nuestro modelo (*VEC tasa* y *VEC base*) no producen los mejores pronósticos para la totalidad de horizontes si muestran alguna ventaja en los horizontes más largos. En especial la versión que considera la tasa de inte-

rés como variable débilmente exógena (*VEC tasa*) se coloca a la cabeza en las pruebas para el horizonte 8 (cuadro 11).

Dado que nuestro mejor modelo (en términos de pronósticos de largo plazo) es el de la tasa de interés débilmente exógena existe la posibilidad de hacer pronósticos condicionados a esta variable. Para evaluar la utilidad del modelo, se condiciona el pronóstico de inflación al pronóstico de tasa de interés utilizando el Modelo de Mecanismos Transmisión (MMT) del Banco de la República. A continuación se comparan los pronósticos de tasa de interés y se presenta al pronóstico condicionado de inflación.

CUADRO 11. PRONÓSTICO CONDICIONADO DE INFLACIÓN

	<i>Pronóstico con el VEC tasa condicionado al pronóstico de la tasa del MMT</i>		
	<i>Inflación</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
2004 Q1	7.60	7.16	8.05
2004 Q2	8.06	7.17	8.94
2004 Q3	7.25	5.93	8.58
2004 Q4	7.10	5.33	8.87
2005 Q1	7.29	5.07	9.50
2005 Q2	7.90	5.24	10.56
2005 Q3	8.15	5.05	11.25
2005 Q4	8.16	4.62	11.70

Pese a que el pronóstico de tasa de interés realizado con el MMT se encuentra para casi todos los periodos por encima de la estimación original de nuestro modelo, el pronóstico condicionado de la inflación es mayor que el obtenido con anterioridad. Aunque es un resultado anómalo, era previsible dadas la respuesta, también anómala, del nivel de precios a la tasa de interés (el Anexo aborda este asunto).

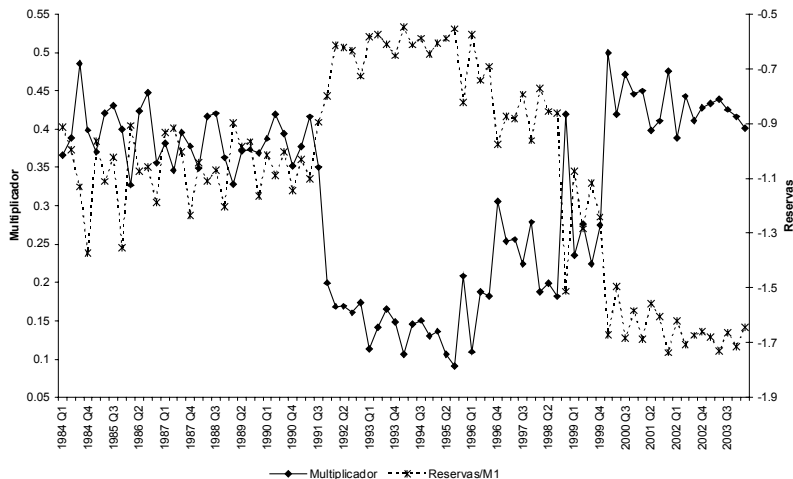
VII MODELO CON INTRODUCCIÓN DEL COEFICIENTE DE RESERVAS

Nuestra oferta de dinero ($M_t^S - \gamma_0 - B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} = \varepsilon_{MSt}$) podría

interpretarse como una descripción basada en una relación implícita entre el multiplicador monetario y el factor de interés, independientemente del efecto que esta variable pueda tener sobre la tenencia de efectivo. Sin embargo, podría suponerse que el multiplicador monetario (la razón M_t/Base) depende no

sólo de la tasa de interés sino también de la relación entre reservas requeridas y M_1 . La gráfica VI muestra la relación negativa entre el multiplicador y el coeficiente de reservas requeridas en el período analizado.

GRÁFICA VI. SERIES DEL MULTIPLICADOR Y EL COEFICIENTE DE RESERVAS (SERIES EN LOGARITMOS), 1984-2003



Con esta evidencia decidimos realizar un ejercicio alternativo que dejó la ecuación de demanda tal como la describe la ecuación (4) y describimos la oferta de dinero de la siguiente manera:

$$(20) \quad M_t^S - \gamma_0 - B_t - \gamma_2 \frac{R_t}{1 + R_t} - \gamma_3 CR_t = \varepsilon_{MS_t}$$

Siendo CR_t el coeficiente de reservas.

Al introducirse la variable adicional, el modelo rechazó la presencia de la constante dentro del espacio de cointegración (constante no restringida al espacio de cointegración); además, se encontró un rezago óptimo de 4 para el ejercicio de cointegración con la presencia de *dummies* estacionales y se debió rechazar la hipótesis de presencia de la *dummy* de intervención (al introducir esta *dummy* el ejercicio pierde toda su buena especificación). No pudiéndose rechazar la existencia de dos vectores de cointegración, se estimaron la ecuación de demanda de dinero (4) y la ecuación de oferta de dinero modificada (20), y se consideró el coeficiente de reservas como variable débilmente exógena gracias a la evidencia estadística en favor de tal hipótesis.

Los valores de los coeficientes que se dejan en libertad pose-

CUADRO 12. VECTORES DE COINTEGRACIÓN Y VELOCIDADES DE AJUSTE

<i>Vectores de cointegración</i>				
	<i>Demanda de dinero</i>	<i>Errores estándar</i>	<i>Oferta de dinero</i>	<i>Errores estándar</i>
LY	-1	-	-	-
LIPC	-1	-	-	-
LBASE	-	-	-1	-
LM ₁	1	-	1	-
LCOI	0.363	0.076	-0.393	0.047
LCR	-	-	0.58	0.022
<i>Velocidades de ajuste</i>				
	α_1	<i>Valores t</i>	α_2	<i>Valores t</i>
LY	0.11	7.23	0.182	6.569
LIPC	0.041	2.902	0.027	1.048
LBASE	0.02	0.549	0.033	0.492
LM ₁	0.102	2.783	0.04	0.598
LCOI	0.068	1.236	0.422	4.173
LCR	-	-	-	-

en los signos esperados, y la prueba de razón de verosimilitud sobre las restricciones impuestas para identificación de las ecuaciones tiene un *P-value* de 0.11. Para verificar la buena especificación del modelo se realizan las pruebas de autocorrelación y normalidad multivariada, que, como lo muestra el cuadro 13, resultaron satisfactorias.

CUADRO 13. PRUEBAS SOBRE LOS ERRORES DEL MODELO DEFINITIVO

<i>Prueba de Portmanteau</i>	<i>Prueba multivariada de normalidad</i>
0.15	0.98

Contando con la buena especificación del modelo VEC en su forma reducida, pasamos a definir las restricciones de largo plazo y contemporáneas que nos permitan identificar y estimar los parámetros estructurales del modelo.

1. Restricciones contemporáneas

En vista de que el conjunto de variables endógenas para este modelo incluye las dos variables previamente consideradas como débilmente exógenas, y de que en los ejercicios anteriores habíamos considerado plausibles las siguientes restricciones: *a*) los choques de la forma reducida de precios son neutrales (de manera contemporánea) a los choques estructurales en la tasa de interés y viceversa, y *b*) los choques de la forma reducida del

producto son neutrales a los choques estructurales en la base monetaria y viceversa, optamos por emplear simultáneamente las restricciones arriba presentadas, obteniéndose la siguiente matriz B_0 , para el ejercicio:

$$\begin{bmatrix} e_t^Y \\ e_t^P \\ e_t^B \\ e_t^M \\ e_t^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{011} & B_{012} & 0 & B_{014} & B_{015} \\ B_{021} & B_{022} & B_{023} & B_{024} & 0 \\ 0 & B_{032} & B_{033} & B_{034} & B_{035} \\ B_{041} & B_{042} & B_{043} & B_{044} & B_{045} \\ B_{051} & 0 & B_{053} & B_{054} & B_{055} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^B \\ \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^R \end{bmatrix}$$

2. Restricciones de largo plazo

Anteriormente supusimos como carentes de efectos permanentes sobre el resto de las variables aquellos choques provenientes de los precios y además, los provenientes de la base monetaria o, alternativamente, de la tasa de interés. En esta nueva versión estas dos últimas variables se encuentran en el conjunto de las endógenas pero consideraremos que los choques sobre una de estas dos (pues seguiremos conservando la hipótesis de carencia de efectos permanentes de los choques de precios) carecen de efectos permanentes sobre el resto de variables. Como el introducir un vector de ceros en la posición de la base monetaria dentro de la matriz de largo plazo $B(1)$ arruina la identificación del modelo, optamos por considerar los choques de precios y de tasa de interés como aquellos que carecen de efectos permanentes.

Nuestras restricciones adicionales estaban asociadas al carácter real del producto (neutral a los choques monetarios) y el carácter monetario de los precios (neutral a los choques del producto); sin embargo la introducción de la restricción de neutralidad de precios a los choques de producto no es aceptada. En consecuencia, nuestro conjunto de restricciones se puede expresar de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} Y_t^P \\ P_t^P \\ B_t^P \\ M_t^P \\ \left(\frac{R}{1+R} \right)_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B(1)_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ B(1)_{21} & 0 & B(1)_{23} & B(1)_{24} & 0 \\ B(1)_{31} & 0 & B(1)_{33} & B(1)_{34} & 0 \\ B(1)_{41} & 0 & B(1)_{43} & B(1)_{44} & 0 \\ B(1)_{51} & 0 & B(1)_{53} & B(1)_{54} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^Y \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^P \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^B \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^M \\ \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_i^R \end{bmatrix}$$

Las restricciones anteriores y las contemporáneas suman 12; esto implica la sobre-identificación del sistema. La hipótesis sobre el conjunto de restricciones no se rechazó al 8%, así que se estimó el modelo obteniéndose los siguientes valores para los parámetros estructurales.

CUADRO 14. PARÁMETROS ESTRUCTURALES CONTEMPORÁNEOS

	ε_t^Y	ε_t^P	ε_t^B	ε_t^M	ε_t^R
e_t^Y	0.00003183	0.00712479	0	-0.00431509	0.00638984
e_t^P	-0.00628821	0.00325247	0.00217942	0.00421318	0
e_t^B	0	0.00133598	0.02036693	0.00188853	0.00112349
e_t^M	0.00853084	0.00857143	0.01309328	0.00410114	-0.00167311
e_t^R	0.00835702	0	-0.01460279	0.01585254	0.02190838

CUADRO 15. PARÁMETROS ESTRUCTURALES DE LARGO PLAZO

	τ_t^Y	τ_t^B	τ_t^M
Y_t^P	0.0564845	0	0
P_t^P	0.55653831	0.01080289	0.05165196
B_t^P	0.38110281	0.01897962	0.03745977
M_t^P	0.50203077	0.0147161	0.04485987
$\left(\frac{R}{1+R}\right)_t^P$	0.31075191	-0.01095609	0.01901626

De nuevo, al observar los parámetros de largo plazo sorprende la poca cuantía del efecto de la acumulación del choque del producto sobre su componente permanente (casi la décima parte de su efecto sobre los precios).

Los efectos de la acumulación de choques monetarios sobre el nivel de precios son consistentes con las relaciones propuestas por nuestros vectores de cointegración; la relación positiva del componente permanente del nivel de precios con la acumulación de choques monetarios proviene directamente de la demanda de dinero, mientras que la relación de aquel con la acumulación de los choques de la base monetaria supondría la igualación de oferta y demanda de dinero. El coeficiente que relaciona la acumulación de los choques de producto sobre el componente permanente de los precios resulta anómalo en cuantía (el valor más alto de los asociados a la acumulación de los choques de producción) y en signo (positivo).

Los efectos permanentes de choques de origen monetario tienen el impacto esperado en la base. Los signos positivos de los coeficientes que relacionan el componente permanente del dinero con la acumulación de choques con efectos permanentes están en concordancia con las predicciones del modelo teórico.

A continuación presentamos los pronósticos de inflación,¹⁶ y la respectiva evaluación de estos bajo los criterios empleados para las dos versiones anteriores de nuestro modelo.

CUADRO 16. PRONÓSTICO FUERA DE MUESTRA

<i>Modelo coeficiente de reservas débilmente exógeno</i>			
	<i>Inflación</i>	<i>Límite inferior</i>	<i>Límite superior</i>
2004 Q1	7.85	7.41	8.29
2004 Q2	8.70	7.82	9.59
2004 Q3	9.01	7.68	10.34
2004 Q4	9.01	7.24	10.78
2005 Q1	8.98	6.77	11.20
2005 Q2	8.52	5.87	11.18
2005 Q3	8.44	5.34	11.54
2005 Q4	8.31	4.77	11.86

CUADRO 17. EVALUACIÓN DE PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN

<i>Horizonte</i>	<i>Número de observaciones</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio porcentual</i>	<i>Error absoluto medio de pronóstico</i>	<i>Error absoluto porcentual medio</i>	<i>U de Theil</i>
1	49	11.27	20.24	1.27	20.24	2.15
2	48	0.66	10.45	0.50	7.88	1.55
3	47	9.10	141.15	8.22	125.47	22.56
4	46	3.42	50.77	3.40	49.90	7.59
5	45	1.43	20.92	1.27	18.45	2.44
6	44	2.22	32.35	2.08	30.59	4.02
7	43	2.85	42.07	2.40	35.43	5.44
8	42	0.47	7.39	0.41	6.48	0.61

VIII. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El ejercicio econométrico presentado en las secciones anteriores partió de un esquema de oferta y demanda de dinero y consistió en estimar las relaciones de cointegración indicadas por ese esquema y las correspondientes a la corrección de errores; además se estimaron los parámetros estructurales asociados a un enfoque de tendencias estocásticas comunes a fin de realizar ejercicios de impulso-respuesta y pronósticos de la mayor confiabilidad posible. Los resultados econométricos constituyen evidencia empírica favorable a las restricciones del modelo teó-

¹⁶ Para este modelo se supuso que el coeficiente de reservas permanece constante en el horizonte considerado.

rico. El ejercicio se realizó bajo tres versiones alternativas del modelo básico: *a*) con la tasa de interés débilmente exógena, gracias a la presencia de una *dummy* de intervención, *b*) con la base monetaria débilmente exógena, y *c*) con la incorporación del coeficiente de reservas requeridas en la ecuación de oferta monetaria como variable débilmente exógena. Todas las versiones permitieron realizar ejercicios de impulso-respuesta bajo especificaciones estructurales aunque solo presentamos los resultados de las dos primeras versiones en el Anexo.

Las tres versiones del modelo se emplearon para realizar pronósticos fuera de muestra de la inflación. La confiabilidad de estos pronósticos para horizontes largos (8 trimestres), y en especial la de los arrojados por la versión que considera la tasa de interés como variable débilmente exógena, parece razonable al comparar “predicciones” dentro de muestra con los de los modelos de frecuencia trimestral utilizados ya de manera rutinaria por el Banco de la República. El pronóstico de inflación bajo la versión que considera la tasa de interés como variable débilmente exógena es 7.7% al finalizar 2005 (cuadro 9). Aunque pueda parecer exagerada esta cifra, tal pronóstico podría considerarse, a nuestro juicio, como razonable en términos “cualitativos”, esto es, como una señal de que es muy probable un ligero re-ascenso de la inflación en el mediano plazo (así no sea tan intenso) si no hay una intervención oportuna en contra de este movimiento.

REFERENCIAS

- Anderson, Richard G., Dennis L. Hoffman y Robert H. Rasche (1998); *A vector error correction forecasting model of the U.S. economy*, Federal Reserve Bank of St. Louis (Research Division Working Papers 98-008A).
- Baghestani, Hmid, y Tracy Mott (1997); “A cointegration analysis of U. S. money supply process”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 19, nº 2.
- Bagliano, Fabio C., Roberto Golinelli y Claudio Morana (2002); “Core inflation in the euro area”, *Applied Economics Letters*, vol. 9, nº 6.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichebaum y Charles Evans (2001); *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, NBER (Working Paper Series, nº 8403).
- Enders, Walter (1995); *Applied econometric Time Series*, John Wiley & Sons

- Enders, Walter, y Scott Hendry (1998); *Forecasting inflation with the M_1 -VECM*, Bank of Canada (Working Paper, n° 98-6).
- Gómez, Javier (1998); “La demanda por dinero en Colombia”, *Borradores de Economía* (Banco de la República), n° 101.
- Gregorio, José de (2003); “Dinero e inflación: ¿en qué estamos?”, *Economía Chilena*, vol. 6, n° 1.
- Jacobsson, Tor, Per Jansson, Anders Vredin y Anders Warne (2002); *Identifying the effects of monetary policy shocks in an open economy*, Sveriges Riksbank (Working Papers Series, n° 134).
- Lütkepohl, Helmut (1993); *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- Mellander, Erik., Anders Vredin y Anders Warne (1992); “Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, n° 4.
- Misas, Martha, Enrique López, Juana Téllez y José Fernando Escobar (2004); “La inflación subyacente en Colombia: Un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural”, *Borradores de Economía* (Banco de la República), n° 324.
- Misas, Martha, y Hugo Oliveros (1997); “Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: funciones de demanda de dinero en Colombia: un ejercicio más”, *Borradores de Economía* (Banco de la República), n° 75.
- Schmidt, Martin B. (2003); “Monetary dynamics: a market approach”, *Applied Economics*, vol. 35, n° 2.
- Vlaar, Peter J. G. (2003); *On the asymptotic distribution of impulse response functions with long-run restrictions*, texto mimeografiado.
- Vlaar, Peter J. G. (2004); “Shocking the eurozone”; *European Economic Review*, vol. 48, pp. 109-31.
- Walsh, Carl E. (1998); *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.
- Warne, Anders (1993); *A common trend model: Identification, estimation and inference*; disponible en el sitio web del autor: <http://texlips.hypermart.net/download/ctiei93.pdf>
- Westaway, Peter (2002); “Modelling the transmission mechanism of monetary policy”, en Lavan Mahadeva y Peter Sinclair (eds.), *Monetary transmission in diverse economies*, Cambridge University Press.

Sara G. Castellanos

La rigidez a la baja de los salarios nominales en México: una medición con datos a nivel individual

I. INTRODUCCIÓN

Conforme la inflación ha sido reducida a niveles bajos en varios países ha resurgido el interés por determinar si la existencia de rigideces a la baja en los salarios nominales (RBSN) en una economía implica una relación permanente entre inflación y desem-

*Publica el CEMLA, con la debida autorización, el presente trabajo de S. G. Castellanos, investigadora, de la Dirección General de Investigación Económica, de Banco de México. La autora agradece los comentarios originados de las conversaciones sobre la Encuesta Nacional de Empleo Urbano sostenidas con Graciela Teruel y Gonzalo Hernández. Los participantes en los seminarios de economía realizados en el Banco de México y en El Colegio de México, así como en las conferencias: 2002 North American Summer Meeting of the Econometric Society, 2002 Latin American and Caribbean Economic Association y 2004 Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano proporcionaron valiosos comentarios y sugerencias, especialmente Daniel Chiquiar, Rodrigo García Verdú, Lorenza Martínez, Miguel Messmacher, Alejandro Werner y Beth Ann Wilson. Eduardo Camero y Gerardo Gómez colaboraron de manera muy eficaz en la realización de esta investigación. Las opiniones expresadas en este documento corresponden a la autora y no necesariamente representan el punto de vista del Banco de México. Una versión anterior, en inglés, de este documento está disponible como: Downward Nominal Wage Rigidities: Microeconomic Evidence of Mexico, *Proceedings of the 2002 North American Summer Meeting of the Econometric Society (NASM)*, Los Ángeles, Ca., Estados Unidos, junio de 2002, <http://www.econometricsociety.org/meetings/vol1/index.html>.*

pleo. Esto se debe a que existen dos visiones opuestas sobre esta relación. De acuerdo con la visión Keynesiana, como las instituciones del mercado laboral tienden a prevenir recortes en los salarios nominales, aún con alto desempleo, la inflación sirve para “lubricar” los ajustes en el mercado laboral, al acelerar la caída en los salarios (reales) individuales y de mercado afectados por perturbaciones negativas. Lo anterior implica que una tasa de inflación positiva es óptima. En cambio, según la visión “ortodoxa” una tasa de inflación baja reduce fricciones en los mercados laborales y conduce a los niveles de equilibrio más altos de empleo posibles. Por lo tanto, la tasa óptima de inflación es cero.

En este contexto, no es sorprendente que conforme la inflación ha caído desde niveles cercanos al 50% en 1995 a alrededor del 4% en 2005, este tema sea discutido con mayor frecuencia en México.¹ Dicho interés también se vincula con el hecho de que en México se ha adoptado un régimen de metas de inflación, debido a que un elemento muy importante en la selección de la meta óptima es el balance de costos y beneficios de reducir la inflación.²

Pese a un obvio interés por parte de economistas y políticos, documentar la existencia y extensión de las rigideces en los salarios nominales ha sido un problema difícil. El enfoque empírico más reciente se ha alejado de la estimación de correlaciones macroeconómicas entre salarios reales y variables del ciclo económico (cabe recordar que una implicación de la existencia de salarios nominales rígidos es que los salarios reales se correlacionan negativamente con el ciclo económico), debido a que tales estimaciones en muchos casos han resultado poco concluyentes y cada vez se consideran menos apropiadas.³ En cambio, se avoca a dos fines. Primero, cuantificar tal RBSN con datos microeconómicos. Segundo, determinar si tal evidencia microeconómica es congruente con la correlación macroeconómica (teórica y observada) entre inflación y empleo. Para contribuir a este debate, la presente investigación adopta este nuevo enfoque y lo desarrolla con datos para México provenientes de la Encuesta Nacional de Empleo Urbano durante el período 1994-2001.

Dos aspectos del mercado laboral de México resultan de es-

¹ *Informe sobre la Inflación*, Banco de México, trimestral, varios números del 2001-3 al 2004-1.

² Para una discusión más detallada sobre los costos del proceso de desinflación, ver Sánchez, Seade y Werner (1999).

³ Estevao y Wilson (1998).

pecial interés para un estudio sobre RBSN. El primero es que se trata de un mercado sumamente regulado.⁴ En particular, la Ley Federal del Trabajo prohíbe explícitamente la reducción de los salarios nominales, lo cual crea la presunción de que existen RBSN en la economía mexicana. El otro aspecto, probablemente asociado en buena medida con el primero, es que la economía mexicana también se caracteriza por tener un sector extenso que emplea trabajo informal: las ganancias de una empresa pueden incrementarse al evadir regulaciones laborales costosas a través del empleo de trabajadores sin darles las prestaciones de la LFT.⁵ Ambos aspectos resultan de interés porque el fenómeno de la RBSN ha sido estudiado en países industrializados principalmente.⁶ Además, este tipo de regulación no es ajena a otros países de América Latina.⁷ En varios de los países industrializados la existencia de RBSN se ha fundamentado en preocupaciones individuales de equidad, diferencias en salarios relativos, o ilusión monetaria.⁸ Debido a que en los países industrializados el sector informal de la economía es reducido o inexistente, un análisis sobre México ofrece la oportunidad de ilustrar la importancia relativa de las dos principales explicaciones para la existencia de RBSN.⁹

⁴ Véase por ejemplo, Botero, Djankov, La Porta, López de Silanes y Shleifer (2004) o Forteza y Rama (2002).

⁵ Para más detalles sobre el sector informal de la economía en México, véase García Verdú (2004).

⁶ Véase Dwyer y Leong (2000) para evidencia de Australia, Crawford (2001), Crawford y Wright (2001), Farès y Hogan (2000) y Faruqui (2000) para evidencia de Canadá, Decressin y Decressin (2002) y Bauer, Bonin y Sunder (2004) para evidencia de Alemania, Kuroda y Yamamoto (2003) para evidencia de Japón, Fehr y Goette (2003) para evidencia de Suiza, Agell y Lundborg (2003) para evidencia de Suecia, Knoppik y Beissinger (2005) para evidencia sobre los 15 miembros de Unión Europea en el período 1994-2001, y Altonji y Devereux (1999), Card y Hyslop (1997), Kahn (1997), Lebow, Saks y Wilson (2003), McLaughlin (1994, 1999) y Wilson (2002) para evidencia de Estados Unidos.

