

AGREGADOS MONETARIOS, INFLACIÓN Y ACTIVIDAD ECONÓMICA EN MÉXICO

Daniel G. Garcés Díaz*

Banco de México

Resumen: Se analiza la relación de los distintos agregados monetarios con la inflación y la actividad económica en México de 1980 al 2000. Primero, se examinan las propiedades de estabilidad y exogeneidad de las demandas de los distintos agregados. A continuación, se cuantifica el contenido informativo de los agregados para la predicción de la inflación y de la actividad económica. Los resultados muestran que el valor de los agregados monetarios como indicadores adelantados de la inflación y de la actividad económica es, en el mejor de los casos, modesto. También puede concluirse que, debido a las propiedades de mayor estabilidad, poder predictivo y contenido informativo, la definición más estrecha de dinero es preferible sobre agregados más amplios, para analizar la relación en México del dinero con otras variables macroeconómicas.

Abstract: This paper analyzes the relationships of monetary aggregates with inflation and economic activity in Mexico from 1980 to 2000. The stability of the long-run and short-run demands for each aggregate is examined and the exogeneity properties of the variables involved are discussed. Among all the definitions of money, currency is the one that helps to forecast inflation and economic activity better although, even in this case, the usefulness of monetary aggregates for this purpose seems to be rather modest.

JEL Classifications: C32, E31, E37, E41

Fecha de recepción: 25 II 2002

Fecha de aceptación: 22 VIII 2002

* Agradezco a Adalberto González, Rafael Gómez Tagle, Alejandro Werner y los participantes en seminarios en el Banco de México por sus útiles comentarios y sugerencias. A Rocío Elizondo por su colaboración. El autor es por supuesto responsable de cualquier error u omisión. dgarces@banxico.org.mx

1. Introducción

En economía monetaria tradicionalmente se ha considerado a la cantidad de dinero como un aspecto crucial en sus modelos. Uno de los problemas empíricos más conocidos en el campo es el de la estimación de una demanda de dinero, es decir, de una función que explique el nivel de los saldos monetarios deseados por los agentes económicos con base en unas cuantas variables relevantes. Esta relación es útil para los bancos centrales a fin de poder programar la emisión de circulante y como parte integral del análisis macroeconómico.¹

La relación entre el dinero y otras variables debe ser estimada de modo preciso y robusto para que sea de utilidad. Para ello, es importante que los parámetros estimados sean constantes y que la ecuación ajuste bien los datos y genere pronósticos eficientes durante el período relevante (es decir, la demanda de dinero debe ser estable). Otro aspecto importante a considerar es el de la exogeneidad de las variables. Que consiste en la determinación de los factores que pueden tomarse como dados para poder estimar y hacer pronósticos con dicha ecuación. Así, este documento responde a dos objetivos. El primero, examinar las propiedades de estabilidad y exogeneidad de las demandas de los distintos agregados monetarios. El segundo, evaluar el contenido informativo de dichos agregados para la predicción de la inflación y la actividad económica.

El primer objetivo se discute en el contexto de los modelos de demanda de dinero para cada agregado. En varios artículos sobre el tema, en concreto para el caso de México,² se afirma que tal función es estable a pesar de los muchos cambios habidos en el entorno económico. Sin embargo, la “demostración” de dicha propiedad que se presenta en esos trabajos no puede considerarse como definitiva. Ello, debido a que las pruebas estadísticas ahí utilizadas para tal fin se aplican al modelo de corto plazo (es decir, al proceso de ajuste) y no a la relación de largo plazo, que es la que se enfatiza en la teoría.³

¹ En la actualidad el énfasis en el estudio de la demanda de dinero es menor que en el pasado. Debido a que muchos bancos centrales utilizan como instrumento de operación algún mecanismo para la determinación de la tasa de interés de corto plazo en lugar de la cantidad de dinero (ver, por ejemplo, Walsh, 1998).

² Ver, entre otros, Khamis y Leone (1999) y Cuthbertson y Galindo (1999).