⁷ Por ejemplo, Pessino (1997) explica que en Argentina, antes de 1991, los trabajadores se podían considerar despedidos y eran elegibles para recibir una compensación económica si sus salarios eran reducidos o si ellos eran asignados a una actividad diferente dentro de una empresa. Cortazar (1997) explica que en Chile, durante el período de 1973 a 1979, el gobierno militar reemplazó las negociaciones descentralizadas entre empresarios y trabajadores por una política de ajustes salariales determinados por el gobierno. La tasa de variación de los salarios nominales en ese período se explica en un 90% por el ajuste salarial decretado por el gobierno.

⁸ Véase por ejemplo, Akerlof, Dickens y Yellen (1996).

⁹ En su estudio sobre la importancia del sector informal en la economía de 110 países, Schneider (2002) reporta que en el período de 1999-2000 la participación del sector informal en el Producto Nacional Bruto de México fue 30.1%, que es ma-

El único otro estudio sobre RBSN en un país en vías de desarrollo del que tenemos conocimiento también analiza datos de México. Los datos usados por Castellanos, García Verdú y Kaplan (2004) provienen de los registros administrativos del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), los cuales forman una base de datos única de todas las empresas del sector privado afiliadas al IMSS y sus empleados.¹⁰ Esta base de datos constituye un censo de todas las empresas formales (es decir, legalmente establecidos con el IMSS) en México. Por lo tanto, la base excluye a una proporción importante de los trabajadores asalariados, como son todos los empleados de gobierno y los asalariados informales. Por esta razón, una segunda contribución del presente análisis proviene precisamente de la medición de RBSN en grupos de trabajadores empleados en empresas que no están afiliadas al IMSS.

Los resultados muestran que la fuerza laboral en México exhibe una gran movilidad. Las medidas más conservadoras indican que menos del 40% de los trabajadores asalariados conservan el mismo empleo de un año al otro. Al examinar las distribuciones de los cambios salariales entre trabajadores que no cambian de empleo y trabajadores que cambian de empleo se obtienen medidas de RBSN muy semejantes y relativamente bajas (inferiores a las que se detectan en Alemania, Estados Unidos, Japón y el Reino Unido usando bases de datos y definiciones semejantes). Sin embargo, surgen diferencias al distinguir entre los trabajadores del sector formal y los del sector informal (los cuales en promedio comprenden alrededor de 70 y 30% de los trabajadores asalariados durante el período analizado, respectivamente): se obtiene una ligeramente mayor RBSN en el primer grupo que en el segundo. Este resultado valida ambos tipos de explicación sobre la existencia de RBSN. Por actividad económica, en el sector manufacturero se detecta mayor RBSN que en los sectores de comercio, construcción y servicios. Por tamaño empresa, se detecta mayor RBSN en las empresas con más de 250 empleados. El grupo en el que se detecta mayor RBSN es el que considera a los trabajadores asalariados en empresas grandes (con más de 250 empleados). En este grupo, la

yor que la participación de dicho sector registrada durante ese lapso en las economías de Estados Unidos (8.8%), Suiza (8.8%), Japón (11.3%), el Reino Unido (12.6%), Australia (15.3%), Alemania (16.3%), Canadá (16.4%) o Suecia (19.1 por ciento).

¹⁰ El análisis estadístico de esta base fue posible sólo después de que Kaplan, Martínez y Robertson (2003a y 2003b) tuvieron acceso, limpiaron y procesaron los registros administrativos.

extensión de las RBSN es muy similar a la que se ha detectado entre trabajadores asalariados en Estados Unidos. De esta manera, si bien entre el grupo de trabajadores asalariados del sector formal, una reducción del 15 al 10% en la mediana de la distribución de cambios salariales está asociada a un costo salarial (medido como la diferencia de cambios salariales promedios entre la distribución observada y una distribución hipotética sin RBSN) de 10 puntos bases, entre el subgrupo de trabajadores asalariados del sector formal empleados en empresas grandes, la misma reducción está asociada a un costo salarial de 60 puntos bases.

El resto de este artículo queda organizado de la siguiente manera. La sección II describe la metodología y los datos empleados para construir las medidas de RBSN y de costos en salarios asociados a ella. La sección III presenta los resultados de las estimaciones realizadas. La sección IV resume las conclusiones principales y sugiere algunas extensiones posibles.

II. METODOLOGÍA Y DATOS

1. Metodología

El análisis de los cambios en salarios nominales a nivel individual permite detectar los hechos estilizados asociados a la distribución de dicha variable en presencia de rigideces a la baja atribuidas a la existencia de instituciones o restricciones legales (como el salario mínimo o la duración de la jornada de trabajo) a consideraciones de equidad, o a costos de menú. Si existe RBSN, la distribución de los cambios salariales a nivel individual debe exhibir una asimetría positiva significativa, que se vuelve más pronunciada conforme se reduce la inflación. Card y Hyslop (1997) mencionan tres implicaciones de esto:

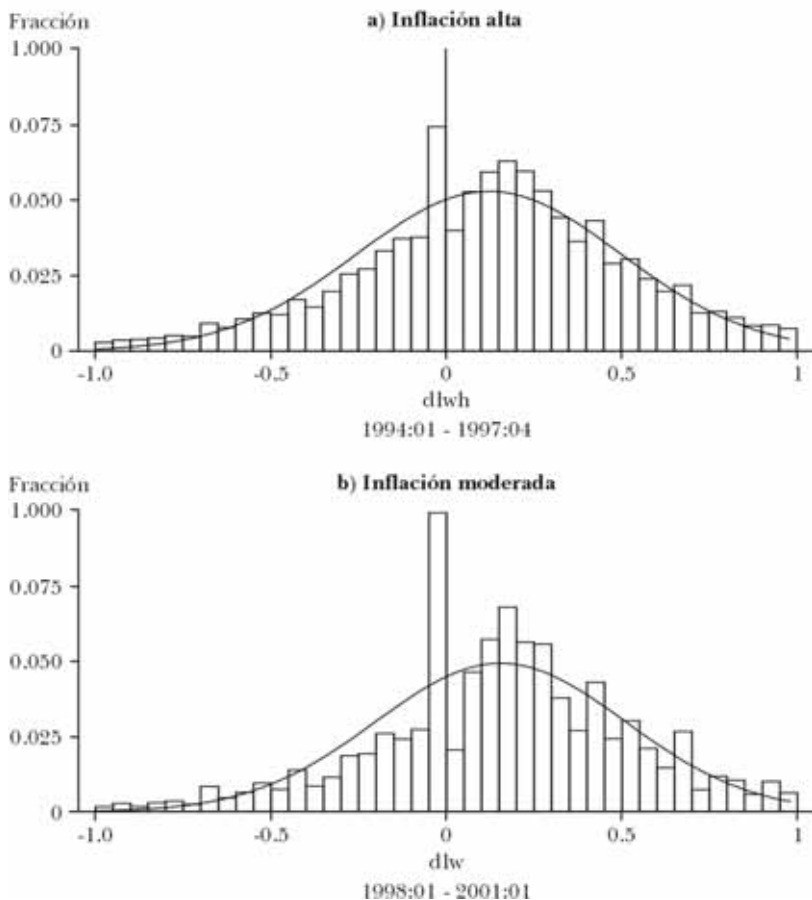
- i)* Existen pocos cambios negativos.
- ii)* El cambio del salario nominal más probable es cero.
- iii)* Ambas características anteriores son más evidentes en períodos en que la inflación es baja (que es cuando la RBSN puede tener implicaciones en el empleo).

La ventaja más obvia de este enfoque es su simplicidad, ya que estas tres características de la distribución pueden apreciarse examinando los histogramas y los momentos de la variable de interés. Los paneles (a) y (b) de la gráfica I muestran la dis-

tribución de los cambios anuales en los salarios nominales por hora en México durante un período de inflación alta (1994:01-1997:04) y durante un período de inflación moderada (1998:01-2001:01), respectivamente. Puede apreciarse que la primera distribución es más simétrica y dispersa que la segunda. Este patrón coincide con la existencia de RBSN. También pueden apreciarse déficit en las barras del histograma que están más cerca de cero con respecto a las que están más lejos de cero, lo cual podría interpretarse como evidencia de costos de menú.

Si bien es cierto que la inspección de histogramas de distri-

GRÁFICA I. DISTRIBUCIÓN DE CAMBIOS ANUALES EN EL LOG-SALARIO NOMINAL POR HORA ENTRE TRABAJADORES ASALARIADOS QUE NO CAMBIAN DE EMPLEO DURANTE PERÍODOS DE INFLACIÓN ALTA É INFLACIÓN MODERADA, 1998-2001



bución de los salarios nominales como los presentados en la gráfica I permite detectar la ausencia de observaciones con cambios negativos, la acumulación de observaciones en cero, y la acentuación de estas características conforme la inflación se reduce indicativas de la existencia de RBSN, los estudios recientes proponen varias medidas y pruebas más específicas, menos sensibles a la selección de escalas, y más robustos a que exista algún sesgo inherente en la distribución o ruido en la medición alrededor de cero.

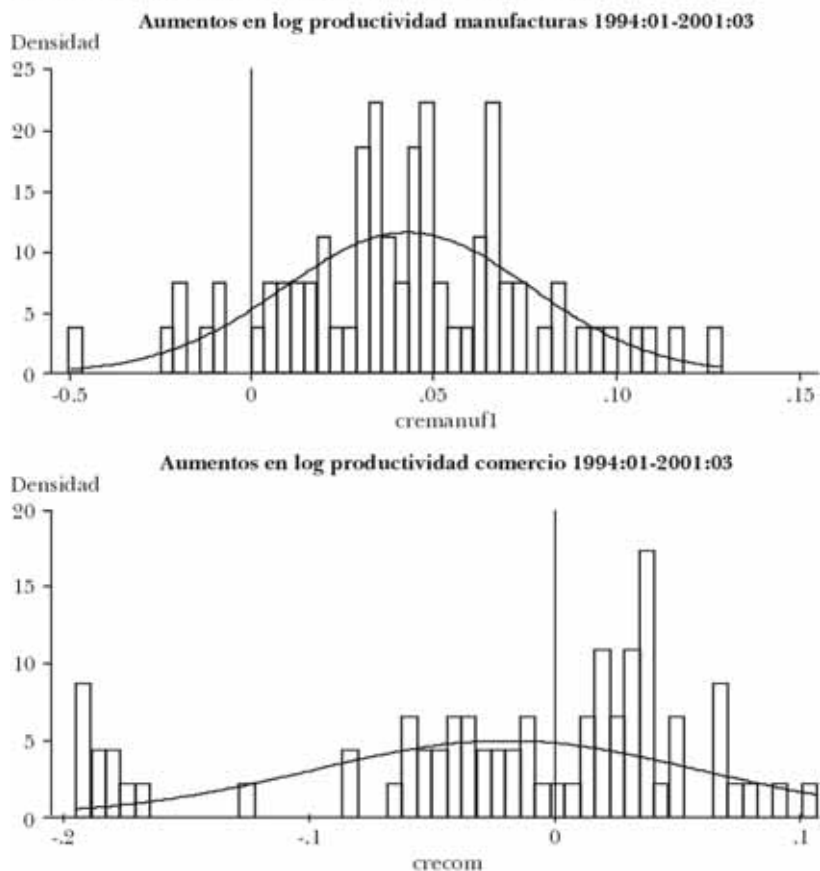
Las pruebas construidas a partir de la correlación entre las características de la distribución, como el sesgo o la diferencia entre la media y la mediana, con la inflación son muy populares por su simplicidad y por ser robustas a la existencia de sesgos inherentes en la distribución de los salarios nominales (McLaughlin, 1994 y 1998). Por ejemplo, en el contexto del modelo neoclásico, el salario nominal está determinado por el valor de la productividad del trabajo, que se puede descomponer en el cambio en el precio del bien fabricado y en el cambio en la productividad real del trabajo. En consecuencia, si la distribución de cambios en productividad es asimétrica, la distribución de los salarios nominales puede serlo con independencia de si hay o no RBSN. A manera de ejemplo, en la gráfica II se muestran los histogramas de la distribución de cambios en la productividad real anual en el sector manufacturero y en el sector comercio. Sin embargo, estas medidas no son específicas para medir la asimetría que es característica de la presencia de RBSN, ni robustas a la existencia de observaciones extremas (comunes en encuestas a individuos como la que se emplea en este análisis).

El método de estimación de *kernel* propuesto por Card y Hyslop (1997) es robusto a la existencia de observaciones extremas. Sin embargo, dicho método utiliza la forma de la distribución de los salarios nominales a la derecha de la mediana para determinar la forma de la distribución situada a la izquierda en ausencia de rigideces, lo cual solo resulta válido cuando la distribución inherente de los cambios salariales es simétrica.¹¹

Las pruebas propuestas por Lebow, Stockton y Wascher (1995) y Kahn (1997) ofrecen algunas ventajas con respecto a las alternativas ya mencionadas. Además de ser específicas para medir la RBSN, son robustas a la existencia de observaciones extremas. El estadístico de Lebow-Stockton-Wascher (*LSW*) compara las proporciones de la distribución de cambios salariales en-

¹¹ Véase Shea (1997) para una discusión más detallada.

GRÁFICA II. DISTRIBUCIÓN DE CAMBIOS ANUALES EN EL LOG-PRODUCTIVIDAD REAL POR TRABAJADOR EN EL SECTOR MANUFACTURERO Y EN EL SECTOR COMERCIO DURANTE EL PERÍODO DE 1994-2001



FUENTE: Elaboración a partir de datos del Banco de México.

contradas en ambas colas, medidas a partir de puntos equidistantes de la mediana.¹² Para una distribución normal se tiene $LSW = 0$, mientras que para una distribución afectada por RBSN se tiene $LSW > 0$, debido al déficit de observaciones en la cola izquierda. Nuevamente, la correlación negativa de este estadístico con la inflación se considera indicativa de RBSN. Sin embargo, el estadístico LSW no es robusto a asimetrías inherentes en la distribución de cambios salariales.

¹² En particular, la fórmula del estadístico es $LSW = [1 - F(2 * mediana)] - F(0)$. Lebow, Saks y Wilson (2003) presentan una explicación más detallada y con ilustraciones de esta prueba.

La prueba de Kahn (1997) es específica para medir RBSN, robusta a la existencia de observaciones extremas y robusta a la existencia de sesgos inherentes en la distribución de cambios salariales. Se estiman dos parámetros mediante un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas (*Seemingly Unrelated Regression Equations*, o SURE por sus siglas en inglés): el parámetro n indica la proporción en que las barras del histograma que están a la izquierda de cero están recortadas debido a RBSN (si $n = 0$ no hay RBSN y si $n < 0$ hay RBSN) y el parámetro z indica la proporción en que la barra con cambio salarial cero está incrementada debido a contratos de largo plazo u otras razones para la concentración de observaciones en ese valor ($z > 0$). En consecuencia, esta prueba permite en cierta medida distinguir entre RBSN y costos de menú que también pueden afectar la distribución de salarios nominales, lo cual representa otra ventaja con respecto a las pruebas descritas antes. Estos parámetros se obtienen mediante la estimación de un SURE con r para medir del tamaño de las barras de la distribución de los salarios: la prueba compara la proporción de variaciones salariales localizadas en el intervalo entre r y $r - 1$ puntos porcentuales por debajo de la mediana, que se ubicará a la izquierda de cero, en cero o a la derecha de cero de acuerdo con el nivel de inflación en cada período. Así, la prueba utiliza como contrafáctico la misma parte de la distribución de cambios salariales nominales en diferentes momentos del tiempo, de manera que su poder depende de la variabilidad a través del tiempo en la posición de los intervalos con respecto a cero.¹³

¹³ Cuando se usan 15 percentiles o barras del histograma en la estimación, el SURE tiene la siguiente forma:

$$\begin{aligned} PROP1_t &= p_1 + np_1 DNEG1_t + (z - n \sum_{j=2}^{15} p_j) DZER01_t + \varepsilon_{1,t} \\ &\vdots \\ PROP14_t &= p_{14} + np_{14} DNEG14_t + (z - np_{15} DZER014_t + \varepsilon_{14,t} \\ PROP15_t &= p_{15} + np_{15} DNEG15_t + (z) DZER015_t + \varepsilon_{15,t} \end{aligned}$$

donde, para $r = 1, \dots, 15$, la variable dependiente $PROPr_t$ es la fracción de variaciones salariales localizadas en el intervalo entre r y $r - 1$ puntos porcentuales por debajo de la mediana; p_r es una constante, $DZEROr_t$ es una variable dicotómica que indica si la posición de la barra r_t es en el valor cero, y $DNEGrt_t$ es una variable dicotómica que indica la posición de la barra r_t es debajo del valor cero. Esta versión de la prueba con 15 barras del histograma coincide con una fluctuación de la mediana del cambio salarial dentro del rango de 7 y 20% y produjo resultados más congruentes y robustos que las alternativas calculadas con 20 y 25 barras. Existen varias exposiciones detalladas e ilustradas de la prueba de Kahn (por ejemplo, Lebow, Saks y Wilson, 2003), así como variantes del modelo básico (por ejemplo, Lebow,

Cabe señalar una característica de los datos utilizados en el presente análisis que favorece el uso de la prueba de Kahn: la correlación entre la inflación y la varianza de la distribución de los cambios en los salarios nominales calculados con la ENEU es muy baja, lo cual es relevante debido a que la correlación alta entre ambas variables afecta de manera adversa la robustez de esta prueba. Por otra parte, Lebow, Saks y Wilson (2003) señalan que la prueba de Kahn (1997) tan solo es “algo robusta” a la existencia de ruido en la medición alrededor de cero y proponen una versión de esta prueba que si lo es. Esta versión aumentada de la prueba de Kahn trata de distinguir observaciones que están en cero y en los intervalos de un punto porcentual por arriba y por debajo de cero.

Otra desventaja de la prueba de Kahn, también aplicable a la de Card y Hyslop, es que no tratan de manera explícita los problemas de medición en los salarios. Altonji y Devereaux (1999) proponen medir la RBSN a través de una función de ingresos por trabajo que considera de manera explícita tanto la RBSN como el error de medición y el cambio en la composición de las muestras de datos utilizadas. Sin embargo, este enfoque requiere suponer formas funcionales específicas para determinar sus varios parámetros y la interpretación de ellos es menos directa que la que se deriva de las pruebas de Kahn.¹⁴

Debido a que esta revisión de la metodología sugiere que no hay una medida de RBSN que domine a las demás, decidimos estimar para el presente análisis las pruebas correlación de la inflación con el sesgo, con la media y la mediana y con el estadístico *LSW*, así como la prueba de Kahn. La prueba propuesta por Altonji y Devereaux se descartó debido a que para este análisis se utilizan datos uniformes de una misma fuente, por lo que aún si hay errores de medición es posible interpretar las estimaciones con las demás pruebas como niveles mínimos de la verdadera RBSN (como se discutirá con detenimiento en la siguiente sección).¹⁵ La prueba propuesta por Card y Hyslop se descartó porque la inspección de los histogramas de la distribución de cambios anuales en los salarios nominales calculados para todos los trimestres del período de 1994-2001 analizado no son con-

Saks y Wilson, 2003; Beissinger y Knoppik, 2001; Christofides y Leung, 2003; y Castellanos, García Verdú y Kaplan, 2004).

¹⁴ En realidad, la metodología de Altonji y Devereaux contrasta modelos de flexibilidad de salarios completa, inflexibilidad de salarios completa y RBSN y luego hay que estimar las probabilidades de que un salario permanezca rígido o sea recordado a partir del modelo que ajusta mejor los datos.

¹⁵ Véase Knoppik y Beissinger (2005) para más detalles.

gruentes con el supuesto de que la distribución libre de rigideces sea simétrica alrededor de la mediana (ni siquiera para tasas de inflación superiores a 30% registradas entre 1995 y 1996) que impone la prueba. Asimismo, las estimaciones preliminares de la versión aumentada de la prueba de Kahn para algunas de las muestras que analizamos mostraron problemas de multicolinealidad debido a poca variabilidad en los datos dentro del rango de -1, 0 y 1, por lo que decidimos excluirlas de este análisis.

Una vez que se ha establecido si hay RBSN mediante alguna de las pruebas descritas, la siguiente pregunta a contestar es si dichas rigideces implican que exista alguna diferencia entre el cambio salarial promedio de la distribución observada y el que se observaría si la distribución de cambios salariales estuviera libre de rigideces. Tal diferencia representa el costo en salarios asociados a la RBSN, el cual es relevante si los ajustes ante perturbaciones económicas negativas se tienen que dar en mayor medida a través de reducciones del empleo que de los salarios. En consecuencia, esta medición requiere plantear una distribución de cambios en los salarios hipotética libre de rigideces.

Si bien es posible suponer una función hipotética libre de rigideces simétrica de manera *ad hoc* (MacLaughlin, 1994 y 1999; o Card y Hyslop, 1997), la prueba de Kahn ofrece la ventaja de que permite la construcción de dicha distribución hipotética a partir de los parámetros estimados a partir de los datos observados. De hecho, en la medida que la RBSN sea menos restrictiva en condiciones de inflación alta podría suponerse que las distribuciones de cambios en los salarios observadas durante dichos períodos reflejan las asimetrías inherentes no asociadas con este tipo de rigidez. Además, en caso de que la distribución libre de rigideces verdadera fuera simétrica, es posible interpretar las mediciones basadas en los parámetros de la prueba de Kahn como una cota inferior de los costos salariales provocados por la RBSN.¹⁶

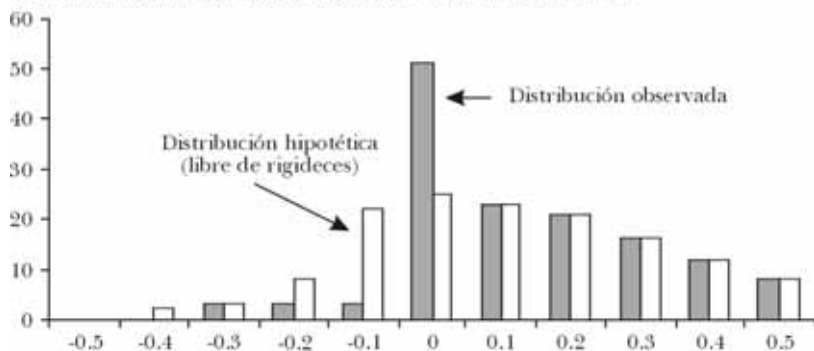
Suponiendo que los costos de menú no son afectados por la inflación, entonces la distribución hipotética correcta considera el efecto del parámetro n y no del parámetro z .¹⁷ El parámetro

¹⁶ Cabe señalar que la inspección de los histogramas de la distribución de cambios en la productividad real por trabajador mostrados en la gráfica II muestran fuertes asimetrías, lo cual tampoco apoya el supuesto de que la distribución libre de RBSN sea simétrica.

¹⁷ En realidad, esta es la medición correcta aún si suponemos que la inflación afecta los costos de menú, en cuyo caso se podrían calcular los costos por RBSN y costos de menú por separado.

n se usa para redistribuir las observaciones entre las barras afectadas por la RBSN, desde la que se localiza en cero hacia las que se localizan debajo de cero. Esta redistribución reduce el cambio salarial promedio de la distribución hipotética si $n < 0$ (gráfica III).¹⁸ El costo salarial se calcula como la diferencia en el cambio salarial promedio de la distribución observada y el cambio salarial promedio de la distribución hipotética. Debido a que la distribución subyacente no es uniforme sino unimodal, la teoría indica que este costo crece de manera no lineal conforme disminuye la inflación.

GRÁFICA III. UNA COMPARACIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN OBSERVADA Y LA DISTRIBUCIÓN HIPOTÉTICA DEL CAMBIO EN SALARIOS NOMINALES CONSTRUIDA A PARTIR DE LOS PARÁMETROS DE LA PRUEBA DE KAHN



2. Datos

Las encuestas a hogares, como la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU), ofrecen muchas ventajas para llevar a cabo un análisis de las RBSN a nivel microeconómico. Entre ellas, destaca el hecho de que su diseño es semejante al de las encuestas utilizadas en las mediciones de RBSN para Alemania, Japón, Estados Unidos y el Reino Unido, lo cual permite hacer comparaciones entre países.¹⁹ La ENEU es una encuesta a hogares que se levanta cada trimestre entre individuos mayores de 12 años para medir problemas de empleo y desempleo en áreas urbanas de México. Durante el período analizado, capta información de

¹⁸ Para hacer esto es necesario suponer que por debajo de cierto percentil o barra del histograma los cambios salariales ya no son afectados por RBSN. Escogimos la barra -25 como Altonji y Devereaux (1999) y Lebow, Saks y Wilson (2003). Cabe señalar que esta elección es independiente de la del número de barras a incluir en el SURE.

¹⁹ Por ejemplo, la encuesta Panel Study of Income Dynamics (PSID) se utiliza en Card y Hyslop (1997), Kahn (1997) y en Lebow, Stockton y Wascher (1995).

44 ciudades, cubriendo aproximadamente el 62% de las poblaciones con más de 2,500 habitantes y el 93% de las poblaciones con más de 100,000 habitantes.

El cuadro 1 reporta los tamaños de muestra disponibles para 29 trimestres comprendidos entre enero de 1994 y marzo de 2001, así como el porcentaje de trabajadores asalariados incluidos en ellos. Se observa que una proporción relativamente grande de las observaciones corresponde a trabajadores asalariados. Debido a que dicho grupo de trabajadores es el que ha sido más analizado en la literatura sobre RBSN, es el que elegimos como punto de partida para el presente análisis. En el primer trimestre de 2001, los encuestados que reportan ser trabajadores asalariados representan 39% de la ENEU; pero como porcentaje de los encuestados que reportan haber traba-

CUADRO 1. ENEU, 1994:01-2001:01

<i>Trimestre</i>	<i>Todos los individuos</i>	<i>Trabajadores asalariados^a</i>	<i>Porcentaje</i>
1994:01	404,096	89,242	22.08
1994:02	404,571	89,783	22.19
1994:03	407,669	87,776	21.53
1994:04	420,288	89,720	21.35
1995:01	420,436	89,802	21.36
1995:02	419,099	89,297	21.31
1995:03	415,883	88,685	21.32
1995:04	420,438	90,122	21.44
1996:01	438,578	94,539	21.56
1996:02	435,991	93,732	21.50
1996:03	431,554	92,144	21.35
1996:04	450,288	97,961	21.76
1997:01	450,717	98,672	21.89
1997:02	448,202	99,410	22.18
1997:03	448,492	100,940	22.51
1997:04	450,939	102,393	22.71
1998:01	463,971	105,258	22.69
1998:02	465,567	106,063	22.78
1998:03	470,371	107,822	22.92
1998:04	484,911	112,769	23.26
1999:01	515,281	118,318	22.96
1999:02	530,529	120,985	22.80
1999:03	545,074	124,472	22.84
1999:04	560,002	129,031	23.04
2000:01	346,013	131,154	37.90
2000:02	343,180	130,449	38.01
2000:03	351,921	134,806	38.31
2000:04	357,477	135,942	38.03
2001:01	358,133	136,559	38.13

^a Definido como personas con 15 < edad < 66 y que reportan ser trabajadores que ganan un salario.

jado durante el período de referencia para sostener a la familia o cubrir alguno de sus propios gastos al menos una hora o un día, éstos representan el 68 por ciento.²⁰

Además de su cobertura geográfica, otra ventaja de la EN-EU es que permite construir la variable del cambio anual en el salario nominal por hora para cada individuo, debido a que es un panel rotativo en el que 20% de los individuos que aparecen en un trimestre son reemplazados con individuos nuevos cada trimestre, de manera que un mismo individuo aparece en la encuesta durante 5 trimestres consecutivos. Los individuos pueden ser rastreados mediante las variables de identificación de la propia encuesta. Esto permite construir 25 paneles de los cambios anuales en los salarios nominales por hora. El número de observaciones disponible en cada panel se reportan en el cuadro 2.

CUADRO 2. PANELES DE TRABAJADORES ASALARIADOS, 1994:01-2001:01

<i>Período</i>	<i>Número de observaciones</i>
1994:01-1995:01	10,487
1994:02-1995:02	10,868
1994:03-1995:03	10,374
1994:04-1995:04	10,838
1995:01-1996:01	11,028
1995:02-1996:02	11,036
1995:03-1996:03	10,960
1995:04-1996:04	11,270
1996:01-1997:01	11,713
1996:02-1997:02	11,677
1996:03-1997:03	11,339
1996:04-1997:04	12,644
1997:01-1998:01	12,803
1997:02-1998:02	12,024
1997:03-1998:03	13,204
1997:04-1998:04	13,073
1998:01-1999:01	13,278
1998:02-1999:02	13,610
1998:03-1999:03	13,512
1998:04-1999:04	16,160
1999:01-2000:01	16,412
1999:02-2000:02	16,114
1999:03-2000:03	16,157
1999:04-2000:04	16,052
2000:01-2001:01	16,873

²⁰ El resto de la población ocupada en el trimestre 2001:01 se divide en 16.8% trabajadores por su cuenta, 6.3% trabajadores a destajo, comisión o porcentaje, 4.8% patrones, 3.9% son trabajadores familiares sin pago y, finalmente, 0.2% trabajadores no familiares sin pago, miembros de una cooperativa u otra organización.

Este universo de observaciones permite construir una serie de muestras de la variable de interés distinguiendo por grupos de acuerdo a diferentes criterios, como los que se señalan a continuación:

- i) permanencia en el mismo empleo,
- ii) pertenencia al sector formal o al informal,
- iii) actividad económica,
- iv) oficio o profesión, y
- v) tipo de establecimiento.

En el presente análisis se adopta la definición más estándar de “mismo empleo” aplicable a encuestas a hogares como la ENEU; es decir, un trabajador ha permanecido en el mismo empleo si reporta realizar las mismas tareas o funciones y en la misma actividad económica durante los trimestres medidos.²¹ De acuerdo con esta definición, durante el período de análisis se observa que alrededor de 40% de los trabajadores asalariados no cambian de empleo de un año al otro y el resto si, salvo en el período de la “crisis del tequila” cuando alcanza un mínimo de 29% (cuadro 3). La pertenencia al sector formal o al sector informal se define según el trabajador goza o no de un seguro médico provisto por su empleador, de acuerdo con la práctica de varios trabajos sobre el mercado laboral de México.²² Entre los trabajadores asalariados que no cambian de empleo, alrededor del 70% tienen su plaza en el sector formal y 30% en el sector informal. Estos porcentajes son muy semejan-

²¹ En la ENEU, como es práctica común en encuestas de esta naturaleza, se pregunta: *i)* por el oficio, puesto o cargo desempeñado, *ii)* por las tareas y funciones desempeñadas, y *iii)* por el giro del negocio en que el encuestado trabajó durante el período de referencia. Esta información luego es codificada según una Clasificación Mexicana de Ocupaciones y una Clasificación Mexicana de Actividades Económicas, respectivamente. Esto puede implicar cierta pérdida de precisión para identificar los empleos según estas características básicas. Por lo tanto, se realizaron algunos ejercicios con definiciones más precisas construidas agregando información de otras respuestas para verificar si las estimaciones son robustas. No se observó una diferencia dramática en los indicadores de RBSN (excepto en el valor del parámetro n de Kahn), de manera que se retuvo la definición estándar porque ofrece un mayor número de observaciones.

²² Esta práctica obedece a que la provisión de un seguro médico por parte del patrón es una prestación obligatoria de acuerdo con la LFT. Por otro lado, debido a que en la ENEU se observa que si un trabajador tiene seguro médico también es probable que tenga las demás prestaciones (vacaciones, aguinaldo, etc.), las estimaciones no difieren al agregar más categorías como filtros adicionales.

CUADRO 3. TRABAJADORES QUE CAMBIAN Y QUE NO CAMBIAN DE EMPLEO EN LOS SECTORES FORMAL E INFORMAL, 1994.01-2001:01 (en porcentajes)

<i>Período</i>	<i>Trabajadores que no cambian de empleo (% de todos los trabajadores que perciben salario)</i>	<i>Trabajadores que cambian de empleo (% de todos los trabajadores que perciben salario)</i>	<i>Trabajadores que no cambian de empleo</i>		<i>Trabajadores que cambian de empleo</i>	
			<i>En el sector formal (% de los que no cambian de empleo)</i>	<i>En el sector informal (% de los que no cambian de empleo)</i>	<i>En el sector formal (% de los que cambian de empleo)</i>	<i>En el sector informal (% de los que cambian de empleo)</i>
1994:01-1995:01	38.02	61.98	72.23	27.77	74.54	25.46
1994:02-1995:02	37.27	62.73	71.56	28.44	73.24	26.76
1994:03-1995:03	30.12	69.88	66.40	33.60	69.93	30.07
1994:04-1995:04	29.42	70.58	68.14	31.86	71.08	28.92
1995:01-1996:01	30.65	69.35	66.66	33.34	69.70	30.30
1995:02-1996:02	32.19	67.81	66.14	33.86	70.80	29.20
1995:03-1996:03	40.02	59.98	69.54	30.46	70.32	29.68
1995:04-1996:04	40.30	59.70	69.59	30.41	69.99	30.01
1996:01-1997:01	40.48	59.52	69.15	30.85	71.11	28.89
1996:02-1997:02	40.07	59.93	70.14	29.86	70.98	29.02
1996:03-1997:03	39.35	60.65	70.42	29.58	71.12	28.88
1996:04-1997:04	39.35	60.65	70.06	29.94	71.44	28.56
1997:01-1998:01	40.00	60.00	71.31	28.69	72.72	27.28
1997:02-1998:02	39.07	60.93	73.05	26.95	73.53	26.47
1997:03-1998:03	39.35	60.65	71.61	28.39	72.56	27.44
1997:04-1998:04	39.40	60.60	70.90	29.10	72.17	27.83
1998:01-1999:01	39.07	60.93	71.05	28.95	73.09	26.91
1998:02-1999:02	38.50	61.50	71.43	28.57	74.84	25.16
1998:03-1999:03	37.63	62.37	70.76	29.24	73.30	26.70
1998:04-1999:04	38.03	61.97	72.14	27.86	74.27	25.73

CUADRO 3 (concluye)

Período	Trabajadores que no cambian de empleo (% de todos los trabajadores que perciben salario)	Trabajadores que cambian de empleo (% de todos los trabajadores que perciben salario)	Trabajadores que no cambian de empleo		Trabajadores que cambian de empleo	
			En el sector formal (% de los que no cambian de empleo)	En el sector informal (% de los que no cambian de empleo)	En el sector formal (% de los que cambian de empleo)	En el sector informal (% de los que cambian de empleo)
1999:01-2000:01	38.05	61.95	71.76	28.24	73.91	26.09
1999:02-2000:02	37.19	62.81	70.88	29.12	72.97	27.03
1999:03-2000:03	37.76	62.24	72.09	27.91	73.83	26.17
1999:04-2000:04	37.38	62.62	70.75	29.25	73.86	26.14
2000:01-2001:01	37.40	62.60	71.84	28.16	74.69	25.31

tes entre los trabajadores asalariados que si cambian de empleo.²³

A pesar de todas estas ventajas, las bases de datos construidas a partir de encuestas a hogares tienen algunas deficiencias para el análisis de RBSN. La base de datos ideal seguiría los salarios de los empleados en puestos específicos dentro de establecimientos específicos. Además, debido a que el enfoque se centra en medir si un cambio salarial está arriba o debajo de cero, es muy deseable utilizar datos sin problemas de medición en esta variable. En consecuencia, con una base de datos que no sigue a los trabajadores en puestos específicos dentro de las empresas se detecta menor rigidez en los cambios salariales que en la base de datos ideal. Asimismo, existen varias razones por las que el error de reporte en los salarios sea mayor en encuestas a individuos que en encuestas a empresas o a sindicatos. Los errores de reporte pueden contribuir a que la fracción observada de trabajadores con salario rígido detectada sea menor que la real, debido a que sólo los individuos con salarios realmente rígidos que reportan correctamente el cambio en su salario con-

²³ Cabe señalar que el empleo informal, medido a través de su participación porcentual en la Población Económicamente Activa (PEA), es cercano al 53.8% de la PEA en áreas urbanas y al 60.7% de la PEA en áreas urbanas y rurales (véase García-Verdú, 2004). Nuestras cifras muestran un porcentaje de empleados informales menor porque, como se mencionó antes, en este análisis solamente estamos considerando a los trabajadores asalariados en zonas urbanas.

tribuyen a la rigidez observada. Este problema empeora en una encuesta que toma como unidad de muestreo es el hogar o la vivienda. Si bien toda la información de la encuesta se recolecta para todos los individuos en edad de trabajar que habitan la vivienda en cada una de las cinco entrevistas, puede haber discrepancias por dos razones. La primera, debido a que la persona que contesta la encuesta sea distinta entre una y otra entrevista. La segunda, debido a que la persona encuestada, aún si es la misma en todas las entrevistas, no conozca con exactitud las características de interés respecto a los demás miembros del hogar. Esto puede introducir sesgos por redondeo o fallas de memoria.

Para mostrar la importancia de estas desventajas, en el cuadro 4 se muestran las mediciones de RBSN para Estados Unidos obtenidas en 5 estudios que emplean bases de datos diferentes: el Panel Survey of Income Dynamics (PSID), el Employment Cost Index (ECI) y una base de datos ideal construida a partir de los registros de salarios de los trabajadores de administración de una empresa grande del sector servicios.²⁴ Al comparar cualquiera de las estimaciones de las primeras cuatro columnas con la última, se aprecia que las mediciones obtenidas a partir del PSID y de el ECI indican menor RBSN que las obtenidas a partir de la base de datos ideal. Asimismo, Wilson (2002) utiliza la metodología propuesta por Akerlof, Dickens y Perry (1996) para mostrar que al agregar errores aleatorios a sus datos de salarios de empresa más exactos es posible obtener mediciones muy semejantes a las que arrojan el PSID o el ECI.²⁵ Es decir, los histogramas basados en los datos “ensuciados” son más simétricos, con menor acumulación en cero y mayor acumulación en las colas de la distribución que los basados en los datos originales “limpios”.

Para aminorar este problema las distintas muestras de cambios salariales consideradas para este análisis se construyen añadiendo el filtro de que el informante de la encuesta sea la

²⁴ El PSID es una encuesta semejante a la ENEU en la que la unidad de medición es el hogar y no la empresa. El ECI se construye a partir de registros administrativos a nivel empresa siguiendo empleos específicos y no individuos.

²⁵ La metodología propuesta por Akerlof, Dickens y Perry (1996) para analizar los datos de Estados Unidos consiste en agregar errores aleatorios a los datos de salarios, tomando como base las distribuciones de los errores de respuesta del *Current Population Survey* (CPS) a preguntas semejantes del PSID. Los estudios de validación realizados para el CPS indican que la proporción de respuestas correctas es 42.2% de la muestra y una desviación estándar de la diferencia entre el logaritmo del salario individual y por empresa de .167.

misma persona en las entrevistas. Además, la discusión anterior sugiere que lo más adecuado es interpretar las mediciones basadas en la ENEU como cotas inferiores a la RBSN que podría haber en la economía mexicana. Sin embargo, cabe señalar que aún si las estimaciones de RBSN basadas en la ENEU indican mayor flexibilidad que las basadas en los registros administrativos, como la del IMSS, en la medida en que se cumpla el supuesto de que el error de medición sigue la misma distribución (y no sea demasiado grande) entre diferentes grupos de trabajadores, las comparaciones entre ellos aún nos sirven para determinar dónde son más importantes las RBSN.

CUADRO 4. MEDICIONES DE RBSN PARA ESTADOS UNIDOS CON DISTINTAS BASES DE DATOS, 1971-93 (en porcentajes)

	<i>McLaughlin</i> (1994) ^a <i>PSID</i> , 1976-1986	<i>Lebow, Stockton y Wascher</i> (1995) ^b <i>PSID</i> , 1971-1988	<i>Card y Hyslop</i> (1997) <i>PSID</i> , 1979-1993	<i>Lebow, Saks y Wilson</i> (2003) ^c <i>ECI</i> , 1981-1999	<i>Wilson</i> (2002) ^d Datos de una empresa, 1982-84
Corr(sesgo, π) ^a			-0.08 ^c		-1.48
Corr(media-mediana, π) ^a					
Corr(<i>LSW</i> , π) ^c		-0.73		-1.37	-1.11
<i>n</i> -kahn		-47.00			-90.00
<i>z</i> -kahn		4.43			
<i>n</i> -kahn aumentada				-52.0	
<i>z</i> -kahn aumentada				5.49	
Sesgo promedio	0.09				1.75
Media-mediana promedio					1.10
<i>LSW</i> promedio		9.70		13.20	8.50
Obs. de rigidez salarial	7.2	10.60	14.88	18.40	6.80
Obs. de reducción salarial	17.3	11.90	17.29	14.60	0.10

^a Salarios de trabajadores que no cambian de empleo. ^b Salarios de trabajadores, *PSID*. ^c Registros de salarios y prestaciones por hora en categorías de empleo específicas en un establecimiento. ^d Registros de salarios de trabajadores de administración en una empresa grande del sector servicios. ^e Corr(Obs. de reducción salarial, π).

III. RESULTADOS

1. Medición de la RBSN

Para interpretar los resultados de esta sección es útil tener como referencia los valores de las pruebas de RBSN encontra-

dos en estudios para países como Estados Unidos, Canadá y Australia, los cuales se reportan en el cuadro 5. Los datos de Alemania, Japón, Suiza, el Reino Unido y Estados Unidos se tomaron de estudios que utilizan encuestas a hogares o individuos que son más comparables con la ENEU, mientras que los de Australia y Canadá utilizan datos de encuestas a empresas o sindicatos. Esta es una primera razón por la que se reporta menor RBSN en esos países que en los demás. Por otro lado se observa que en Alemania, Japón y Suiza hay una mayor proporción de reducciones en salarios que en Estados Unidos y el Reino Unido (prácticamente el doble), mientras que la proporción de salarios sin cambios es semejante.

Existen dos razones para anticipar menor RBSN entre los trabajadores asalariados de México que entre los de los países

CUADRO 5. MEDICIONES DE RBSN EN VARIOS PAÍSES INDUSTRIALIZADOS (en porcentajes)

	<i>Australia</i> ^a	<i>Canadá</i> ^b	<i>Alemania</i> ^c	<i>Japón</i> ^d	<i>Suiza</i> ^e	<i>Reino Unido</i> ^f	<i>Estados Unidos</i> ^g
Corr(sesgo, π) ^a	-0.69	-0.08 ^h			-0.95 ^h		
Corr(media-mediana, π) ^a	-0.50						
Corr(<i>LSW</i> , π) ^c	-0.60						-0.73
<i>n</i> -kahn			-24.00				-47.00
<i>z</i> -kahn			7.19				4.43
<i>n</i> -kahn aumentada							
<i>z</i> -kahn aumentada							
Sesgo promedio	1.34			1.63			
Media-mediana promedio	1.11			1.77			
<i>LSW</i> promedio	15.75			11.00			9.70
Obs. de rigidez salarial	14.70	7.64	8.10	14.63	9.86	5.00	10.60
Obs. de reducción salarial	3.50	0.37	21.30	24.54	30.43	11.00	11.90

^a Encuestas de remuneraciones del período 1987-99, Mercer Cullen Egan Dell, Dwyer and Leong (2000). ^b Datos de acuerdos entre sindicatos y empresas del sector privado del período 1978-99, Human Resources Development Canada, Faruqui (2000). ^c Salarios base por hora del período 1984-93, German Socioeconomic Panel, Decressin and Decressin (2002). ^d Salarios mensuales de trabajadores empleados tiempo completo del período 1994-98, Japanese Panel Survey of Consumers, Kuroda and Yamamoto (2003). ^e Salarios de trabajadores que no cambian empleo del período 1991-98, Swiss Labor Force Survey, Fehr and Goette (2003). ^f Salarios por hora del período 1991-95, British New Earnings Survey, Nickell and Quintini (2001). ^g Trabajadores asalariados del período 1971-88, PSID, Lebow Stockton, and Wascher (1995). ^h Corr(Obs. de reducción salarial, π).

que aparecen en el cuadro. La primera se debe a que las tasas de inflación observadas en ellos son menores que las observadas en México durante el período analizado. Debido a que cuando los economistas discuten sobre el nivel de inflación necesario para lubricar las ruedas del mercado laboral tienen en mente niveles entre 2 y 3%, se crea la expectativa *ex ante* de que las estimaciones para México mostrarán menos RBSN que las de los países de referencia. La otra razón es que la información del salario nominal que se captura en la ENEU corresponde a los ingresos que se le pagan al trabajador en su trabajo principal, sin distinguir el salario de nómina, de bonos, vales, u otras prestaciones monetizadas.²⁶ Por tanto, en la medida en que los ingresos reportados en la ENEU contengan componentes adicionales al salario de nómina se puede anticipar que revelen menor RBSN.

Las estimaciones del cuadro 6 indican una proporción de trabajadores con reducciones en su salario mayor en México que en Estados Unidos, el Reino Unido, Canadá o Australia, pero semejante a las estimaciones para Alemania y Suiza (aunque para tasas de inflación más altas que en esos dos países), en una primera aproximación que considera a todos los trabajadores asalariados. El valor del estadístico *n* también indica menor RBSN en México que en los dos países para los que se cuenta con dicha estimación: mientras que en Estados Unidos y en Alemania las respectivas proporciones de cambios negativos en salarios serían 24 y 47% mayores en ausencia de RBSN, en México tal proporción sería cuando mucho 10% mayor. Los estadísticos que involucran la correlación con la inflación también indican menor RBSN para México que para Estados Unidos (obsérvese que por haber observaciones extremas en la muestra el sesgo detectado es ligeramente negativo, lo cual coincide con una correlación positiva de esta variable con la inflación).

A su vez, la extensión de la RBSN parece muy similar entre los dos grupos de asalariados separados según su permanencia en el empleo. Si acaso, los estadísticos de Kahn y de correlación con la inflación indican más rigidez en el grupo de los que cambian de empleo que en el de los que no cambian de empleo. Esto resulta opuesto a algunas estimaciones para Estados Unidos, pero podría racionalizarse si una fracción de los trabajadores que cambian de empleo accede a trabajos con salarios más bajos en los que las restricciones de salario mínimo

²⁶ Wilson (2002) reporta que en Estados Unidos, el componente de salarios de los ingresos por trabajo exhibe mayor rigidez que los demás.

son relevantes.²⁷ Por otra parte, cabe señalar que las rigideces provocadas por costos de menú captadas mediante el parámetro z de la prueba de Kahn fluctúan entre 3 y 4%, niveles que resultan muy semejantes a los reportados para Estados Unidos.