³ Por lo general, la teoría económica especifica una forma funcional (como la ecuación 1) que debe cumplirse en el equilibrio de largo plazo, sin embargo, no determina, por ejemplo, cuántos rezagos de las variables debe tener una ecuación de ajuste. No obstante, en el caso de la demanda de dinero, hay algunas restricciones que deben cumplirse para que una ecuación de corto plazo pueda ser interpretada

Lo anterior no es una simple cuestión académica. Analizar la estabilidad de la demanda de dinero de largo plazo es crucial para cualquier programa monetario en horizontes mayores a unos cuantos meses. En el caso de México hay razones para estar atento a cualquier cambio en dicha relación. Recientemente Khamis y Leone (1999) demostraron que es posible encontrar un mecanismo de corrección de error estable para la demanda de billetes y monedas aún durante períodos de turbulencia.

Sin embargo, lo anterior no es suficiente. La razón es que se pueden encontrar ejemplos recientes donde se demuestra que ciertos eventos económicos pueden cambiar los parámetros de largo plazo, con independencia de lo que ocurra con el mecanismo de corrección de error. Vega (1998) encontró que los parámetros de la demanda de dinero amplio (*ALP2*) en España cambiaron a raíz de la apertura financiera. Gabriel, Silva y Nunes (1999) también descubrieron que la relación de largo plazo en Portugal sufrió un cambio estructural.

En este trabajo se estiman robustamente los parámetros de largo plazo de la demanda real de dinero para cada agregado como función de la tasa de interés y de la actividad económica. En el ejercicio se obtuvieron, tal y como la teoría lo postula, elasticidades ingreso razonables y un signo negativo para la semi-elasticidad de la tasa de interés en todos los casos. La estabilidad de dichas relaciones de largo plazo fue sometida a prueba directamente (a diferencia de lo que se encuentra en la literatura previa) y se derivaron modelos de corrección de error parsimoniosos que también tienen buenas propiedades estadísticas. El análisis de estos modelos establece que las ecuaciones de demanda de dinero no son invertibles. El resultado nos indica que en México el dinero está determinado por los precios, y no a la inversa.

El segundo objetivo se llevó a cabo suponiendo que los movimientos de los agregados monetarios son el resultado de decisiones del banco central. En este enfoque, el dinero ayuda a explicar y a predecir otras variables de importancia (precios, producto y tasa de interés). Para la inflación se utiliza el enfoque sugerido por el modelo P^* , aunque no en todos los agregados es posible aplicar una versión estricta del mismo. Los resultados indican que las funciones de los agregados monetarios tienen un poder predictivo apenas modesto para la inflación. Por tanto, dichos agregados son dominados por otro tipo de modelos que incluyen a otras variables (notablemente el tipo de cambio). Para la actividad económica se derivaron modelos de

rezagos distribuidos simples. A partir de esos ejercicios se encontró que los agregados monetarios igual ayudan a predecir aunque también de modo marginal.

El resto del documento se organizó como sigue. En la sección 2 se analiza la experiencia mexicana durante el periodo de estudio. La 3 describe las series utilizadas y su grado de integración. La sección 4 presenta el marco conceptual. La 5 comprende los estimados de los parámetros de largo plazo y las pruebas de estabilidad. La sección 6 contiene la derivación y análisis de los mecanismos de corrección de error. La 7 presenta el análisis del contenido informativo de los agregados monetarios para explicar y predecir a la inflación y a la actividad económica. La sección 8 contiene las conclusiones y comentarios finales.