CUADRO 6. RBSN ENTRE TRABAJADORES ASALARIADOS: TRABAJADORES QUE CAMBIAN Y NO DE TRABAJO (en porcentajes)

<i>Estadístico</i>	<i>Todos</i>	<i>Trabajadores que no cambian de trabajo</i>	<i>Trabajadores que cambian</i>
Corr(sesgo, π)	0.18	0.11	0.16
Corr(media-mediana, π)	-0.59	-0.57	-0.64
Corr(LSW, π)	-0.44	-0.38	-0.40
n - kahn	-8.95	-7.23	-13.67
z - kahn	2.91	3.74	2.66
Sesgo promedio	-1.22	-7.37	-0.02
Media-mediana promedio	0.32	0.13	0.35
LSW promedio	5.47	6.39	4.76
Obs. de rigidez salarial	7.74	9.32	6.80
Obs. de reducción salarial	24.16	22.83	24.96

Las estimaciones presentadas en el cuadro 7 muestran mayor RBSN entre trabajadores empleados en el sector formal que entre trabajadores empleados en el sector informal, tanto si cambian como si no cambian de empleo. Si acaso, es sorprendente que las mediciones no difieran más entre sí. Esto sugiere que ambas teorías sobre el origen de la RBSN pueden ser explicativas: las restricciones legales que se aplican al empleo en el sector formal previenen reducciones en los salarios, mientras que en el sector informal, aunque no hay restricciones legales las consideraciones de equidad o justicia previenen tales reducciones. Encuestas a empresas realizadas en Estados Unidos y en Suecia sugieren que tales consideraciones de equidad y justicia no son triviales y pesan en las decisiones de determinación de salarios.²⁸

Obsérvese que bajo la hipótesis de mercados segmentados las mediciones de RBSN del sector formal y del sector informal podrían diferir sustancialmente entre ambos sectores, precisamente debido a la existencia de barreras que impidan flujos de entrada y salida de trabajadores entre ambos sectores. En cambio,

²⁷ La rigidez de los salarios entre trabajadores que ganan el salario mínimo se discute brevemente en Card y Hyslop (1997) y en Wilson (1999).

²⁸ Este tipo de evidencia de encuestas a empresas se puede consultar en Blinder y Choi (1990) para el caso de Estados Unidos y en Agell y Lundborg (2003) para el de Suecia, por ejemplo.

bajo la hipótesis de mercados competitivos, en equilibrio, dos individuos idénticos deberán estar indiferentes entre trabajar en el sector formal o en el sector informal y que cualquier diferencia salarial entre ellos reflejará únicamente diferenciales compensatorios por las características del empleo en cada sector. Cabe plantearse la hipótesis de si esta libre entrada y salida entre el sector formal y el informal también contribuye a que las distribuciones de cambios salariales se asemejen, inclusive en cuanto al grado de RBSN, como lo sugieren las presentes estimaciones.

CUADRO 7. RBSN ENTRE TRABAJADORES QUE CAMBIAN Y NO DE TRABAJO POR SECTOR FORMAL E INFORMAL (en porcentajes)

<i>Estadístico</i>	<i>Trabajadores que no cambian de trabajo</i>		<i>Trabajadores que cambian</i>	
	<i>Sector formal</i>	<i>Sector informal</i>	<i>Sector formal</i>	<i>Sector informal</i>
Corr(sesgo, π)	0.1593	-0.0668	0.0042	0.2500
Corr(media-mediana, π)	-0.6225	0.2239	-0.4841	-0.2520
Corr(LSW, π)	-0.5807	0.5031	0.0043	-0.3073
<i>n</i> -kahn	-11.01	-9.91	-13.82	-5.57
<i>z</i> -kahn	3.58	4.57	2.73	2.36
Promedio sesgo	-9.91	-1.08	-2.57	6.69
Promedio media-mediana	0.12	0.33	0.45	0.41
Promedio LSW	5.91	7.13	4.92	4.38
Obs. de rigidez salarial	7.60	13.35	6.19	8.37
Obs. de reducción salarial	22.40	23.81	23.36	29.08

Ciertamente el análisis de la movilidad de los trabajadores entre el sector formal y el informal merece un estudio más detallado y queda fuera de la materia de nuestro análisis. Sin embargo, en apoyo de la hipótesis de mercados competitivos para México y de esta interpretación de los resultados, cabe señalar que el análisis de patrones de movilidad a través de matices de probabilidades de transición realizado por Budar y García Verdú (2003) reporta que los flujos de trabajadores entre el empleo formal y el informal han sido relativamente simétricos y estables durante el período de 1994 a 2002, independiente de la fase del ciclo económico en que se encuentre la economía.²⁹ Por otra

²⁹ No obstante, de acuerdo con Budar y García Verdú, el empleo informal parece jugar un papel importante en el proceso de entrada al mercado laboral a partir del desempleo. En particular, la probabilidad de obtener un empleo informal estando desempleado es prácticamente el doble de la probabilidad de obtener un empleo formal. Además, esta probabilidad aumenta a casi el triple durante el período

parte, Maloney (2002) utilizando datos de la ENEU para el año 2000 encuentra evidencia que sugiere que cerca de dos terceras partes de los trabajadores que pasan del empleo formal al informal reportaron hacerlo de manera voluntaria, ya sea en búsqueda de mayor independencia o de un mayor ingreso.³⁰

A fin de detectar RBSN ocasionadas por elementos regulatorios, el resto del presente análisis se concentra en el grupo de trabajadores asalariados del sector formal que no cambian de empleo. Esta selección concuerda con la literatura previa para otros países que reporta una mayor RBSN entre trabajadores asalariados que no cambian de trabajo y pertenecen al sector formal.

En el cuadro 8 se presenta una primera división de esta muestra entre actividades económicas indica mayor RBSN en la actividad manufacturera que en las de comercio, construcción y servicios. Una posible explicación de este resultado es la mayor preponderancia de pagos mediante propinas y comisiones en los sectores de comercio, construcción y servicios que en manufacturas.³¹ Al realizar algunas estimaciones para actividades económicas y profesiones definidas de manera más desagregada se observa que la RBSN varía de acuerdo a estas otras dimensiones, como se ha observado en estudios para otros países.³² Por ejemplo, se observa mayor RBSN en los cambios salariales para los trabajadores domésticos que para los directores y gerentes, lo cual puede atribuirse a bonos de desempeño pagados al segundo grupo. Sin embargo, conforme se consideran grupos de trabajadores más reducidos, algunas de las pruebas son afectadas de

do de recesión entre 1994 y 1996. El empleo informal también parece ser importante en la entrada al mercado laboral para las personas que estaban fuera de la fuerza de trabajo, ya que es cerca de cinco veces más probable que una persona que estaba fuera de la fuerza de trabajo se reincorpore a un empleo informal que uno formal.

³⁰ Maloney también reporta que aquellos que en el año 2000 abandonaron el empleo formal de manera voluntaria aumentaron sus ingresos, en promedio, en 25% respecto a sus ingresos anteriores. Si bien 2000 fue un año de alto crecimiento económico, lo anterior también sugiere que las personas no necesariamente se emplean informalmente como su opción de última instancia.

³¹ Esto también concuerda con una mayor preponderancia de trabajadores informales en comercio, construcción y servicios que en manufacturas (García Verdú, 2004). De nueva cuenta, una mayor entrada y salida de trabajadores entre el sector formal y el informal en tales actividades podría contribuir a una mayor flexibilidad, bajo la hipótesis de mercados competitivos.

³² Por ejemplo, Dwyer y Leong (2000) reporta un análisis por profesiones para Australia.

manera adversa por el hecho de que las distribuciones de cambios de salarios muestran más observaciones extremas o intervalos con pocas observaciones. Por esta razón, se muestran solo algunas de estas estimaciones en el apéndice. Para obtener un patrón más claro a través de análisis futuros sería deseable combinar estos patrones con curvas de oferta de trabajo que incorporen perturbaciones y diferencias en el crecimiento de la productividad, así como características personales.

CUADRO 8. RBSN ENTRE TRABAJADORES QUE NO CAMBIAN DE TRABAJO EN EL SECTOR FORMAL, POR ACTIVIDAD ECONÓMICA (en porcentajes)

<i>Estadístico</i>	<i>Manufactura</i>	<i>Comercio</i>	<i>Construcción</i>	<i>Servicios</i>
Corr(sesgo, π)	0.17	-0.01	0.10	-0.08
Corr(media-mediana, π)	-0.52	-0.21	-0.06	-0.57
Corr(<i>LSW</i> , π)	-0.55	-0.33	0.13	-0.44
<i>n</i> - kahn	-39.20	-27.74	-14.74	-13.15
<i>z</i> - kahn	-3.24	-3.89	-5.27	-4.50
Promedio sesgo	-0.20	-0.10	0.16	-0.03
Promedio media-mediana	0.00	0.00	0.01	0.00
Promedio <i>LSW</i>	4.63	6.24	3.29	7.21
Obs. de rigidez salarial	7.05	8.16	13.80	8.79
Obs. de reducción salarial	4.63	22.72	18.28	20.60

Otra dimensión en la que podría observarse diferentes grados de rigidez es por tamaño de las empresas. En el cuadro 9 se observa que la RBSN es mayor en las empresas con más de 250 empleados que en las demás. Este resultado podría estar relacionado con el hecho de que las empresas pequeñas pueden evitar más fácilmente algunas regulaciones laborales. Otra explicación podría relacionarse simplemente con el hecho de que debido a que las empresas pequeñas tienden a ser más jóvenes y entre ellas se observan mayores flujos de entrada y salida, de manera que la consideración de antigüedad en el empleo como atenuante de los recortes salariales es menos restrictiva. No obstante, en contra de la primera de estas explicaciones, el estudio para México realizado con cifras del IMSS indica que la proporción de trabajadores afectados por disminuciones en el salario nominal ha seguido el mismo patrón creciente durante el período de 1994-2001.

Por tipo de establecimiento, en el cuadro 10 se observa mayor RBSN en instituciones del gobierno y en cadenas industriales, comerciales o de servicios, cuando estas últimas tienen más de 250 empleados, que en cualesquiera otras entidades económicas con nombre y registro. El estadístico *n* de Kahn para este último grupo es igual al que se reporta para Estados Unidos en

el cuadro 5. Para calificar la relevancia de este resultado, es importante tener en cuenta que alrededor de 26% de los trabajadores asalariados en el sector formal de la muestra se emplea en este tipo de establecimientos durante el período de análisis.

CUADRO 9. RBSN ENTRE TRABAJADORES QUE NO CAMBIAN DE TRABAJO EN EL SECTOR FORMAL, POR TAMAÑO DE LA EMPRESA (en porcentajes)

<i>Estadístico</i>	<i><250 trabajadores</i>	<i>> 250 trabajadores</i>
Corr(sesgo, π)	0.04	-0.03
Corr(media-mediana, π)	-0.18	-0.66
Corr(<i>LSW</i> , π)	-0.09	-0.58
<i>n</i> - kahn	-0.53	-23.93
<i>z</i> - kahn	3.11	4.45
Promedio sesgo	-9.24	-11.24
Promedio media-mediana	0.49	0.12
Promedio <i>LSW</i>	6.73	6.40
Obs. de rigidez salarial	9.82	7.67
Obs. de reducción salarial	21.76	20.72

Por otro lado, resalta el hecho de que el parámetro *n* de la prueba de Kahn sugiere menor RBSN entre trabajadores empleados en el gobierno que entre trabajadores empleados en ese grupo de empresas privadas (aún si las diferencias según el porcentaje de observaciones con reducción o rigidez salarial son muy semejantes), debido a la expectativa de que las instituciones que previenen reducciones en el salario fueran más restrictivas en el sector público. Además, aunque durante el período de 1994 a 2001 el 42% de los trabajadores asalariados son empleados por el gobierno, esta cifra disminuye de 45 a 40% en ese lapso aunada a un incremento de la proporción de trabajadores asalariados en empresas industriales comerciales y de servicios de 40 a 50% y una disminución de los empleados en otras entidades de 15 a 10%. Es decir, parece haber habido un mayor ajuste en empleo pese a una menor RBSN. Si bien sería posible refinar algunas de las definiciones de estos grupos de trabajadores (cruzando las respuestas por tipo de empresa con las de tipo de seguro médico, por ejemplo), consideramos más adecuado tratar de determinar qué tanto más bajos serían los salarios nominales en ausencia de este tipo de rigideces y qué tan importantes son los errores de medición en salarios en la encuesta utilizada.

2. Medición de los costos salariales de la RBSN

Por consideraciones de brevedad, para el resto del análisis se

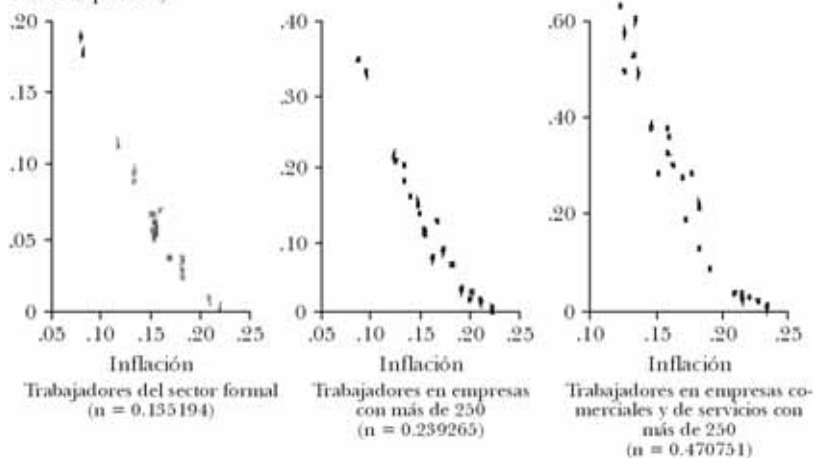
seleccionaron 3 grupos de análisis caracterizados por diferentes valores del estadístico n y que permiten resumir los resultados más importantes de la sección anterior: trabajadores asalariados del sector formal que no cambian de empleo ($n = -0.11$), trabajadores asalariados del sector formal que no cambian de empleo en empresas con más de 250 empleados ($n = -0.24$), y trabajadores del sector formal que no cambian de empleo que trabajan en empresas industriales, comerciales y de servicios con más de 250 empleados ($n = -0.47$). Este último grupo es, de entre los analizados en la sección anterior, para el cual se detectó mayor RBSN.

CUADRO 10. RBSN ENTRE TRABAJADORES QUE NO CAMBIAN DE TRABAJO EN EL SECTOR FORMAL, POR TIPO DE ESTABLECIMIENTO (en porcentajes)

Estadístico	Gobierno	Empresas industriales, comerciales o de servicios		Otros
		< 250 trabajadores	> 250 trabajadores	
Corr(sesgo, π)	-0.00	0.05	-0.03	0.03
Corr(media-mediana, π)	-0.51	-0.45	-0.44	0.07
Corr(LSW, π)	-0.29	-0.46	-0.62	0.14
n - kahn	-17.70	-1.77	-47.08	-16.69
z - kahn	4.92	2.58	4.03	4.41
Promedio sesgo	-3.06	0.19	-16.37	-18.77
Promedio media- mediana	0.17	0.24	0.29	0.21
Promedio LSW	7.31	5.92	5.25	6.02
Obs. de rigidez salarial	8.43	8.87	6.60	10.92
Obs. de reducción sala- rial	20.12	22.06	21.57	21.51

De acuerdo con la gráfica IV, para el grupo de asalariados del sector formal que no cambian de empleo (que registra el valor del parámetro n más bajo considerado), cuando la inflación disminuye de 25% a 20% el costo salarial asociado es inferior a 5 puntos base, cuando disminuye de 20% a 15% el costo salarial asociado es de 10 puntos base, y cuando disminuye de 15% a 10% el costo es alrededor de 20 puntos base. A su vez, en empresas industriales, comerciales o de servicios con más de 250 empleados (que registra el valor del parámetro n más alto considerado), cuando la inflación disminuye de 25% a 20% el costo salarial asociado es de alrededor de 10 puntos base, cuando disminuye de 20% a 15% el costo salarial asociado es de 20 puntos base y, finalmente, cuando disminuye de 15% a 10% prácti-

GRÁFICA IV. COSTO SALARIAL DE LA RBSN ENTRE TRABAJADORES ASALARIADOS DEL SECTOR FORMAL QUE NO CAMBIAN DE EMPLEO (costo salarial escala izquierda)



camente supera los 60 puntos base. De acuerdo con estas estimaciones, el efecto de incrementar el valor del parámetro n en 30 puntos porcentuales, de 14 a 47%, en el costo salarial es de menos de 10 puntos base cuando la inflación varía entre 25 y 20%. Pero cuando la inflación varía entre 15 y 10%, el efecto en el costo es cercana a 40 puntos base.

La tasa de la inflación más baja registrada durante el período del análisis es 8.5%. Pero el análisis de los costos salariales puede extenderse para niveles de inflación menores si se explota la relación no lineal que se observa entre el costo salarial y la inflación en la gráfica IV. Esta relación puede estimarse con una regresión de cuadrados mínimos ordinarios para generar los pronósticos del costo salarial asociado a la reducción de la tasa de inflación debajo de los niveles de la muestra observados. Los costos salariales asociados a las tasas de inflación de 13.5, 8.5, 6, 4.5, 3 y 0% para los grupos del análisis se representan en el cuadro 11. Dichas estimaciones muestran que dado que la inflación registrada en el mes de abril de 2003 está cerca de 5.25%, el costo salarial de alcanzar el objetivo de 3% en diciembre de 2003 es relativamente pequeño. Asimismo, se observa que reducir la inflación de 3 a 0% eleva los costos salarial a la magnitud casi igual que como reducirla de 8 hasta el 3 por ciento.

3. Los errores de medición en salarios

Como explicamos en la sección II, inciso 1, debido a que la

estimación de RBSN requiere información muy precisa de salarios, ésta resulta muy sensible a errores de reporte. Desafortunadamente para México no hay muchas encuestas alternativas con datos de salarios a nivel individual con las que se puedan comparar la ENEU. Ciertamente la Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares (ENIGH) contiene información más precisa de los salarios individuales que la ENEU, aunque también es una encuesta a hogares, porque los encuestadores solicitan a las personas interrogadas comprobantes de ingresos y gastos para corroborar las respuestas. Pero la ENIGH es una encuesta de corte transversal que se realiza cada dos años para una nueva muestra y no un panel rotativo trimestral como la ENEU, de manera que para calcular cambios en salarios hay que construir paneles sintéticos que agregan la información a nivel individual por grupos según sexo, edad y ocupación para dos años distintos. Al comparar ambas encuestas se observó que tanto el salario medio como el salario mediano para la muestra de trabajadores asalariados de edad entre 18 y 65 años considerados resultaron más elevados al calcularlos con los datos de la ENIGH que con los de la ENEU. Sin embargo, la media del cambio en el salario nominal de 1996 a 1998 resulta muy semejante en ambas encuestas.³³

CUADRO 11. COSTO SALARIAL DE LA INFLACIÓN ENTRE DIFERENTES GRUPOS DE TRABAJADORES ASALARIADOS

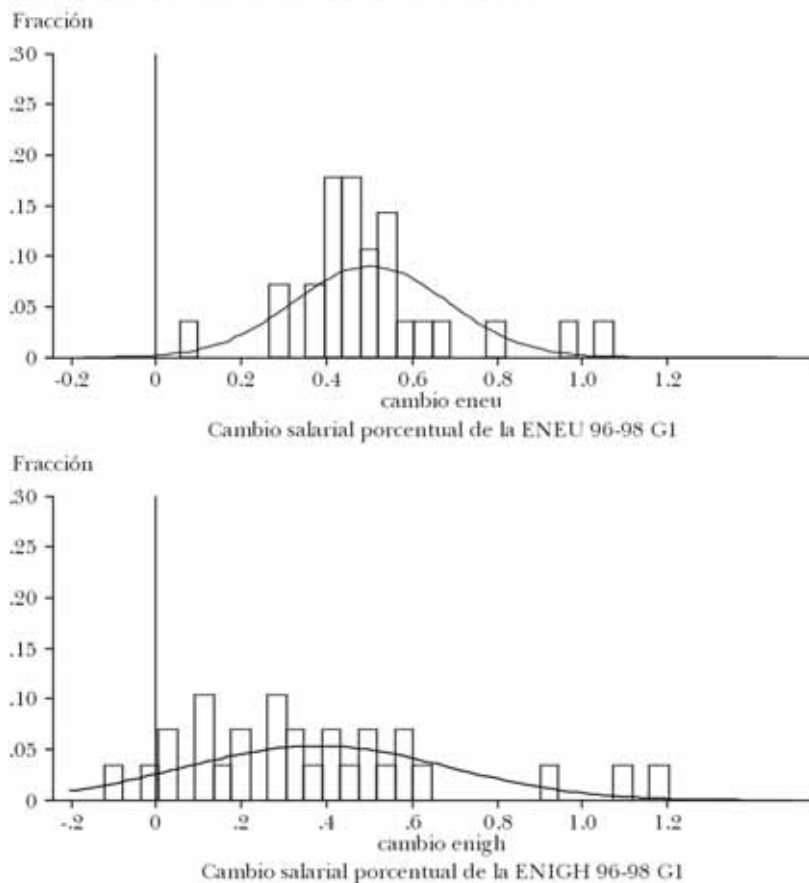
<i>Grupo</i>	<i>Tasa de Inflación</i>					
	<i>13.5</i>	<i>8.5</i>	<i>6^a</i>	<i>4.5^a</i>	<i>3^a</i>	<i>0^a</i>
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal	0.05	0.13	0.18	0.21	0.25	0.34
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal en empresas de más de 250 trabajadores	0.12	0.25	0.37	0.42	0.49	0.66
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal en empresas ind., comer., o de serv. con más de 250 trabajadores	0.30	0.68	0.93	1.06	1.22	1.64

^a Costo salarial se pronostica por regresiones OLS con una constante y el costo salarial mediano elevado a la potencia 1/2.

En las gráficas V y VI se muestran los histogramas de la distribución de cambios anuales en salarios nominales para dos paneles de datos sintéticos. El primero de ellos agrupa los datos

³³ El detalle de estas estimaciones está disponible a petición del lector.

GRÁFICA V. DISTRIBUCIONES DE CAMBIOS EN SALARIOS NOMINALES DE 1996 A 1998 PARA PANELES SINTÉTICOS DE TRABAJADORES ASALARIADOS AGRUPADOS EN 32 CATEGORÍAS POR SEXO Y RANGO DE EDAD (G1), DE ACUERDO CON DATOS DE LA ENEU Y LA ENIGH

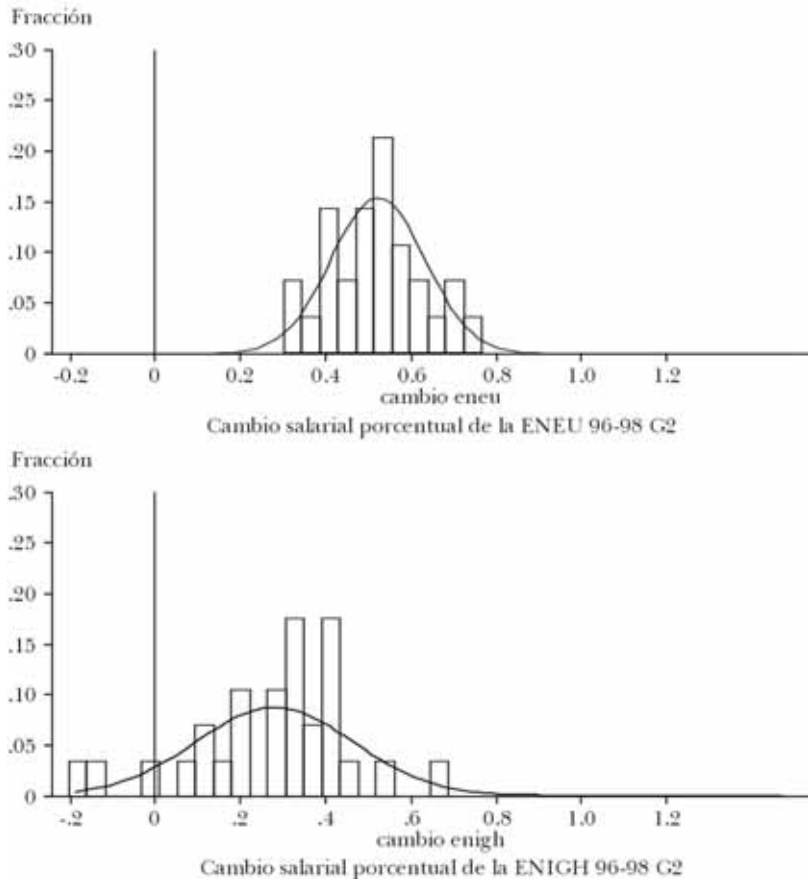


según 32 categorías por sexo y rango de edad (G1), mientras que el segundo agrupa los datos según 36 categorías definidas por sexo y sector económico de ocupación (G2). Este ejercicio muestra que en las distribuciones resultantes, como es de esperar, la agregación de los cambios salariales individuales de dos años y por grupos disipa la acumulación de cambios en cero. Sin embargo, el otro aspecto de estas distribuciones que resalta es que en ambos casos, mientras que en los datos de la ENEU no se observan grupos con reducciones en salarios nominales, en los de la ENIGH si, a pesar del mayor salario promedio que se obtiene de esta encuesta. En consecuencia, el resultado es difícil atribuir a todas las reducciones de salarios a

nivel individual a errores de reporte de las personas entrevistadas.

Esta percepción de que las reducciones en salarios nominales no son espurias se refuerza en el análisis de los datos administrativos del IMSS.³⁴ En el cuadro 12 se presentan las estimaciones de este estudio realizadas con los datos de la ENEU con los

GRÁFICA VI. DISTRIBUCIONES DE CAMBIOS EN SALARIOS NOMINALES DE 1996 A 1998 PARA PANELES SINTÉTICOS DE TRABAJADORES ASALARIADOS AGRUPADOS EN 36 CATEGORÍAS POR SEXO Y OCUPACIÓN (G2), DE ACUERDO CON DATOS DE LA ENEU Y LA ENIGH



³⁴ A pesar de que la base de datos del IMSS resulta muy precisa en algunos aspectos, la información sobre las características individuales de los trabajadores es mucho más limitada, lo cual no permite construir los paneles sintéticos según las categorías descritas antes o validar con ella la información de salarios recolectada en la ENEU a efectos de obtener estimaciones de los errores de estimación para realizar el tipo de ajuste sugerido por Akerlof, Dickens y Yellen (1996).

del estudio basado en los registros administrativos del IMSS. Los datos corresponden al grupo más agregado de los trabajadores asalariados del sector formal que no cambian de empleo de acuerdo con la definición de mismo empleo equivale a tener la misma ocupación en la misma actividad económica (que es la más estándar) con una más estrecha que agrega las condiciones de tener las mismas prestaciones y el mismo tipo de establecimiento. Las diferencias más grandes entre ambas estimaciones se observan en los valores de la correlación entre el estadístico *LSW* y la inflación y en los parámetros de la prueba de Kahn, indicando mayor RBSN en los datos del IMSS que en los de la ENEU, como es de esperarse. No obstante, tampoco es posible atribuir toda la diferencia en las estimaciones a errores de reporte de las unidades encuestadas debido a que la definición de “mismo empleo” usada, como se aprecia al comparar las dos primeras estimaciones. Además, se tiene la presencia de trabajadores empleados por el gobierno. Por otra parte, las proporciones de observaciones de salarios rígidos y con reducciones son muy semejantes y confirman una proporción importante de ajustes a la baja. La comparación de los resultados para México con los de los cuadros 4 y 5 muestran una menor RBSN que en los demás países industrializados que han sido analizados, para cualquiera de las dos bases de datos que se considere.

CUADRO 12. RBSN ENTRE TRABAJADORES QUE NO CAMBIAN DE EMPLEO EN EL SECTOR FORMAL EN EL PERÍODO DE 1994:01 A 2001:01, DE ACUERDO CON LOS DATOS DE LA ENEU Y DE LOS REGISTROS ADMINISTRATIVOS DEL IMSS (en porcentajes)

<i>Estadístico</i>	<i>Datos de la ENEU, mismo empleo como mis- ma ocupación y misma actividad</i>	<i>Datos de la ENEU, mismo empleo como misma ocupación, mis- ma actividad, mismas prestaciones y mismo tipo de establecimiento</i>	<i>IMSS^a</i>
Corr(sesgo, π)	0.16	0.0416	-0.20
Corr(media-mediana, π)	-0.62	-0.6326	-0.50
Corr(<i>LSW</i> , π)	-0.58	-0.7076	-0.16
<i>n</i> -kahn	-11.01	-13.97	-52.00
<i>z</i> -kahn	3.58	-3.61	11.00
Promedio sesgo	-9.91	-8.64	0.72
Promedio media-mediana	0.12	-0.14	0.04
Promedio <i>LSW</i>	5.91	5.69	24.68
Obs. de rigidez salarial	7.60	7.72	8.40
Obs. de reducción salarial	22.40	22.31	21.12

^a FUENTE: Castellanos, García Verdú y Kaplan (2004).

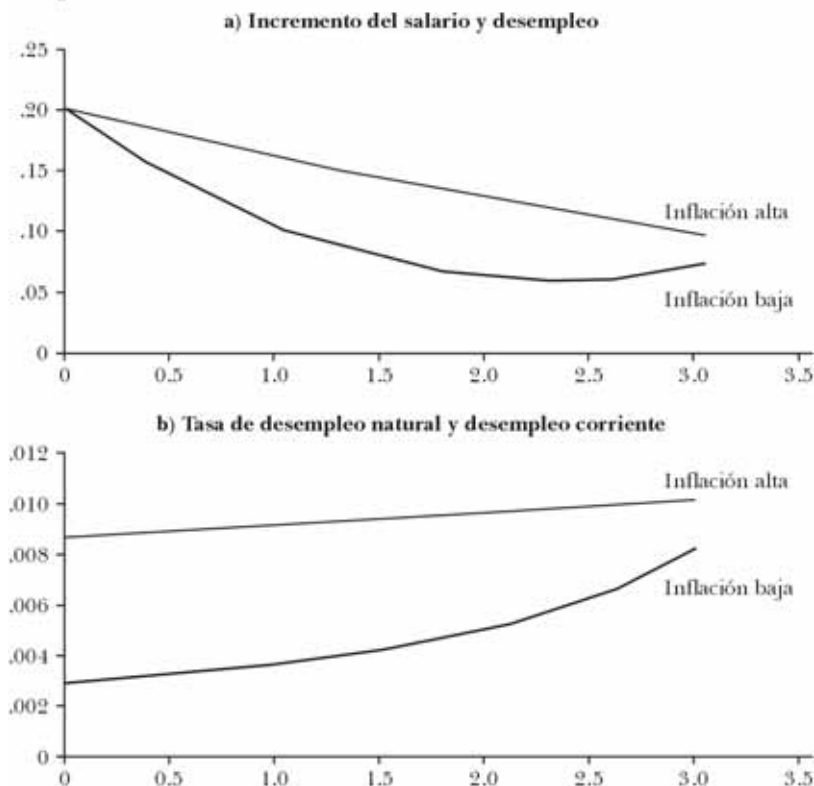
4. Algunas consideraciones sobre la medición de costos en empleo de la RBSN y el acertijo micro-macro económico

Una vez que se ha determinado el costo salarial de la RBSN, la siguiente pregunta es si tal costo repercute en la tasa de desempleo. Para Estados Unidos algunos autores han entrado que si bien puede haber rigideces salariales importantes, estas parecen no reflejarse en el desempleo. Este hallazgo ha sido denominado como acertijo micro-macro económico. Una manera sencilla para obtener una respuesta a esta pregunta, explorada por Lebow, Saks y Wilson (1999), es mediante la curva de Phillips. Estos autores proponen que al combinar una curva de Phillips convencional, $w_t = a + \pi_t^E + y_t + \beta U_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$ (donde w_t es el cambio salarial observado, π_t^E es la inflación esperada, y_t es la tendencia de crecimiento de la productividad, U_t es la tasa de desempleo y Z_t son otras variables, mientras que a , β y γ son los parámetros a estimar) con una ecuación que relaciona la inflación observada con el cambio salarial y la tendencia de crecimiento de la productividad, $\pi_t = w_t + y_t$, puede obtenerse una expresión de la tasa de desempleo natural que es igual a una función constante a través del tiempo de los parámetros estimados (en ausencia de errores en expectativas y de otras perturbaciones), $NAIRU = a/\beta$. También es posible escribir una curva de Phillips congruente con la existencia de RBSN, si se supone que el cambio salarial en ausencia de rigideces es una función lineal del cambio salarial observado y de un costo salarial positivo, $w_t^R = w_t + \alpha_b$ y se reescribe la ecuación de la curva de Phillips como $w_t = a + \alpha_t + \pi_t^E + y_t + \beta U_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$. De la expresión anterior se puede derivar una tasa de desempleo natural que varía a través del tiempo en función del costo salarial, $NAIRU^R = (a + \alpha_t)/\beta$. Además, se puede calcular el cambio en la $NAIRU_t^R$ asociado a una disminución de la inflación del nivel j al nivel i , $\Delta_i^j \equiv NAIRU_t^{Ri} - NAIRU_t^{Rj} = (\alpha_t^i - \alpha_t^j)/\beta$.

Altonji y Devereaux (1999) también abordan el análisis de los efectos de la RBSN en empleo. Su modelo considera los efectos en la estructura de salarios y distintos aspectos del empleo como el número de despidos, renunciaciones y promociones. Si bien la ENEU proporciona alguna información sobre si los cambios en el empleo son voluntarios o involuntarios, debido a que Altonji y Devereaux califican sus estimaciones como demasiado imprecisas para ser concluyentes decidimos emplear el método más sencillo.

Utilizamos una especificación de la curva de Phillips convexa, cuya convexidad aumenta en períodos de baja inflación

GRÁFICA VII. LA CURVA DE PHILLIPS CONVEXA PARA INFLACIÓN ALTA Y BAJA



(gráfica VII). Las estimaciones con esta especificación convexa parecen ajustar bien los datos. Se observa que el coeficiente asociado al costo salarial, cuando no se restringe a que sea uno, permanece negativo y estadísticamente significativo en todos los casos. Los efectos sobre la tasa de desempleo natural continúan siendo moderados para el grupo de trabajadores más amplio que para los más desagregados, tanto en períodos de alta como de baja inflación. Este resultado apoya la explicación de la discrepancia en el nivel de agregación utilizado para el análisis al acertijo micro-macroeconómico: se observa que al considerar grupos de trabajadores más acotados se obtienen mayores efectos en el empleo (cuadros 13 y 14).³⁵

³⁵ Cabe mencionar que los cálculos que corresponden a tasas de inflación menores a 10% coinciden en magnitud con los Lebow, Saks y Wilson (1999) reportan para Estados Unidos con valores de n iguales a -0.30 y a -0.47 y tasas de inflación en el mismo intervalo considerado en el presente análisis. Esto refuerza la hipótesis de

CUADRO 13. COSTOS LABORALES DE RBSN PARA DIFERENTES GRUPOS DE TRABAJADORES SALARIALES DURANTE AÑOS DE BAJA INFLACIÓN ($U = 1$ por ciento)

<i>Grupo</i>	<i>Aumento en la NAIRU en un modelo simple generado reduciendo inflación de:</i>				
	<i>18.5 a</i> <i>13.5</i>	<i>13.5 a</i> <i>8.5</i>	<i>8.5 a</i> <i>4.5^a</i>	<i>4.5 a</i> <i>3^a</i>	<i>3 a 0^a</i>
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal ^b	5.01	6.45	8.58	3.95	10.80
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal en empresas de más de 250 trabajadores	8.57	21.55	13.96	6.43	17.55
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal en empresas ind., comer., o de serv. con más de 250 trabajadores	8.17	13.15	11.16	5.14	14.04

^a Costo salarial se pronostica por regresiones OLS con una constante y el costo salarial mediano elevado a la potencia 1/2. ^b Coeficiente de desempleo es estadísticamente no significativo en los niveles convencionales

CUADRO 14. COSTOS LABORALES DE RBSN PARA DIFERENTES GRUPOS DE TRABAJADORES SALARIALES DURANTE AÑOS DE BAJA INFLACIÓN ($U = 2$ por ciento)

<i>Grupo</i>	<i>Aumento en la NAIRU en un modelo simple generado reduciendo inflación de:</i>				
	<i>18.5 a</i> <i>13.5</i>	<i>13.5 a</i> <i>8.5</i>	<i>8.5 a</i> <i>4.5^a</i>	<i>4.5 a</i> <i>3^a</i>	<i>3 a 0^a</i>
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal ^b	15.04	19.36	25.75	11.85	32.39
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal en empresas de más de 250 trabajadores	-4.29	-10.78	-6.98	-3.21	-8.78
Trabajadores que no cambian de trabajo en el sector formal en empresas ind., comer., o de serv. con más de 250 trabajadores	8.17	13.15	11.16	5.14	14.04

^a Costo salarial se pronostica por regresiones OLS con una constante y el costo salarial mediano elevado a la potencia 1/2. ^b Coeficiente de desempleo es estadísticamente no significativo en los niveles convencionales.

que si existe un acertijo micro-macroeconómico en los costos de RBSN para México, éste depende del grado en que los costos salariales contribuyen al desempleo.

IV. ALGUNAS CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

El presente análisis muestra que la RBSN es menos importante en el caso de México que en países industrializados. Al dividir los trabajadores asalariados entre sector formal y sector informal se detecta una ligeramente mayor RBSN en el primer grupo que en el segundo, sin importar la permanencia en el trabajo. Cuando la atención se centra en grupos más específicos de trabajadores asalariados en el sector formal, se detecta mayor RBSN en la actividad manufacturera que en las de comercio, construcción y servicios. También se detecta mayor RBSN entre el subconjunto de ellos que trabaja en empresas grandes. Este último resultado coincide con opiniones sobre las rigideces que pueden producir las grandes burocracias o los sindicatos que prevalecen más con frecuencia en grandes empresas que en el resto, el grado de cumplimiento de la ley y el grado de la integración a los mercados internacionales. Cabe señalar que este grupo concentra un porcentaje importante de los trabajadores asalariados que se emplean en el sector formal durante el período del análisis. Es importante enfatizar que debido a algunas desventajas para la medición de RBSN que se desprenden de errores de medición o de redondeo, que son más comunes en encuestas de hogares que en encuestas a empresas o sindicatos, las estimaciones presentes deben interpretarse como un límite mínimo a las RBSN que existen en México.

Con respecto al acertijo micro-macroeconómico concerniente a las RBSN, en el cual se detectan RBSN sustanciales a nivel macroeconómico pero no se detectan efectos sustanciales correspondientes en las variables macroeconómicas, los resultados para México apoyan una explicación basada en la discrepancia de niveles de agregación entre las variables comparadas. Ello, debido a que el análisis de costo en empleos produce resultados más coherentes cuando se consideran grupos de trabajadores más agregados que menos agregados. Este resultado también es acorde con estimaciones realizadas para Estados Unidos.³⁶ Estos resultados tienen sentido porque a medida que se consideran grupos específicos no se capta apropiadamente el papel que tiene el cambio de un sector a otro en el empleo agregado. Esto sugiere la necesidad de abordar la relación entre RBSN, dinámica de salarios y dinámica de empleos mediante un modelo con varios sectores.

Por otro lado, las interpretaciones sobre el intercambio entre

³⁶ Lebow, Saks y Wilson (1999).

la inflación y el empleo requieren datos a largo plazo con tasas de inflación bajas, Así que extendiendo las inferencias basadas en los datos de períodos con inflación moderada a períodos con la inflación baja supone que las empresas no adaptarán sus reglas fijadas sobre el salario a las nuevas circunstancias, que es un supuesto discutible con la consecuencia de sobre-predecir el grado al cual las reducciones salariales se deben observar en la etapa de inflación baja. Esta es una razón adicional para tomar con reserva las estimaciones de los costos de empleo.

La existencia de perturbaciones en la productividad a nivel regional o sectorial sugiere que la información individual pueda no ser suficiente para determinar si la existencia y extensión de la RBSN es importante. Por lo tanto, puede ser beneficioso complementar los resultados actuales con más evidencia en el nivel de la región o del sector. Para ello, podrían aprovecharse predicciones específicas sobre la curva de Phillips a nivel regional o industrial.³⁷

Apéndice

CUADRO A. 1. RBSN POR DIFERENTES DIVISIONES DE ACTIVIDAD ECONÓMICA DE TRABAJADORES ASALARIADOS DEL SECTOR FORMAL (en porcentajes)

<i>División de actividad económica</i>	<i>n</i>	<i>z</i>	<i>% en 2000:01</i>
Productos Alimenticios, Bebidas y Tabaco	-12.79	-3.34	3.19
Textiles, Prendas de Vestir e Industria del Cuero y del Calzado	17.00	-1.58	4.39
Industria y Productos de la Madera	N. A.	N. A.	0.52
Papel, Productos de Papel, Imprenta y Editoriales	-28.16	-7.07	1.12
Sustancias Químicas, Derivados del Petróleo, Productos de Caucho y Plástico	2.31	-3.13	1.21
Industria de Minerales No Metálicos, excepto derivados del Petróleo y del Carbón	6.21	-1.86	0.9
Industria Metálicas Básicas	-19.77	-6.34	0.78
Productos Metálicos, Maquinaria y Equipo	-11.29	-3.29	8.83
Construcción	-14.74	-5.27	2.37
Electricidad, Gas y Agua Potable	34.01	-3.83	1.72
Comercio, Restaurantes y Hoteles	-27.74	-3.89	19.52
Transporte, Almacenamiento y Comunicaciones	-5.11	-2.039	5.6
Servicios Financieros, Seguros y Bienes Inmuebles	N. A.	N. A.	1.29
Servicios Comunales, Sociales y Personales	-16.12	-4.64	47.48

³⁷ Véase Shea (1997) para más detalles.

CUADRO A. 2. RBSN ENTRE DIFERENTES GRUPOS OCUPACIONALES DE TRABAJADORES ASALARIADOS DEL SECTOR FORMAL (en porcentajes)

<i>Grupo ocupacional</i>	<i>n</i>	<i>z</i>	<i>% en 2001:01</i>
Profesionistas	-23.81	-4.43	6.64
Técnicos	-5.14	-3.81	5.6
Trabajadores de la Educación	-27.11	-5.45	15.68
Trabajadores del Arte, Espectáculos y Deportes	928.88	-0.65	0.26
Funcionarios y Directivos de los Sectores Público, Privado y Social	9.56	-2.47	2.93
Trab. en act. Agrícolas, Ganaderas, Silvícolas y de Caza y Pesca	9.56	-2.47	0.13
Jefes, Supervisores y ot. Trab. de control en la Fabricación Artesanal e Ind. y en Act. de Rep. y Man.	-47.68	-3.83	3.66
Artesanos y Trab. Fabriles en la Ind. de la Transf. y Trab. en Act. de Rep. Y Man.	-23.81	-5.54	8.62
Operadores de Maq Fija de Mov Continuo y Eq en el Proceso de Fabricación Industrial	-3.48	-2.57	9.09
Ayudantes, Peones y Sim en el Proceso de Fab Artesanal e Industrial y en Act de Rep y Man	-3.48	-2.57	2.63
Conductores y Ayudantes de Conductores de Maquinaria Móvil y Medios de Transporte	12.98	-3.47	3.75
Jefes de Departamento, Coordinadores y Supervisores en Actividades Administrativas y de Servicios	3.19	-3.71	4.22
Trabajadores de Apoyo en Actividades Administrativas	-16.34	-4.83	14.43
Comerciantes, Empleados de Comercio y Agentes de Ventas	-39.05	-3.97	7.84
Trabajadores en Servicios Personales en Establecimientos	5.08	-3.44	8.75
Trabajadores en Servicios Domésticos	-58.67	-8.85	0.3
Trabajadores en Servicios de Protección y Vigilancia y Fuerzas Armadas	-12.24	-3.46	5.47

BIBLIOGRAFÍA

- Agell, J., y P. Lundborg (2003), "Survey Evidence on Wage Rigidity and Unemployment: Sweden in the 1990s", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, nº 1, pp. 15-29.
- Akerlof, G. A., W. T. Dickens y G. L. Perry (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1.
- Altonji, J., y P. Devereaux (1999), *The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, julio (Working Paper, nº 7234).
- Baddeley, M., Martin, R. y P. Tyler (2000), "Regional Wage Ri-

- gidity: The European Union and the United States Compared”, *Journal of Regional Science*, vol. 40, n° 1, pp. 115-42.
- Beyer, A., y R. E. A. Farmer (2001), *Natural Rate Doubts*, texto mimeografiado, European Central Bank y UCLA Department of Economics, septiembre.
- Biessinger, T., y C. Knoppik (2001), “Downward Nominal Rigidity in West-German Earnings 1975-1995”, *German Economic Review*, vol. 2, n° 4, pp. 385-418.
- Blinder, A., y D. Choi (1990), “A Shred of Evidence on Theories of Wage Stickiness”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, pp. 759-89.
- Botero, J., S. Djankov, R. La Porta, F. López-de-Silanes y A. Shleifer (2004), “The Regulation of Labor”, *Quarter Journal of Economics*, noviembre.
- Budar, O., y R. García Verdú (2003), *A Dynamic Model of Formal and Informal Aggregate Labor Force Participation*, texto mimeografiado, Banco de México, mayo.
- Card, D., y D. Hyslop (1997), “Does Inflation “Grease the Wheels of the Labor Market?””, en Christina Romer y David Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, v. 30, National Bureau of Economic Research (Studies in Business Cycles).
- 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, pp. 507-33.
- Christofides, L. N., y M. T. Leung (2003), “Nominal Wage Rigidity in Contract Data: A Parametric Approach”, *Economica*, vol. 70, pp. 619-38.
- Cortázar, R. (1997), “Chile: The Evolution and Reform of the Labor Market”, en S. Edwards y N. C. Lustig (eds.), *Labor markets in Latinamerica. Combining Social Protection with Market Flexibility*, cap. 8, Brookings Institution Press, Washington, D. C.
- Crawford, A., y G. Wright (2001), *Downward Nominal-Wage Rigidity: Micro Evidence from Tobit Models*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 7).
- Decressin, A., y J. Decressin (2002), *On Sand and the Role of Grease in Labor Markets: How Does Germany Compare?*, FMI (Working Paper, n° 164).
- Dwyer, J., y K. Leong (2000), *Nominal Wage Rigidity in Australia*, Reserve Bank of Australia, Economic Research Department, noviembre (Research Discussion Paper, n° 08).
- Ericsson, N. R., y J. S. Irons (1994), “The Lucas Critique in

- Practice: Theory Without Empirical Basis”, en Kevin D. Hoover (ed.), *Macroeconometrics: Development, Tensions and Prospects*, Kluwer Academic Publishers, Washington.
- Estevao, M., y B. A. Wilson (1998), *A Note on Nominal Wage Rigidity and Real Wage Cyclicalilty*, Junta de Gobernadores, del Sistema Federal de Reserva, 29 de abril.
- Farès, J., y S. Hogan (2000), *The Employment Costs of Downward Nominal-Wage Rigidity*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 1).
- Faruqui, U. A. (2000), *Employment Effects of Nominal-Wage Rigidity: An Examination Using Wage-Settlements Data*, Banco de Canadá (Working Paper, n° 14).
- Fischer, S. (1996), “Robert Lucas Nobel Memorial Prize”, en *Goals, Scandinavian Journal of Economics*, vol. 98, n° 1.
- Forteza, A., y M. Rama (2002), *Labor Market ‘Rigidity’ and the Success of Economic Reforms Across more than One Hundred Countries*, texto mimeografiado, Universidad de la República, Uruguay, y Banco Mundial.
- García Verdú, R. (2004), *El sector informal de la economía en México*, texto mimeografiado, Banco de México.
- Kahn, S. (1997), “Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata”, *American Economic Review*, vol. 87, n° 5, diciembre, pp. 993-1008.
- Kandil, M. (2000), *Wage Flexibility and Economic Performance: Evidence Across Industrial Countries*, FMI (Working Paper, n° 137).
- Kaplan, David S., Gabriel Martínez y Raymond Robertson (2003a), *Worker- and job-flows in Mexico*, texto mimeografiado, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D. C.
- Kaplan, David S., Gabriel Martínez y Raymond Robertson (2003b), *Employment Displacement Costs in Developing Countries: Evidence from Mexico*, texto mimeografiado, Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D. C.
- Knoppik, C., y T. Beissinger (2005), *Downward Nominal Wage Rigidity in Europe: An Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994-2001*, texto mimeografiado, Universidad de Regensburg.
- 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, Banco de Japón, junio (Discussion Paper, n° 2003-E-3).
- Lebow, D. E., R. E. Saks y B. A. Wilson (1999), *Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from the Employment cost Index*,

- Junta de Gobernadores, del Sistema Federal de Reserva, julio.
- Lebow, D. E., Stockton, D. J. y W. L. Wascher (1995), *Inflation, Nominal Wage Rigidity, and the Efficiency of Labor Markets*, Junta de Gobernadores, del Sistema Federal de Reserva, octubre (Finance and Economics Discussion Paper, nº 94095).
- Maloney, William (1999), "Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico", *The World Bank Economic Review*, vol. 13, nº 2, pp. 275-302.
- McLaughlin, K. J. (1994), "Rigid Wages?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, pp. 383-414.
- McLaughlin, K. J. (1999), "Are Nominal Wage Changes Skewed Away From Wage Cuts?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 18, nº 3, mayo-junio.
- Pessino, C. (1997), "Argentina: The Labor Market during the Economic Transition", en S. Edwards y N. C. Lustig (eds.), *Labor markets in Latinamerica. Combining Social Protection with Market Flexibility*, cap. 6, Brookings Institution Press, Washington D. C.
- Schneider, Frederich (2002), *Size and Measurement of the Informal Economy in 110 Countries Around the World*, texto mimeografiado, Johannes Kepler Universidad de Linz, julio.
- Shea, J. (1997), "Comment", en Christina Romer y David Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, National Bureau of Economic (Research Studies in Business Cycles, v. 30).
- Smith, J. C. (2000), "Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom", *The Economic Journal*, vol. 110, marzo, pp. 176-195.
- Wilson, B. A. (2002), *Wage Rigidity: A Look Inside the Firm*, Junta de Gobernadores, del Sistema Federal de Reserva, 28 de febrero.