2. La experiencia mexicana durante el período de estudio

Las dos décadas que abarca nuestro estudio estuvieron llenas de eventos económicos inusitados en la historia del país. El país venía recobrándose de la crisis devaluatoria de 1996-1997 y parecía haber recobrado su ritmo de crecimiento previo aunque los niveles inflacionarios eran muy superiores a los históricos. Mucho del crecimiento económico había estado impulsado por fuerte gasto público financiado por la adquisición de deuda externa. La principal fuente de ingresos de exportación provenía del petróleo. Cuando ocurrió simultáneamente que las tasas de interés subían a niveles históricos y los precios del crudo se derrumbaban, el país resintió una fuerte recesión y se vio obligado a devaluar fuertemente su moneda en 1982. Para enfrentar la crisis se tomaron una serie de medidas, tales como la confiscación de cuentas denominadas en dólares y su conversión forzosa a pesos según un tipo de cambio determinado por el gobierno, cuando los bancos privados fueron estatizados. Esto parece haber contribuido a detener el proceso de dolarización que se venía observando desde finales de los setentas. Un evento de importancia fundamental fue el abandono, a raíz de un acuerdo con el Fondo Monetario Internacional, de la política de financiamiento del déficit público con emisión primaria. El tipo de cambio fijo fue reemplazado por otros sistemas de tipo de cambio predeterminado. El tipo de cambio se convirtió en el principal motor de la inflación, llevando a ésta a niveles nunca vistos en el país.

A mediados de los ochenta, el país se embarcó en una política de apertura comercial y desregulación. A partir de 1988 se renegocian

los términos de la deuda y sucesivos planes de estabilización que permitieron contener el ritmo de crecimiento de los precios. El período que va de 1988 a 1994 se caracterizó por un crecimiento aceptable, aunque por debajo de los niveles previos a los ochenta y una inflación declinante que volvió a alcanzar niveles de un dígito. Este proceso se detuvo súbitamente a finales de 1994, cuando una crisis económica y financiera llevó a una nueva macrodevaluación y a un nuevo brote inflacionario. Todos estos acontecimientos se ven reflejados en el comportamiento de las variables macroeconómicas, pero no necesariamente cambiaron las relaciones subyacentes entre ellas. En particular, la relación entre saldos monetarios reales con la actividad económica y la tasa de interés (demanda de dinero), parece ser muy estable, al menos para algunas definiciones de dinero, tal y como se muestra en este documento y en trabajos previos.⁴

3. Descripción de las series

Las series utilizadas tienen una periodicidad mensual, comienzan en enero de 1980 y terminan en enero de 2001. Los datos de los agregados monetarios y la tasa de interés de los CETES a 28 días provienen de los indicadores económicos del Banco de México. La variable de escala utilizada es el índice de la producción industrial generado por el INEGI. Las letras mayúsculas representan los valores corrientes de las series mientras que las letras minúsculas representan logaritmos. Todas las series utilizadas se consideran $I(1)$, aunque el cuadro 1 de pruebas de raíces unitarias tiene resultados ambiguos, dependiendo de la prueba considerada. Tres asteriscos indican significancia al 1%, dos de ellos al 5% y un asterisco al 10%.

La prueba ADF clasifica los agregados monetarios y el índice de precios como variables $I(2)$, sin embargo, la prueba de Phillips-Perron los considera como $I(1)$. Al índice de precios se le puede clasificar también como $I(1)$ si se deja una tendencia determinística en la especificación. Esta ambigüedad resulta de que la muestra utilizada⁵ es pequeña. El índice de la producción industrial *y* presenta una situación similar, ya que la primera de las pruebas lo clasifica como

⁴ Por ejemplo, además de los artículos citados antes, Catalán (2000), Galindo (2000), Román y Vela (1996) y Thornton (1996).

⁵ Puede demostrarse con datos de 1940 a 2000 que el índice de precios al mayoreo de la Ciudad de México es una variable $I(1)$. Cabe aclarar que el índice de precios al consumidor comenzó a elaborarse apenas a partir de 1969.

I(1) y la segunda como I(0). Considerar a todas las series como I(1) nos permitió obtener resultados más satisfactorios, aunque de ninguna manera puede considerarse como evidencia definitiva sobre el grado real de integración de aquellas variables. El uso del análisis I(1) puede justificarse, además, por el hecho de que las ecuaciones de demanda de dinero se derivan para dinero real (tal como la teoría lo sugiere), y esta variable contiene una sola raíz unitaria para cada agregado.