Osmani T. de C. de Guillén
Carlos Hamilton V. Araújo

Tasas de cupón de cambio en Brasil: componentes de corto y largo plazos

I. INTRODUCCIÓN

La tasa de interés es el precio más importante del sistema económico, razón por la cual las diversas facetas de su evolución temporal interesan asimétricamente a los agentes. Los administradores de cartera, en general, están interesados en activos con menores plazos de maduración y, por consiguiente, en conocer el comportamiento a corto plazo de la tasa de interés. A su vez, los planificadores y banqueros centrales tienen sus preocupaciones centradas en la fijación/o el fortalecimiento de las bases para el crecimiento sustentable de la economía y, en consecuencia, conocer el comportamiento a largo plazo de la tasa de interés. En línea con los diferentes intereses, una parte de la literatura [Campbell Shiler (1983, 1991)] hace hincapié en los movi-

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de O. T. de C. de Guillén y C. H. V. Araújo, ambos investigadores, del Departamento de Estudios e Investigaciones, del Banco Central de Brasil, que fue presentado en la IX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales, auspiciada por el Banco Central de Costa Rica y el CEMLA, celebrada en San José, del 1-3 de noviembre de 2004. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de João Víctor Issler, Marcelo Fernandes, Ilan Goldfajn y Farshid Vahid, así como la asistencia de su colega Ricardo dos Santos, en la recabación de datos para las series estudiadas. Correos electrónicos: osmani.guillen@bcb.gov.br y carlos.araujo@bcb.gov.br.

mientos a lo largo de la Estructura a Término de la Tasa de Interés (ETTJ). Al investigar las relaciones entre tasas de corto y largo plazo, el enfoque busca esencialmente identificar en qué nivel se encontrará, en fecha futura, la tasa de interés de corto plazo,¹ lo que sin duda despierta un mayor interés por parte de los inversores individuales, cuyas acciones son bastantes influenciadas por las oportunidades de arbitraje entre maduraciones distintas. Otra parte de la literatura [Feldestein y Eckstein (1970), Mehra (1994)] estudia los fundamentos, y procura identificar qué variables macroeconómicas determinarían dislocaciones de la ETTJ, lo que suscitaría más interés de parte de los formuladores de política.

El proceso de integración que atravesaron las economías emergentes a lo largo de la última década difundió la práctica de la medida de la tasa de interés en moneda externa (cupón de cambio). Teniendo en cuenta los movimientos del tipo de cambio entre la moneda interna y la moneda externa, los participantes en el mercado recurren a una variante de las ecuaciones de paridad de intereses. Teniendo también como telón de fondo las condiciones de paridad, la propuesta de este trabajo, y la utilización de un modelado de múltiples variaciones para analizar las tres series de cupón de cambio [Prima Descubierta de Intereses (PDJ)], *Swap* Cambiario, y la Prima del *Bono de Capitalización* (Bono-C), nuestros respectivos factores permanentes (de baja frecuencia o tendencia hacia ello) es transitorio el ciclo de alta frecuencia. En esa forma, el trabajo aporta su contribución en el sentido de medir, simultáneamente, el componente que más interesa al formulador de política (el factor permanente) o que más interesa al *trader* (el factor transitorio).

En principio, las tres medidas de retorno podrían representar componentes comunes, dado que, en las operaciones de arbitraje en el mercado internacional, la tasa de retorno de un contrato de *swap* cambiario sería un *proxy* (sustituto) del costo de oportunidad asociado a la compra de un Bono-C, y viceversa.² Por otra parte, en una operación de arbitraje en el mercado brasileño, el PDJ sería un *proxy* del costo de oportunidad, aso-

¹ En una perspectiva econométrica, el enfoque evaluaría en qué medida el *spread* (diferencial) entre las tasas de largo y corto plazo sería una estimación no autorizada de la variación en la tasa de corto plazo.

² A título de ilustración, admitiendo que un investigador internacional haya decidido conformar su cartera incluyendo títulos de responsabilidad de agentes brasileños (asumir el riesgo Brasil), podría hacerlo por medio de la compra de Bonos-C en el mercado estadounidense o de la compra de títulos con cláusula de corrección cambiaria en el mercado brasileño.

ciado a la compra de un contrato de *swap* cambiario y viceversa. Además, en un contexto microfundamentado [véase Hansen y Jagannathan (1991)], pueden establecerse los contornos de una economía en la cual está garantizada la existencia de un factor común al retorno de instrumentos financieros: "factor estocástico de descuento". De esta manera se puede establecer que las tres series mantendrían vínculos o estarían expuestas al mismo entorno general (a los mismos choques), o que según Proietti (1997), haría que la aplicación del modelado de variedad unitaria condujera a resultados inferiores a los ofrecidos por el modelado de variedad múltiple.

Además de esta introducción, el plan del texto comprende cuatro secciones. En la sección II, con base en Hansen y Jagannathan (1991) justificamos la existencia del factor estocástico de descuento, de la misma manera que presentamos sucintamente una introducción de las restricciones de co-movimientos en modelos dinámicos. A continuación caracterizamos la metodología desarrollada por Vahid y Engle (1993), así como la correspondiente a Proietti (1997), ambas destinadas al análisis de un vector de series de tiempo en tendencia y ciclo. En la sección III se describen las series de tiempo objeto del trabajo. En la sección IV se hacen constar los resultados encontrados en las respectivas interpretaciones y análisis. Por último, se presentan las consideraciones finales.

II. RESUMEN TEÓRICO DE LA METODOLOGÍA UTILIZADA

Sin pretender agotar el tema, en esta sección inicialmente seguimos a Hansen y Jagannathan (1991), a fin de demostrar en qué circunstancias está garantizada la existencia del factor común (factor estocástico de descuento), entre los retornos de los activos de la economía.³ Acto seguido, introducimos un caso particular de función de utilidad en la metodología de Hansen y Jagannathan (1991), artificio que permite indicar que el retorno de un activo cualquiera se divide en un componente estacionario (el factor estocástico de descuento), y un componente no estacionario, denominado en la literatura $I(1)$ un proceso integrado de primer orden. En tercer lugar, pasaremos a ocuparnos del tratamiento econométrico dado a la cuestión. Específicamente, describiremos una tecnología adecuada a la de las series de descomposición del retorno, objeto de análisis en la eta-

³ Sobre el factor estocástico de descuento, ver también Cochrane (2001).

pa empírica del trabajo. Después se pasa a la descripción de las restricciones de co-movimiento y de la propia descomposición de la tendencia-ciclo.⁴ En seguida se presenta una versión multivariable de la descomposición tendencia-ciclo de Beveridge-Nelson (1981), y se discuten los efectos de la introducción de restricciones de cointegración o de ciclos comunes en vectores autorregresivos (VAR). Hecho eso, examinaremos la metodología de Vahid y Engle (1992),⁵ que sistematiza la operación del proceso de descomposición de un vector de series de tiempo en tendencia y ciclo. Por último, dado que la aplicabilidad de esta técnica se restringe al caso particular en que la suma del número de tendencias y de ciclos comunes se iguala al número de series de tiempo implicadas en el análisis, presentaremos una metodología de Proietti (1997), que tiene aplicación más amplia.

1. El factor estocástico de descuento

Cochrane (2001) sugiere que la fórmula básica de apreciación de activos puede ser escrita como se señala en la siguiente ecuación:

$$(1) \quad \frac{p_t}{\Pi_t} = E_t \left[\left(\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right) \frac{x_{t+1}}{\Pi_{t+1}} \right], \#$$

donde: *i*) p_t representa el precio en el periodo t , en unidades de moneda corriente del activo, cuyo *payoff* o finiquito en el periodo t y $t+1$ es x_{t+1} , medido en unidades de moneda corriente; *ii*) c_t es c_{t+1} y representan respectivamente el consumo en los periodos t y $t+1$; *iii*) β representa el factor de descuento subjetivo; y *iv*) Π_t y Π_{t+1} representan respectivamente el nivel de precios en los periodos t y $t + 1$. Una vez que p_t y Π_t son mensurables:

$$(2) \quad 1 = E_t \left[\left(\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right) \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+1}} \frac{x_{t+1}}{p_t} \right] = E_t \left[m_{t+1} \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+1}} R_{t+1} \right],$$

⁴ Para una discusión pormenorizada sobre los co-movimientos (tendencias y ciclos comunes) véase, por ejemplo, Engle y Granger (1987), Engle y Kocicki (1993) o Vahid y Engle (1997). Para una sobre representación dinámica de los datos ver, por ejemplo, Stock y Watson (1998), Vahid y Engle (1993) o Engle e Issler (1995).

⁵ Ese instrumento proporciona ventajas de eficiencia con relación al Modelo Patrón de Corrección de Errores (VECM) [véase Engle y Granger (1987)], a lo cual la literatura ha recurrido para separar componentes de alta y baja frecuencia de las tasas de largo plazo [Mehra (1994) y Orr *et al.* (1995)].

donde $m_{t+1} = \left(\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \right)$ representa el “factor estocástico de des-

cuento” y $R_{t+1} = \frac{x_{t+1}}{p_t}$ el retorno bruto del activo. Como el factor estocástico de descuento puede ser obtenido exclusivamente a partir de datos de retornos de la economía [véase Hansen y Jagannathan (1991)], una vez más la fórmula general (1) puede ser refinada, de modo que la apreciación de los activos de una economía serían dados por:

$$(3) \quad 1 = E_t \left[m_{t+1} \frac{r_{t+1}^i}{j_{t+1}} \right], \quad i = 1, \dots, N \quad \#\#$$

donde: *i*) r_{t+1}^i representa el retorno nominal en $t+1$ del i -ésimo activo de la economía; *ii*) m_{t+1} es el factor estocástico de descuento en $t+1$; *iii*) j_{t+1} representa la inflación en $t+1$, es decir, $j_{t+1} = \Pi_{t+1}/\Pi_t$; *iv*) E_t es la esperanza condicional en el periodo t ; y *v*) N es el número de activos de la economía.

Si utilizamos la hipótesis de que los componentes de la ecuación (3) son log normales y tomamos el logaritmo de (3), obtenemos:

$$(4) \quad 0 = E_t \left[\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1} + \ln r_{t+1}^i \right] + \frac{1}{2} E_t \left[\{ \ln m_{t+1} - E_t[\ln m_{t+1}] - \right. \\ \left. - (\ln j_{t+1} - E_t[\ln j_{t+1}]) + \ln r_{t+1}^i - E_t[\ln r_{t+1}^i] \}^2 \right]$$

Si definimos:

$$\omega_{m,t+1}^2 = E_t[\ln m_{t+1} - E_t[\ln m_{t+1}]]^2, \quad \#$$

$$\omega_{j,t+1}^2 = E_t[\ln j_{t+1} - E_t[\ln j_{t+1}]]^2, \quad \#$$

$$\omega_{r,t+1}^2 = E_t[\ln r_{t+1}^i - E_t[\ln r_{t+1}^i]]^2, \quad \#$$

$$\omega_{mj,t+1} = E_t[\ln m_{t+1} - E_t[\ln m_{t+1}]] [\ln j_{t+1} - E_t[\ln j_{t+1}]], \quad \#$$

$$\omega_{mr,t+1} = E_t[\ln m_{t+1} - E_t[\ln m_{t+1}]] [\ln r_{t+1}^i - E_t[\ln r_{t+1}^i]] \quad \text{y}$$

$$\omega_{jr,t+1} = E_t[\ln j_{t+1} - E_t[\ln j_{t+1}]] [\ln r_{t+1}^i - E_t[\ln r_{t+1}^i]], \quad \#$$

podemos reescribir la ecuación (4) como (5):

$$(5) \quad 0 = E_t[\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1} + \ln r_{t+1}^i] + \\ + \frac{1}{2} (\omega_{m,t+1}^2 + \omega_{j,t+1}^2 + \omega_{r,t+1}^{2-\omega_{mj,t+1}} + 2(-\omega_{mj,t+1} + \omega_{mr,t+1} - \omega_{jr,t+1}))$$

o si hacemos:

$$\ln \Theta_{t+1}^i = \frac{1}{2}(\omega_{m,t+1}^2 + \omega_{j,t+1}^2 + \omega_{r,t+1}^2 + 2(-\omega_{mj,t+1} + \omega_{mr,t+1} - \omega_{jr,t+1}))$$

obtenemos:

$$(6) \quad \ln r_{t+1}^i = -(\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1}) - \ln \Theta_{t+1}^i + \varepsilon_{t+1}^i,$$

donde $E_t[\varepsilon_{t+1}^i] = 0$.

En la ecuación (6) comprobamos la existencia de un componente común, $(\ln m_{t+1} - \ln j_{t+1})$, entre los retornos nominales de cada activo de la economía.

La descomposición del retorno nominal de activos de una economía en componentes de corto y largo plazo puede ser estudiada en el contexto de las restricciones de los comovimientos en modelos dinámicos. En la próxima subsección discutiremos brevemente una teoría subyacente acerca de esta cuestión.

2. Restricciones de co-movimientos en modelos dinámicos

Asumimos que y_t es un vector de dimensión n , de variables no estacionarias e integradas de orden uno $[I(1)]$, en cuya representación de Wold $[MA(\infty)]$ o dada por:

$$(7) \quad \Delta y_t = C(L)\varepsilon_t,$$

donde $C(L)$ es una matriz de polinomios de diferencias, con $C(0) = I_n, \sum_{j=0}^{\infty} \|C_j\| < \infty$.

El vector ε_t tiene la dimensión $n \times 1$ y representa un error de previsión linear, un paso al frente, en las variables pertenecientes al vector y_t , dadas las informaciones de sus desfases. Recurriendo a la Teoría de los Polinomios, la rescribimos (7) como:

$$(8) \quad \Delta y_t = C(1)\varepsilon_t + \Delta C^*(L)\varepsilon_t,$$

donde $C_i^* = \sum_{j=i+1}^{\infty} -C_j$ todo i e, en particular, $C_0^* = I_n - C(1)$. Integrando ambos lados de (8) llegamos a:

$$(9) \quad y_t = C(1)\sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L)\varepsilon_t.$$

La ecuación (9) es una representación de la versión múltiple de la descomposición tendencia-ciclo de Beveridge-Nelson (1981). En este procedimiento, las series pertenecientes al vector y_t son, al mismo tiempo, descompuestas en dos partes: i) una

suma de pasos aleatorios (llamada de “tendencia”); y *ii*) un proceso estacionario (llamado de “ciclo”). Podemos definir que las n variables apiladas en el vector y_t compartirán tendencias estocásticas comunes (o cointegradas) si existen r vectores linealmente independientes, $r < n$, apilados en la matriz α' , de dimensión $r \times n$, con la propiedad $\alpha' C(1) = 0$. De otra parte, las variables n apiladas en el vector y_t compartirán ciclos comunes si existen s vectores linealmente independientes, $s \leq n - r$, apilados en la matriz ϕ , de dimensión $s \times n$, con la propiedad $\phi C^*(L) = 0$. Los vectores α'_i y ϕ_j con $1 \leq i \leq r$ y $1 \leq j \leq s$, son respectivamente denominados vectores de cointegración y vectores de ciclos comunes. Notemos, por lo demás, que las propiedades de cointegración y de ciclos comunes, en este orden, nada más representan qué restricciones se hallan en los elementos de las matrices polinomiales $C(1)$ y $C^*(L)$.

3. Co-movimientos y la representación autorregresiva

Discutiremos a continuación los efectos de las restricciones de cointegración o de ciclos comunes sobre la representación autorregresiva de las series de tiempo. En ese sentido, admitimos que las series n apiladas en el vector y_t son generadas por un proceso vectorial autorregresivo (VAR) conforme aparece abajo:

$$(10) \quad y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t.$$

Desde que los elementos de y_t se cointegran, el Teorema de Representación de Granger nos permite sustituir al sistema (10) por un Modelo Patrón de Corrección de Errores (VECM), conforme se observa abajo:

$$(11) \quad \Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \gamma \alpha' y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

En (11): *i*) γ y α son matrices de dimensión $n \times r$ y posterior a r (una dimensión del espacio de cointegración); *ii*) $\gamma \alpha' = -(I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i)$; y *iii*) $\Gamma_j^* = -\sum_{i=j+1}^p \Gamma_i$, $j = 1, \dots, p - 1$. Dicho esto cabe destacar que la restricción de cointegración implica que la matriz $I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i$ tiene un puesto menor que n y que (11) incluye parsimoniosamente (10).⁶

⁶ Conocidos los vectores de cointegración, las representaciones VECM o VAR poseen, respectivamente, los parámetros $n^2(p - 1) + n \cdot r$ y $n^2 \cdot p$ por ser estimados. Así, desde que $r < n$, en la primera representación existen $n \cdot (n - r)$ parámetros menos. Por otro lado, llevando la cuenta de los parámetros libres en el vector de cointegra-

Otro perfeccionamiento presentado por la literatura se refiere a las situaciones en que las series compartirán ciclos comunes. En este contexto, Vahid y Engle (1993) demostraron que la representación dinámica de y_t puede contener una restricción adicional. Para entender la manera en que eso acontece, llamemos ϕ_i al i -ésimo vector de ciclo común. Si apilamos todos esos vectores en una matriz ϕ de dimensión $s \times n$, esta matriz elimina toda correlación serial existente en Δy_t , o sea $\phi \Delta \phi \Delta y_t = \phi \varepsilon_t$. Entre tanto, una vez que los vectores de ciclos son identificables, podemos sin pérdida de generalidades normalizarlos, a fin de encontrar una submatriz de identidad de dimensión s [véase Vahid y Engle (1993) e Issler y Vahid (2001)], conforme aparecen abajo:

$$\phi = \begin{bmatrix} I_s \\ \phi_{(n-s) \times s}^* \end{bmatrix}$$

Considerando que en $\phi \Delta y_t = \phi \varepsilon_t$ existen s ecuaciones, que completan el sistema mediante la adición de las ecuaciones de un VECM sin restricciones para los elementos $n - s$ de Δy_t restantes obtenemos:

$$(12) \quad \begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ 0 & I_{n-s} \end{bmatrix}_{(n-s) \times s} \Delta y_t = \begin{bmatrix} 0 & & & \\ & s \times (np+r) & & \\ \Gamma_1^{**} & \dots & \Gamma_{p-1}^{**} & \gamma^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t,$$

donde Γ_i^{**} ; y γ^* representan participaciones de Γ_i^* y γ , respectivamente, corresponden a las ecuaciones inferiores $n - s$ de forma reducida del VECM.

$$vt = \begin{bmatrix} I_s & \phi^{*'} \\ 0 & I_{n-s} \end{bmatrix}_{(n-s) \times s} \varepsilon_t = \Theta \varepsilon_t,$$

Puede demostrarse que (12) incluye parsimoniosamente (11). Si Θ es invertible, será posible recuperar (11) de (12): la última representación posee $s(np + r) - s(n - s)$ menos parámetros a ser estimados.

4. Descomposición de tendencia-ciclo

En esta subsección abordamos dos procedimientos utilizados

ción, la representación VECM posee $n^2(p - 1) + 2n \cdot r - r^2$ parámetros, $(n - r)^2$ parámetros menos que en la representación VAR.

en este trabajo, reorientados a la descomposición de un vector de series de tiempo en tendencia y ciclo, metodología que ha sido desarrollada por Vahid y Engle (1993).

En la ecuación (9), consideramos el caso especial en que $n = r + s$ y:

$$y_t = C(1)\sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L)\varepsilon_t = \tau_t + c_t.$$

Ahora, apilando las que se transponen de las matrices de ciclos comunes y de cointegración obtenemos:

$$(13) \quad \begin{bmatrix} \phi' y_t \\ \alpha' y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' C(1)\sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} \\ \alpha' C^*(L)\varepsilon_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi' T_t \\ \alpha' C_t \end{bmatrix}.$$

Observemos que la matriz $A = \begin{bmatrix} \phi' \\ \alpha' \end{bmatrix}$ de dimensión $n \times n$ no se puede invertir, una vez que ocupa su puesto en plenitud. Dicho puesto partiendo las columnas de su inversa $A^{-1} = [\phi^- \ \alpha^-]$ y premultiplicando A por A^{-1} se obtiene la descomposición en tendencias y ciclos para las variables componentes del vector y_t , como se ve abajo:

$$(14) \quad y_t = A^{-1}Ay_t = \phi^-(\phi' y_t) + \alpha^-(\alpha' y_t),$$

En la expresión de arriba, $T_t = \phi^-\phi' y_t$ representa las tendencias; y $C_t = \alpha^-\alpha' y_t$ los ciclos. Digamos también que, como las tendencias y ciclos son combinaciones lineales de las variables que componen y_t , T_t es una combinación de dos ciclos comunes, mientras que C_t es una combinación de las relaciones de cointegración.

La ecuación (6) puede ser colocada en la misma línea de (14), es decir, en el retorno nominal y la descomposición en dos partes: *i*) una suma de pasos aleatorios (llamada de “tendencia”), representada por $\ln j_{t+1}$; y *ii*) un proceso estacionario (llamado de “ciclo”) representado por $\ln m_{t+1}$.

5. Descomposición de Proietti

Cuando la suma del número de ciclos comunes y de tendencias comunes es menor que la dimensión del sistema (número de series de tiempo), sólo queda recurrir a la solución de Vahid y Engle (1993) para la descomposición de un vector de series de tiempo. Como solución para el problema, Proietti (1997) deriva una expresión para los componentes no observados, en térmi-

nos de las matrices de *interim multiplier representation* de sistemas cointegrados.

De la ecuación (10), podemos escribir el modelo de corrección de error:

$$(15) \quad \Delta y_t = \Gamma_1^* \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-p} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T$$

donde $\Gamma_j^* = -I_n + \sum_{i=1}^j \Gamma_i$ y $\Pi = \sum_{i=1}^p \Gamma_i - In = \Gamma(1)$. Si el puesto Π es igual a r , $0 < r < n$, la matriz Π admite la factorización $\Pi = \gamma\alpha'$, donde α y γ son matrices de dimensión $n \times r$. Una ecuación (15) concebida como *interim multiplier representation* (representación multiplicadora interina) de un sistema cointegrado, nomenclatura adoptada por Hylleberg y Mizon (1989). Si se adopta la representación espacio-estado utilizada por Clemente y Mizon (1991), este modelo puede escribirse como:

$$(16) \quad \Delta y_t = Z f_t$$

y:

$$(17) \quad f_t = \Theta f_{t-1} + Z' \varepsilon_t$$

donde (16) es una ecuación con $Z = [I_N \ 0 \dots 0]$ y:

$$f_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-p} \end{bmatrix},$$

es un vector de dimensión $m = Np + r$. La ecuación (17) es una de transición, donde:

$$\Theta = \begin{bmatrix} \Gamma_1^* & \Gamma_2^* & \dots & \Gamma_{p-1}^* & -\gamma\alpha' & -\gamma \\ I_N & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_N & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \alpha' & I_r \end{bmatrix},$$

Esta representación será estable si los valores de las raíces del determinante de la ecuación $|I_m - \Theta_z|$ están fuera del círculo unitario.

Conforme a lo que se establece en Beveridge y Nelson (1981)

y Stock y Watson (1988), se ignoran las condiciones iniciales y los componentes deterministas, las series de vector y_t pueden ser descompuestas en una tendencia (T_t) y un componente cíclico (C_t), donde:

$$T_t = y_t + \lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l E_t [\Delta y_{t+i}]$$

$$C_t = -\lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l E_t [\Delta y_{t+i}] \#$$

Partiendo de la representación espacio-estado, podemos calcular los límites, a fin de llegar a expresiones explícitas para los componentes cíclicos o de tendencia:

$$(18) \quad C_t = \psi_t = -Z[I_m - \Theta]^{-1} \Theta f_t$$

y:

$$(19) \quad T_t = y_t - C_t = y_t + Z[I_m - \Theta]^{-1} \Theta f_t$$

o usando las fórmulas (6) y (7) de Proietti (1977):

$$(20) \quad C_t = -(I_N - P)(\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \Gamma^{**}(L) \Delta y_t + P y_t$$

y:

$$(21) \quad T_t = (I_N - P)(\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \Gamma^*(L) y_t$$

donde $\Gamma^*(L) = I_N - \Gamma^*_1 L - \dots - \Gamma^*_{p-1} L^{p-1}$, $\Gamma^*(L) = \Gamma^*(1) + \Delta \Gamma^{**}(L) = \Gamma_0^{**} + \Gamma_1^{**} L + \dots + \Gamma_{p-2}^{**} L^{p-2}$, $\Gamma^{**}_j = \sum_{i=j+1}^{p-1} \Gamma^*_i$ y $P = (\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \gamma [\alpha'(\Gamma^*(1) + \gamma\alpha')^{-1} \gamma]^{-1} \alpha'$. Una matriz P es una matriz de proyección no ortogonal, cuyas columnas son una transformación lineal del espacio generado por γ y el espacio es el mismo del que genera el vector α .

III. DATOS

Utilizamos inicialmente dos (posteriormente tres) métricas representativas de los retornos asociados a títulos de responsabilidad de agentes brasileños [ecuaciones (22), (23) y (24), emitidos en el mercado interior o en el mercado internacional. Las series tienen periodicidad semanal, ocultándose a la información relativa al día miércoles y, en su defecto, el viernes o el martes, respectivamente. El intervalo de tiempo considerado se extiende del 20 de enero de 1999 al 30 de julio de

2003, mientras que la población de la muestra comprende 237 observaciones.⁷

Definimos la Prima Descubierta de Intereses (PDJ) como:

$$(22) \quad \tau_{1,t} = [i_t - (s_t - s_{t-1})]$$

donde: *i*) $r_{i,t}$ representa una tasa de retorno que, bajo la hipótesis de eficiencia de los mercados de cambio, estaría dotada de la prima de riesgo de cambio, asociada a títulos de responsabilidad de agentes brasileños, emitidos en el mercado interno y rescatables en moneda interna; *ii*) una tasa de intereses nominal interna (i_t) que equivale a la Tasa Selic;⁸ y *iii*) a la tasa de cambio a la vista (s_t).⁹

De manera similar, denotamos el Retorno del *Bono de Capitalización* (Prima del Bono-C) por:

$$(23) \quad r_{2,t} = \text{Retorno de Bono de Capitalización}$$

En (23), *i*) $r_{2,t}$ representa una tasa de retorno asociada a títulos de responsabilidad de agentes brasileños, emitidos en el mercado internacional (Estados Unidos) y rescatables en moneda externa (dólar de Estados Unidos); y *ii*) el Retorno del Bono-C es igual a la tasa promedio de rendimiento de esos títulos (calculada con base en la cotización de compra), publicada por la Agencia Bloomberg.

Identificamos, por último, la Prima Cubierta de Intereses (PCJ) o Prima del *Swap* Cambiario por:

$$(24) \quad r_{3,t} = \text{Retorno swap de cambio}$$

En (24), *i*) $r_{3,t}$ representa una tasa de retorno, libre de riesgo cambiario, asociada a títulos de responsabilidad de agentes brasileños y rescatables en moneda interna; y *ii*) una tasa de retorno embutida en los contratos de *swap* cambiario e igual a los valores publicados por la Bolsa de Mercaderías y de Futuros

⁷ Se evalúan también las posibilidades de trabajar con datos diarios o mensuales, pero una vez que se observó que los primeros continuaban haciendo mucho ruido y que los últimos determinaban la pérdida de mucha información, la idea fue descartada.

⁸ Tasa media ponderada y ajustada de las operaciones de financiamiento por un día, reguladas por títulos públicos federales o realizadas en el sistema electrónico Selic, bajo la forma de operaciones comprometidas.

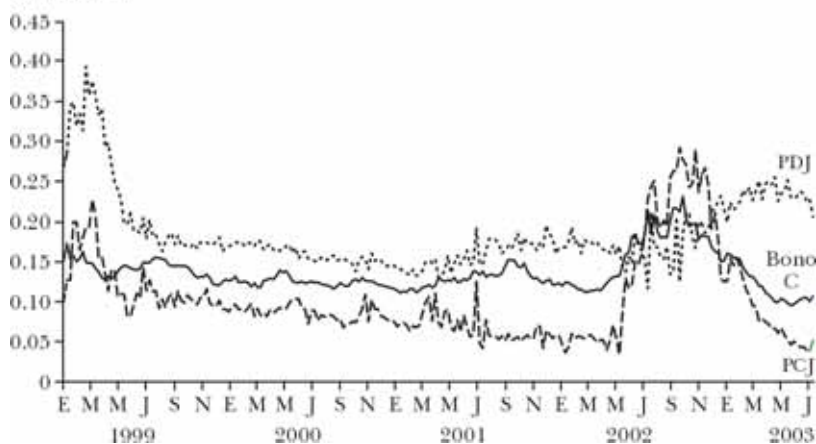
⁹ Cotización promedio del dólar de Estados Unidos, calculada con base en las informaciones registradas junto con el Banco Central de Brasil, por lo que respecta a las operaciones de venta realizadas en el mercado de tasas libres (conocida como Ptax).

(BM&F), para las operaciones de especie con vencimiento en un año (360 días).

Por sí solo, la caracterización que se observa más arriba sugiere la existencia de vínculos comunes a las tres series, pues además de contar con la prima de riesgo de cambio (serían tasas en dólares o cupón de cambio), se refiere asimismo al retorno de títulos de responsabilidad de agentes brasileños internos, cuyos precios irremediablemente están sujetos a choques comunes. Mas, a eso se debe sumar: *i*) la posible observancia del factor estocástico común conforme a lo propuesto por Hansen y Jagannathan (1991); una condición de no arbitraje entre los mercados financieros interno y externo (23) y (24), y *ii*) una condición de más arbitraje dentro del propio mercado interno (22) y (24). Por otra parte, no podemos perder de vista que: *i*) por referirse a títulos emitidos y negociados en mercados diferentes, no necesariamente los respectivos precios (por consiguiente (22), (23) y (24) están sujetos a los mismos choques; *ii*) puede haber divergencias en las preferencias y ningún grado de aversión al riesgo de agentes que operan en diferentes mercados; *iii*) por tener de referencia a (22) y (24) como tasas en dólares, surge la suposición de que la desvalorización bancaria efectiva puede resultar una estimación no autorizada de la prima de riesgo de cambio, en el caso de (22), y de que el riesgo cambiario está siendo correctamente apreciado, en el caso (24); y *iv*) las tasas de retorno (22), (24) y (23) podrían ser vistas, respectivamente, como un retorno de operaciones de corto, medio y largo plazos.

La presentación en el párrafo de argumentos, digamos, con-

GRÁFICA I



flictivos, cumple el objetivo de mostrar que, ahora, apriorísticamente próximas, las series de retorno pueden divergir bastante en nivel y/o en volatilidad, conforme se puede verificar a partir de la gráfica I. Esto sugiere una relativa divergencia de la Prima Descubierta con relación a las dos otras medidas. Por ello, debe tenerse en cuenta el carácter exploratorio del análisis gráfico, y cualquier generalización en cuanto a similaridad o disimilaridad precisa ser amparada por una investigación con criterio, que se hará en la sección IV.

IV. RESULTADOS

Nuestro objetivo final consiste en descomponer las tres series de retorno (Prima Descubierta de Intereses, Prima del Bono-C y Prima del *Swap* de Cambio) en sus respectivos componentes de corto y largo plazo. En la consecución de esta tarea, el primer paso consiste en evaluar el comportamiento individualizado de cada serie, específicamente, investigar sobre la existencia de raíz unitaria. Sigue el análisis múltiple, que abarca tres etapas: *i*) especificación del Vector Autorregresivo que mejor representa la dinámica del sistema; *ii*) averiguación de la existencia de relaciones de largo plazo (relaciones de cointegración) y de relaciones de corto plazo (ciclos comunes); y *iii*) considerando las restricciones impuestas por las relaciones en el ítem (ii), identificar las relaciones que definen los componentes de corto y largo plazo.

El cuadro 1 muestra los resultados de la aplicación de las pruebas ADF [ver Dickey y Fuller (1979)], [Phillips-Perron (1988)] y KPSS [véase Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1999)]. Las pruebas ADF y Phillips-Perron indican la no estacionariedad de las tres series estudiadas. La KPSS indica estacionariedad límite para la Prima del Bono-C, sin embargo, en función de los resultados de las demás pruebas, asumimos la no estacionariedad de la serie.

CUADRO 1. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA

Variable	ADF		Phillips-Perron		KPSS
	Estad. <i>t</i>	Prob.	Estad. <i>t</i> ajust.	Prob.	Estad. LM
Bono-C	-1,724	0,42	-2,255	0,19	0,139
PDJ	-1,954	0,31	-2,604	0,09	0,353
PCJ	-2,090	0,25	-2,305	0,17	0,175

NOTA: Valores críticos: ADF

Nos dirigiremos ahora a los procedimientos de múltiple variedad, donde recurrimos a criterios de información y pruebas de diagnóstico para ajustar los vectores autorregresivos (VAR) que mejor representan la dinámica de los sistemas. Inicialmente el modelo sólo se aplica a dos variables, la Prima del Bono-C y PCJ, un VAR bivariado al cual el PDJ resulta posteriormente incorporado. En lo que se refiere al VAR bivariado, los criterios de información utilizados para la selección de los desfases indican tres desfases como la mejor especificación [VAR(3)], en tanto que para el VAR trivariado, la estructura que mejor describe la dinámica del sistema contiene dos desfases [VAR(2)].

CUADRO 2. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN SIN TENDENCIA DETERMINISTA (CONSTANTE RESTRICTA)

<i>Nº de ecuaciones de coint.</i>	<i>Auto-valor</i>	<i>Estad. del trazo</i>	<i>Valor crítico 5%</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad. de máximo valor</i>	<i>Valor crítico 5%</i>	<i>Prob.</i>
Ninguno**	0,0823	26,64	20,26	0,0057	20,34	15,89	0,0093
Asimismo 1	0,0262	6,30	9,16	0,1687	6,30	9,16	0,1687

NOTA: *(**) indica la realización de la hipótesis a un nivel de significancia 5% (1%) de nivel.

Los cuadros 2 y 3 presentan los resultados de las pruebas de cointegración, con base en la técnica de Johansen (1988-1991). Para el VAR bivariado (Premio del Bono-C y PCJ), tanto la estadística del trazo, como la estadística del máximo autovalor sugieren la existencia de un vector de cointegración [$\alpha' = (1; -0,4396; -0,0922)$ donde el último valor es la constante], al nivel de significancia de uno por ciento. Para el VAR trivariado (Premio del Bono-C, PCJ y PDJ), las mismas estadísticas apuntan para una relación de cointegración [$\alpha' = (1; 0,0075; -0,04364) -0,0937]$], donde el último valor es la constante], al nivel de cinco por ciento de significancia.

CUADRO 3. PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN SIN TENDENCIA DETERMINISTA (CONSTANTE RESTRICTA)

<i>Nº de ecuaciones de coint.</i>	<i>Auto-valor</i>	<i>Estad. del trazo</i>	<i>Valor crítico 5%</i>	<i>Prob.</i>	<i>Estad. de máximo valor</i>	<i>Valor crítico 5%</i>	<i>Prob.</i>
Ninguno**	0,1026	43,07	35,19	0,0058	25,66	22,30	0,0163
Asimismo 1	0,0438	17,41	20,26	0,1180	10,60	15,89	0,2825
Asimismo 2	0,0283	6,80	9,16	0,1372	6,80	9,16	0,1372

NOTA: *(**) indica la realización de la hipótesis a un nivel de significancia 5% (1%) de nivel.

Tanto con dos como con tres variables, sin embargo, el que la cointegración ocurra, asegura la presencia de un enlace lineal de las tendencias estocásticas y la medidas de retorno. En esa forma, tanto el vector bivariado como en el trivariado, las medidas de retorno se moverían estocásticamente juntas, a lo largo del tiempo, en la dirección de un equilibrio a largo plazo. Estamos refiriéndonos aquí a la definición econométrica de equilibrio, que puede o no considerar vínculos con las fuerzas del mercado o con las reglas de comportamiento de los individuos y las firmas. Hay que tener en cuenta, además, que la interpretación económica del fenómeno tiende a depender del desarrollo de la situación. En el caso que nos interesa, asociamos el equilibrio de largo plazo a los niveles de las tasas de interés compatibles con la evolución de los fundamentos de la economía. Por otra parte, dada la naturaleza estocástica del movimiento conjunto, se abre un espacio para que ocurran desvíos de corto plazo en relación con el equilibrio de largo plazo. Asociamos el fenómeno al hecho de que la tasa de interés es de corto plazo (la tasa efectiva), además de reflejar mudanzas en los fundamentos monetarios (deuda pública, inflación, déficit público, déficit en cuenta corriente, y ocasión de choques), constituyen efecto de contagio.

Considerando las supracitadas relaciones de cointegración y el Teorema de la equivalencia, las formas reducidas finales de los VAR irrestrictos son dadas por los Modelos de Corrección de Error (representaciones VECM) de segundo orden para el caso VAR bivariado y de primer orden para el caso VAR trivariado. Con base en estas estructuras, la próxima etapa consiste en utilizar la metodología de Vahid y Engle (1993) para comprobar la existencia de ciclos comunes, teniendo en cuenta los vectores de cointegración encontrados anteriormente. En este sentido, calculamos las correlaciones canónicas de las primeras diferencias de cada variable como un desfase de la última y al término de la corrección como una vez al término de la corrección de error diferenciado.¹⁰

El cuadro 4 presenta los cuadrados de las correlaciones ca-

¹⁰ La hipótesis nula de que la dimensión del espacio de *cofeatures* (características comunes) será por lo menos s o, en forma equivalente, demostración de que existen por lo menos $n-s$ ciclos comunes. La estadística de la prueba es dada por: $C(p,s) = -(T-p-1) \sum_{i=1}^s \log(1-\gamma_i^2)$, donde γ_i ($i=1, \dots, s$) son las s menores correlaciones canónicas entre las variables utilizadas. Subyacente o nula esta estadística tiene la distribución χ^2 como $s^2 + sup + sr - sn$ grados de libertad, donde n es la dimensión del sistema, p es el orden de los desfases del sistema en diferencias $e r$ y al número de vectores de integración.

nónicas, los valores de las estadísticas de la prueba $C(p, s)$ obtenidas, los grados de libertad y la probabilidad de obtener una hipótesis comprobada (p -value) para el modelo VAR bivariado.

CUADRO 4. CARACTERÍSTICAS COMUNES

Hipótesis nula	Cuadrado de la correlación canónica	$C(p, s)$	DF	P-value
$s > 0$	0.019	4.41	4	0.354
$s > 1$	0.192	54.21	10	0.000

Se ha evidenciado que, en el caso de la Prima Bono-C y del *Swap* Cambiario, acertamos en la hipótesis de existencia de un ciclo común, siendo dado el vector de ciclos comunes normalizado por $[\phi (1;0,0395)]$. Con el objeto de finalizar el análisis bivariado, llevamos en (14) los vectores de cointegración y los vectores de ciclos comunes anteriormente identificados, de modo que encontremos los parámetros de las ecuaciones que definen los componentes de corto y largo plazo (cuadro 5).¹¹

CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN TENDENCIA-CICLO

Variable	Tendencia	Ciclo
Prima del Bono C	1,10 Bono- $C_t - 0,04$ PCJ $_t$	-0,10 Bono- $C_t + 0,04$ PCJ $_t$
PCJ	2,50 Bono- $C_t - 0,10$ PCJ $_t$	-2,50 Bono- $C_t + 1,10$ PCJ $_t$

Las gráficas II y III ilustran la descomposición en tendencia y ciclo de la Prima del Bono-C y del *Swap* Cambiario, precisamente utilizando la tecnología de Vahid y Engle (1993).

Un análisis preliminar sugiere que *i*) la trayectoria de la Prima del Bono-C sería dominada por la tendencia estocástica, en otras palabras, que el componente cíclico sería una contribución pequeña a la determinación de la trayectoria de la Prima Bono-C; y *ii*) aunque no fuera dominante, el componente cíclico sería importante en la determinación de la trayectoria del *Swap* Cambiario (PCJ). De hecho, comparando los valores del cuadro 6, comprobamos que el componente cíclico del *Swap* Cambiario es de un orden de magnitud veinte veces superior al componente cíclico de la Prima del Bono-C, lo que implica menor volatilidad de parte de este último.

La evolución temporal del ciclo común existente entre la Pri-

¹¹ En el Apéndice A construimos las matrices de descomposición, con el propósito de ilustrar cómo acontecen las diversas etapas del proceso.

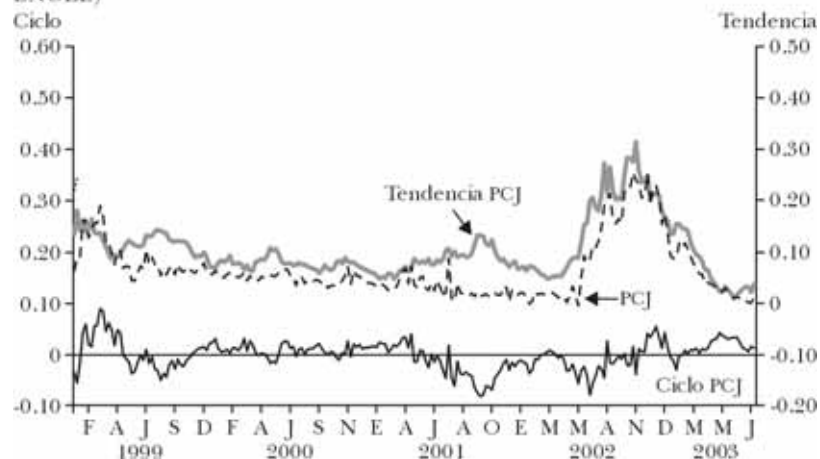
GRÁFICA II. DESCOMPOSICIÓN DE LA TENDENCIA-CICLO PRIMA DEL BONO C (VAHID ENGLE)



ma del Bono-C y el *Swap* Cambiario (PCJ) es ilustrada en la gráfica IV, cuyos valores son encontrados por intermedio de la multiplicación del vector de ciclos comunes por las primeras diferencias de las series en cuestión. Es interesante hacer notar el incremento en la volatilidad del ciclo común en los últimos meses del 2002, lo que podría ser asociado a la crisis de confianza que atravesó entonces la economía brasileña.

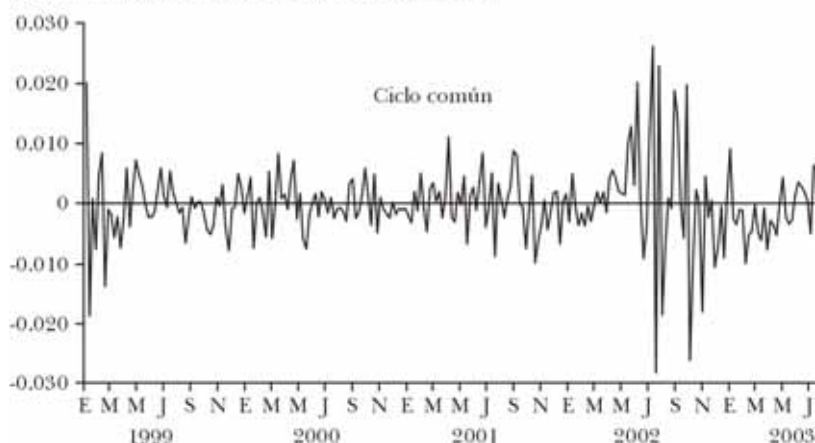
El cuadro 6 presenta los cuadrados de las correlaciones canónicas, los valores de las estadísticas de prueba $C(p,s)$ obtenidas, los grados de libertad y la probabilidad de obtener una hi-

GRÁFICA III. DESCOMPOSICIÓN DE LA TENDENCIA-CICLO PCJ (VAHID ENGLE)



pótesis comprobada (*p-value*) para el modelo VAR trivariado. Observamos que, al introducir la tercera serie (Prima Descubierta), lo único que conseguimos es sustentar la hipótesis de la existencia de ciclos comunes. Como la aplicabilidad de la técnica de Vahid y Engle (1993) se restringe al caso particular en que la suma del número de tendencias y de ciclos comunes se iguala al número de serie de tiempos implicados en el análisis, no es posible el uso de tal procedimiento para identificar a los componentes tendencial y cíclico de las series en el caso del VAR trivariado.

GRÁFICA IV. CICLO COMÚN (VAHID-ENGLE)

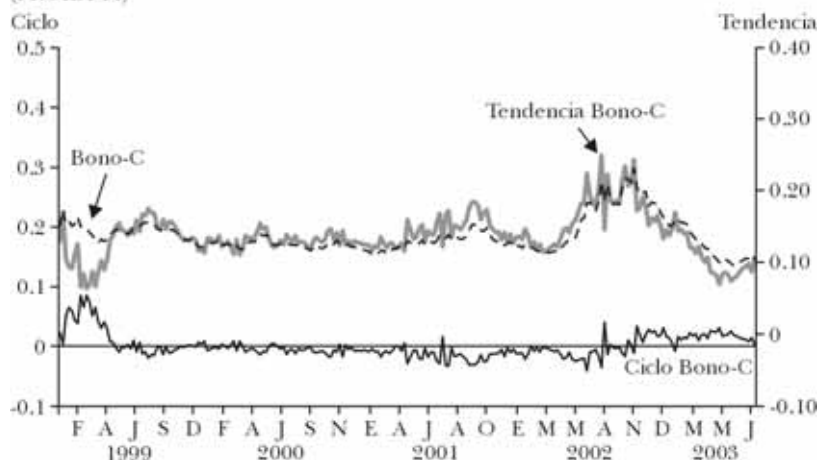


CUADRO 6. CARACTERÍSTICAS COMUNES

<i>Hipótesis nula</i>	<i>Cuadrado de la correlación canónica</i>	<i>C(p, s)</i>	<i>DF</i>	<i>P-value</i>
$s > 0$	0,054	12,93	2	0,002
$s > 1$	0,124	44,08	6	0,000
$s > 2$	0,298	127,34	12	0,000

Dada la inobservancia de ciclos comunes cuando las tres series son analizadas conjuntamente, procederemos a la descomposición en tendencia de ciclo utilizando la metodología de Proietti (1997). Básicamente, la técnica consiste en: *i*) encontrar el orden de VAR que mejor representa el movimiento de los datos, o que, como ya se adelantó en el caso que estamos tratando, nos llevó a un modelo con dos desfases ($p = 2$); *ii*) verificar si existen relaciones de largo plazo, como ya se adelantó para este conjunto de variables, deducidos por la presencia de una rela-

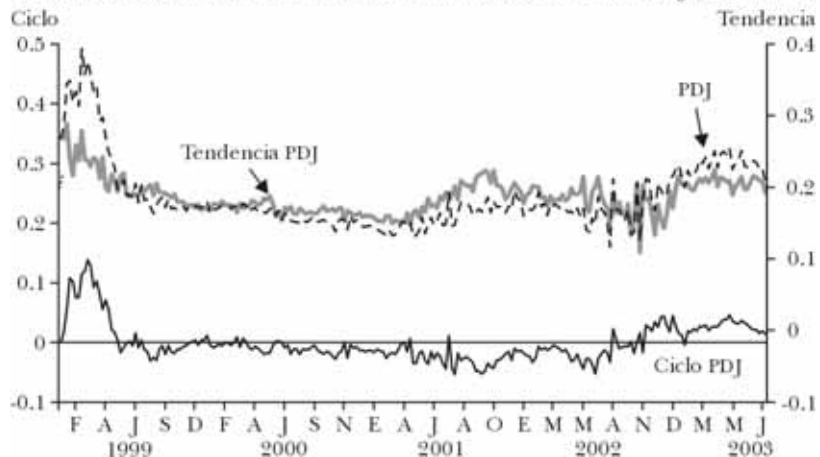
GRÁFICA V. DESCOMPOSICIÓN DE LA TENDENCIA-CICLO PRIMA DE BONO-C (PROIETTI)



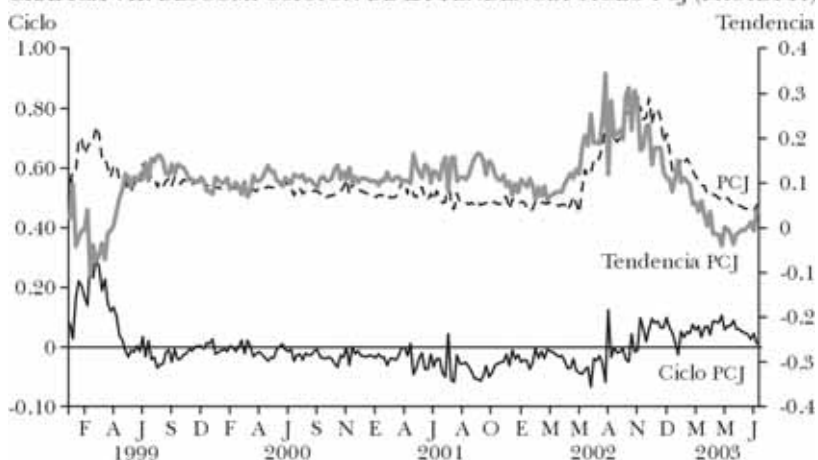
ción de cointegración, cuya normalización es [$\alpha' = (1; -0,4549; -05354)$]; *iii*) estimar el modelo de corrección de error representado por la ecuación (15) impuesta a la relación de cointegración encontrada; y *iv*) efectuar la descomposición de Beveridge-Nelson, que consiste en calcular ecuación de ciclo (20) utilizando los valores de los parámetros del modelo de corrección de error estimados en una tercera etapa y, residualmente, obtener el componente tendencial sustrayendo de los valores efectivamente observados el componente cíclico, ecuación (19).

La descomposición en tendencia y ciclo, según Proietti (1997), aparece ilustrada en las gráficas V (para la Prima del Bo-

GRÁFICA VI. DESCOMPOSICIÓN DE LA TENDENCIA-CICLO PDJ (PROIETTI)



GRÁFICA VII. DESCOMPOSICIÓN DE LA TENDENCIA-CICLO PCJ (PROIETTI)

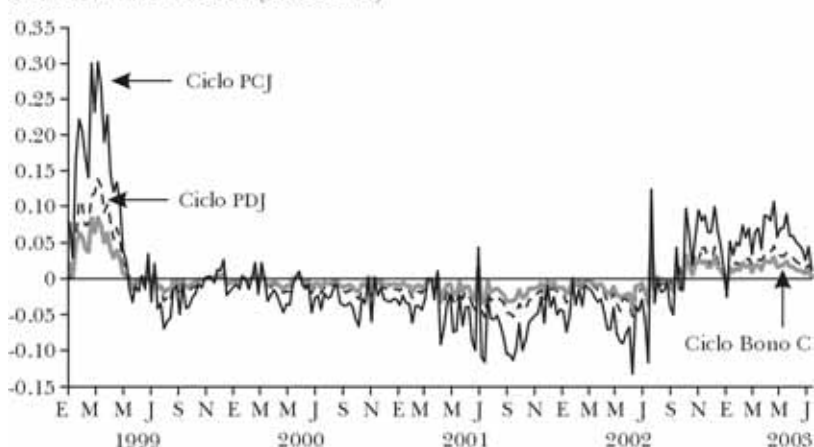


no-C), gráfica VI (para la Prima Descubierta de Intereses), y gráfica VII (para el *Swap* Cambiario o PCJ).

Explorando las gráficas obtenidas podemos destacar los siguientes puntos: *i*) existe cierta semejanza entre las tendencias estocásticas de la Prima del Bono-C y del *Swap* Cambiario, al mismo tiempo que la tendencia estocástica de la Prima Descubierta no se aproxima mucho de las anteriores; *ii*) la amplitud del ciclo de la Prima del Bono-C aumentó cuando fue comparada con la descomposición según Vahid y Engle (1993).

Por último, la gráfica VIII muestra el comportamiento de los componentes cíclicos, también medidos según Proietti (1997). Es interesante hacer notar que existe una acentuada similitud

GRÁFICA VIII. CICLOS (PROIETTI)



entre las evoluciones temporales de los ciclos, a pesar de la diferencia de amplitud verificada. El ciclo del Bono-C se presenta como el más estable. Intuitivamente, este hecho nos lleva a vincular el proceso de formación del Prima del Bono-C a los fundamentos de la economía. Ya el proceso de formación de la Prima del *Swap* Cambiario y del PDJ serían, en comparación con la Prima del Bono-C, más influenciados por operaciones de arbitraje y movimientos especulativos.

V. CONCLUSIÓN

En este trabajo separamos en sus componentes de corto y largo plazo, tres medidas distintas de cupón cambiario ampliamente utilizadas en los mercados financieros de Brasil: Prima Descubierta de Intereses, Prima del Bono-C, y Prima de Cobertura de Intereses (Prima de *Swap* Cambiario). En un esfuerzo de investigación, presentamos una justificación teórica microfundamentada para la descomposición de la tendencia-ciclo, a partir de la comprobación de que los retornos nominales de instrumentos financieros poseen dos componentes, uno estacionario y otro no estacionario. En el momento siguiente, se ve la parte empírica del trabajo, en cuya ejecución recurrimos a una representación VAR, sujeta a las restricciones que sugiere la metodología de Vahid y Engle (1993) y/o de Proietti (1997).

Aunque utilizamos apenas dos series (Prima de Bono-C y Prima de *Swap* Cambiario), inferimos que la trayectoria de la Prima de Bono-C sería dominada por la tendencia estocástica, dado que el componente cíclico sería relativamente más importante en la determinación del movimiento de la Prima del *Swap* Cambiario. Por otra parte, en nuestros experimentos que incorporan la Prima Descubierta como tercera variable, verificamos similitudes entre los comportamientos de los componentes de tendencias de la Prima del Bono-C y de la Prima del *Swap* Cambiario, en tanto que el componente tendencial de la Prima Descubierta muestra un comportamiento diferenciado. En cuando a los componentes cíclicos, las tres poseen movimientos parecidos, aunque divergen en términos de amplitud, siendo ésta mayor en el caso de la Prima del *Swap* Cambiario. Intuitivamente, asociamos el componente de largo plazo a los fundamentos de la economía y al componente de corto plazo de los choques monetarios, efecto contagio-choques nominales. De esa forma, la Prima del Bono-C se ligaría más fuertemente a los

fundamentos, la Prima del *Swap* Cambiario a las variables nominales y la Prima Descubierta a ambos.

En una perspectiva macroeconómica, la presencia de cointegración indica que las series convergen para un equilibrio de largo plazo. Ese resultado es estimulante porque va al encuentro del pensamiento de Fisher (1930), para quien los retornos esperados de títulos negociados en economías distintas serían igualados, vía especulación, una vez de convertidos a la misma moneda y desde el momento en que presentasen plazos de maduración y riesgos de incumplimiento equivalentes, ya que el retorno ajustado por el riesgo debería ser el mismo.

Finalmente, entendemos que la investigación puede extenderse. De modo particular, el debate debería ser enriquecido con la identificación de los eventuales vínculos entre los componentes de largo plazo de las tasas de cupón (retorno) y los fundamentos de la economía, así como con los eventuales vínculos entre los componentes cíclicos y los choques nominales.

Apendice A

CUADROS

CUADRO A. 1. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA

<i>Periodo</i>	<i>Bono-C</i>			<i>PCJ</i>		
	<i>E. P.</i>	<i>Bono-C</i>	<i>PCJ</i>	<i>E. P.</i>	<i>Bono-C</i>	<i>PCJ</i>
1	0,007	100,00	0,00	0,018	15,05	84,95
2	0,008	99,93	0,07	0,023	19,24	80,76
3	0,010	99,70	0,30	0,026	23,96	76,04
4	0,012	99,69	0,31	0,030	25,10	74,90
5	0,013	99,66	0,34	0,033	26,13	73,87
6	0,015	99,63	0,37	0,036	26,98	73,02
7	0,016	99,61	0,39	0,038	27,56	72,44
8	0,017	99,59	0,41	0,041	27,98	72,02
9	0,018	99,57	0,43	0,043	28,34	71,66
10	0,019	99,55	0,45	0,045	28,62	71,38

NOTA: Ordenación de Cholesky: BC PCJ.

CUADRO A. 2. DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA

Periodo	Bomo-C			PDJ			PCJ					
	E. P.	Bomo-C	PDJ	PCJ	S. E.	CB	PDJ	PCJ	S. E.	CB	PDJ	PCJ
1	0,006	100,00	0,00	0,00	0,016	13,74	86,26	0,00	0,018	14,96	3,50	81,54
2	0,008	99,15	0,76	0,08	0,019	10,82	88,28	0,90	0,022	18,48	5,33	76,19
3	0,010	98,66	1,15	0,19	0,022	8,44	90,83	0,73	0,025	23,14	4,95	71,91
4	0,012	98,24	1,61	0,15	0,024	7,31	92,01	0,68	0,028	26,06	4,21	69,73
5	0,013	97,68	2,19	0,13	0,026	6,48	92,76	0,75	0,030	28,22	3,68	68,11
6	0,014	97,09	2,77	0,13	0,027	5,92	93,19	0,88	0,032	38,28	3,24	66,48
7	0,015	96,43	3,40	0,17	0,029	5,54	93,44	1,02	0,034	32,14	2,89	64,97
8	0,016	95,71	4,05	0,24	0,030	5,25	93,54	1,21	0,036	33,84	2,65	63,52
9	0,017	94,94	4,73	0,33	0,032	5,04	93,53	1,43	0,037	35,43	2,52	62,05
10	0,018	94,14	5,42	0,44	0,033	4,88	93,44	1,68	0,039	36,92	2,50	60,58

NOTA: Ordenación de Cholesky: BC PCJ.

Apéndice B

CÁLCULO DE LAS MATRICES DE DESCOMPOSICIÓN

Una vez encontrados los vectores de ciclos comunes y cointegración, calculamos las descomposiciones $T_i = \phi^- \phi^- \phi y_i$ y $C_i = \alpha^- \alpha' y_i$, apilando las matrices de ciclos comunes y cointegración encontradas:

$$A_2 = \begin{bmatrix} \phi \\ \alpha' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -0,04 \\ 1,000 & -0,44 \end{bmatrix}$$

y calculando sus inversas y efectuada la partición del resultado $A^{-1} = [\phi^- \alpha^-]$:

$$0A_2^{-1} = \begin{bmatrix} 1,10 & -0,10 \\ 2,50 & -2,50 \end{bmatrix} \Rightarrow \phi^- = \begin{bmatrix} 1,10 \\ 2,50 \end{bmatrix} \text{ y } \alpha^- = \begin{bmatrix} -0,10 \\ -2,50 \end{bmatrix}$$

mientras que las matrices de descomposición tendencia ciclo en el sistema de dos variables son:

$$\phi^- \phi' = \begin{bmatrix} 1,10 & -0,04 \\ 2,50 & -0,10 \end{bmatrix} \text{ y } \alpha^- \alpha' = \begin{bmatrix} -0,10 & 0,04 \\ -2,50 & 1,10 \end{bmatrix}$$

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Araújo, C. H. V., y R. G. Flores Júnior (2001), *Análise do Financiamento Externo de uma Pequena Economia*, Banco Central de Brasil (Texto para Discussão, nº 10).
- Beveridge, S., y C. R. Nelson (1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into a Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'", *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, pp. 151-74.
- Campbell, J. Y., y R. J. Shiller (1983), *A Simple Account of the Behavior of Long-Term Interest Rate*, National Bureau of Economic Research (Documento de Trabajo, nº 1203).
- Campbell, J. Y., y R. J. Shiller (1991), "Yield Spread and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 495-514.
- Cardoso, E., e I. Goldfajn (1997), *Capital Flows to Brazil: The Endogeneity of Capital Controls*, FMI (Documento de Trabajo, nº 115).

- Cochrane, J. H. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Dickey, D. y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates in Autoregressive Time Series with a Unit Box", *Journal of American Statistics Association*, vol. 74, pp. 427-31,
- Engle, R. C. (1995), *The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence*, National Bureau of Economic Research (Documento de Trabajo, nº 5312).
- Engle, R. F., y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-76.
- Engle, R. F., y J. V. Issler (1995), "Estimating Common Sectorial Cycles", *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, pp. 83-113.
- Engle, R. F. y S. Kozicki (1993), "Testing for Common Features", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 11, pp. 369-95.
- Feldstein, M., y O. Eckstein (1970), "The Fundamental Determinants of the Interest Rate", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 363-75.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, Macmillan, Nueva York.
- García, M. G. P., y A. Barcinski (1996), *Capital Flows to Brazil in Nineties; Macroeconomic Aspects and the Effectiveness of Capital Controls*, Departamento de Economía, PUC-RJ (Texto para Discusión, nº 357).
- Hansen, L. P., y R. Jagannathan (1991), "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies", *Journal of Political Economy*, vol. 99, pp. 225-62.
- Hodrick, R. J. (1987), *The Empirical Evidence of the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Harwood.
- Issler, J. V., y F. Vahid (2001), "Common Cycles of the Importance of Transitory Shocks to Macroeconomic Aggregates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 47, pp. 449-75.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Dynamic and Control*, vol. 12, pp. 251-76.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometría*, vol. 59, pp. 1551-80.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, e Y. Shin (1999), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-78.
- Lewis, K. K. (1995), "Puzzles in International Financial Markets", en G. N. Grossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics, 1913-1971*, Elsevier Science.

- Mehra, Y. P. (1994), "An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate", *Federal Reserve Bank of Richmond Quarterly Review*, vol. 80, pp. 49-68.
- Nelson, C. R., y C. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 1045-66.
- Orr, A., M. Edey y M. Kennedy (1995), *The Determinants of Real Long-Term Interest Rates: 17 Countries Pooled-Time Series Evidences*, Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, Departamento Económico (Documento de Trabajo, nº 155).
- Phillips, P. C. B., y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *BiométriKa*, vol. 75, nº 2, pp. 335-46.
- Proietti, T. (1997), "Short-run Dynamics in Cointegrated Systems", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59, nº 3, pp. 405-22.
- Stock, J.H. y Watson, M.W., 1988, "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- Vahid, F., y R. F. Engle (1993), "Codependent Cycles", *Journal of Econometrics*, vol. 80, pp. 199-21.
- Vahid, F., y R. F. Engle (1993), "Common Trends and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, pp. 341-60.

Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez”: convocatoria para 2006

A fin de honrar la memoria de don Rodrigo Gómez, director general del Banco de México, S. A., los gobernadores de los bancos centrales latinoamericanos establecieron un premio anual para estimular la elaboración de estudios que tengan interés para los bancos centrales.

Publicamos a continuación la convocatoria con las bases para el premio que se otorgará en 2006:

1. Podrán presentarse aquellos trabajos sobre temas de interés directo para los bancos centrales miembros del CEMLA, que deberán versar sobre cualquiera de los siguientes temas:

- a) Política y programación monetarias (experiencias en América Latina)
- b) Papel de las instituciones financieras en el desarrollo económico
- c) Análisis de los mercados de capitales
- d) Política de balanza de pagos y movimiento internacional de capitales
- e) Cooperación financiera entre países latinoamericanos
- f) Problemas monetarios internacionales y sus repercusiones en América Latina

2. Los estudios que se presenten deberán ser originales, incluyendo tesis de grado universitario que no hayan sido editadas con fines comerciales, así como trabajos que se presenten en las conferencias anuales de la Red de investigadores de los bancos centrales del Continente Americano. Los trabajos podrán presentarse escritos en español, francés, inglés o portugués, acompañados, de ser posible, de una traducción al inglés o al español, lo que facilitará la labor del jurado calificador. Los trabajos no podrán tener una extensión mayor de 30 000 palabras (equivalente a aproximadamente 100 carillas, de 1 600 caracteres cada una).

3. El autor o autores de los trabajos que se presenten a concurso deberán ser personas físicas nacionales de los países de los bancos centrales asociados del CEMLA o de los que integran las reuniones de gobernadores de bancos centrales de América Latina¹ y de España.

¹ Antillas Holandesas, Argentina, Aruba, Barbados, Belice, Bolivia, Brasil, Caribe Oriental (Anguilla, Antigua y Barbuda, Dominica, Granada, Montserrat, San Cristóbal y Nevis, Santa Lucía y San Vicente, y las Granadinas), Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Islas Caymán, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Suriname, Trinidad y Tabago, Uruguay y Venezuela.

No podrán concursar los miembros del personal directivo del CEMLA (director general y subdirector general).

4. El jurado calificador estará integrado por los gobernadores de bancos centrales miembros de la Junta de gobierno del CEMLA, o por sus representantes. El CEMLA, en su calidad de Secretaría permanente de las reuniones de gobernadores, actuará como organismo asesor del jurado en la forma en que éste lo determine y estará a cargo de los aspectos administrativos del concurso.

5. Habrá un solo premio, consistente en la cantidad de diez mil dólares de Estados Unidos, que se adjudicará al trabajo o trabajos merecedores de tal distinción, según el criterio del jurado calificador. En caso de empate en el primer lugar entre dos concursantes, el premio se dividirá en partes iguales. El fallo será inapelable y el jurado podrá declarar desierto el premio, si así lo estima pertinente.

6. Los trabajos deberán enviarse a la dirección del CEMLA (Durango nº 54, México, D. F., 06700) en nueve ejemplares, a más tardar el 15 de enero de 2006 y se procurará obtener la decisión del jurado en un plazo no mayor de noventa días a partir de esa fecha.

7. Al remitir los trabajos a los miembros del jurado, el CEMLA suprimirá los nombres de los autores y asignará a cada estudio presentado una clave que será el único medio de identificación de que disponga el jurado para comunicar las calificaciones respectivas.

8. Cada miembro del jurado enviará al CEMLA su calificación de los trabajos en orden de preferencia, cuando menos por lo que se refiere a los tres primeros lugares que asigne. El CEMLA hará los cálculos respectivos y comunicará los resultados a los miembros del jurado. Una vez que éstos se hayan dado por informados la Junta de gobierno autorizará al CEMLA para notificar la decisión al autor o autores favorecidos. En caso de que más de dos trabajos empaten en el primer lugar, el CEMLA se dirigirá de inmediato al jurado, en busca de una nueva clasificación entre los trabajos que hayan quedado empatados.

9. El autor o autores del estudio o estudios merecedores del premio cederán los derechos de autor al CEMLA, quien lo o los publicará, procurando que la primera edición de los mismos, en el idioma original, se realice a tiempo para que sea conocida por los gobernadores de bancos centrales de América Latina y de España en su reunión correspondiente al mes de septiembre de 2006.

10. El CEMLA podrá, si así lo recomienda el jurado y la institución lo estima procedente, por convenir a sus fines, efectuar arreglos con los autores de trabajos no premiados que hayan calificado en el certamen, para la publicación de esos estudios. En las ediciones resultantes se haría mención específica de que el trabajo se publica por haber calificado en el certamen.



El **CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS** fue fundado en 1952 por siete bancos centrales de América Latina, a saber: Banco Central de Chile, Banco de la República (Colombia), Banco Nacional de Cuba, Banco Central del Ecuador, Banco de Guatemala, Banco Central de Honduras y Banco de México, S. A. Actualmente, son miembros de la institución los bancos centrales de América Latina y el Caribe, bancos centrales extrarregionales, así como organismos supervisores y entidades regionales del sector financiero. La lista completa se detalla en la contraportada. En los campos monetario, financiero y bancario el **CEMLA** promueve investigaciones, organiza reuniones y seminarios internacionales y recoge experiencias que sistematiza por medio de la administración de programas de capacitación y de asistencia técnica que contribuyen a formar y actualizar a los funcionarios de sus instituciones miembros.

Uno de sus objetivos es informar sobre la evolución del pensamiento económico dentro y fuera de la región, y difundir los hechos de importancia en materia de políticas monetaria, financiera y cambiaria, fundamentalmente. Sus libros, revistas y boletines contienen un vasto material de estudio y constituyen una permanente fuente de información para los estudiosos de estos temas.

monetaria

Suscripción anual: 70.00 dólares (América Latina y el Caribe: 45.00 dólares; estudiantes y maestros: 35.00 dólares). Ejemplar suelto: 18.00 dólares (América Latina y el Caribe: 12.00 dólares; estudiantes y maestros: 9.00 dólares).

Suscripciones y pedidos:

Claudio Antonovich

*CEMLA, Departamento de Relaciones públicas
Durango nº 54, México, D. F., 06700, México*

Tel.: (5255) 5533-0300, ext.: 255

Telefax: (5255) 5525-4432

E-mail: antonovich@cemla.org

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
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
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

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

Otras instituciones

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