Cuadro 1
Pruebas de raíces unitarias

Variable	Dickey-Fuller aumentada			Phillips-Perron	
	Especif.	Rez.	Estad.	Especif.	Estad.
<i>Niveles</i>					
<i>myb</i>	C	12	-1.93	C	-2.39
<i>m1</i>	T y C	12	-2.12	T y C	-1.95
<i>m2</i>	T y C	12	-2.37	C	0.5
<i>m3</i>	T y C	12	-1.93	T y C	-1.69
<i>m4</i>	T y C	12	-1.93	T y C	-1.74
<i>myb-p</i>	C	12	-2.45	T y C	-2.83
<i>m1-p</i>	C	12	-2.36	T y C	-1.69
<i>m2-p</i>	N	12	0.17	N	0.96
<i>m3-p</i>	T y C	12	-2.98	N	1.70
<i>m4-p</i>	T y C	12	-2.83	N	2.30
<i>p</i>	C	11	-2.52	T y C	0.18
<i>y</i>	T y C	12	-2.17	T y C	-3.58**
<i>i</i>	N	8	-0.83	N	-1.31
<i>Diferencias</i>					
<i>myb</i>	N	11	-0.93	N	-14.52***
<i>m1</i>	C	11	-1.04	C	-15.69***
<i>m2</i>	N	11	-1.04	N	-9.08***
<i>m3</i>	C	12	-0.85	C	-15.56***
<i>m4</i>	C	12	-0.97	C	-15.56***
<i>myb-p</i>	N	11	-2.60***	C	-18.62***
<i>m1-p</i>	N	12	-2.57**	C	-14.70***

Cuadro 1
(continuación)

Variable	Dickey-Fuller aumentada			Phillips-Perron	
	Especif.	Rez.	Estad.	Especif.	Estad.
<i>m2-p</i>	N	11	-2.79***	N	-16.22***
<i>m3-p</i>	C	12	-4.10***	N	-13.52***
<i>m4-p</i>	C	12	-3.99***	N	-13.73***
<i>p</i>	N	12	-1.43	C	-3.82***
<i>y</i>	N	12	-3.45***	C	-29.35***
<i>i</i>	N	7	-7.44***	N	-10.42***
*** 1% de significancia					
** 5% de significancia					
T y C = tendencia y constante					
C = constante					
N = nada (sin tendencia, ni constante)					

4. Marco teórico

Existe una amplia gama de enfoques teóricos que relacionan la demanda de dinero con sus determinantes. Para la presente investigación se eligió una forma funcional sumamente simple, que trabaja muy bien. En la misma, la demanda de dinero de largo plazo se expresa en términos reales y depende de una variable de escala y una medida del propio costo de oportunidad.⁶ En específico, la relación a estimar tiene la forma:⁷

⁶ Algunas consideraciones teóricas incluyen el costo de oportunidad de mantener activos alternativos.

⁷ Un intento reciente de formulación alternativa es el de Khamis y Leone (1999). Lo autores incluyen la tasa de inflación como uno de los determinantes del costo de oportunidad, a pesar de que sus pruebas muestran que esta última variable no es del mismo orden de integración que las demás. Encuentran dos vectores de cointegración aunque la ecuación de corto plazo que desarrollan para la demanda de dinero no incluye entre las variables explicativas al segundo término de corrección de error.

$$\frac{M_t}{P_t} = \mu Y_t^\gamma e^{\phi i_t} \quad (1)$$

En este trabajo $\frac{M}{P}$ es la demanda real de algún agregado monetario, Y la variable de escala (generalmente el índice de la producción industrial) e i alguna tasa de interés.⁸ Los parámetros de largo plazo γ y ϕ son, respectivamente, la elasticidad ingreso y la semi-elasticidad de la tasa de interés. Por su parte, μ es un escalar. Para que la ecuación (1) sea interpretable como una demanda de dinero, la teoría económica sugiere las siguientes restricciones: $\gamma > 0$ y $\phi < 0$.⁹ A menudo la ecuación (1) es reescrita en logaritmos por razones prácticas:

$$m_t - p_t = \ln(\mu) + \gamma y_t + \phi i_t \quad (2)$$

Para la discusión empírica se considera exclusivamente esta última forma.

5. Estimación y estabilidad de las relaciones de largo plazo

Por su importancia, la obtención de una demanda de dinero ha sido uno de los problemas empíricos más conocidos en economía. Este consiste en encontrar una fórmula sencilla de relacionar la cantidad de dinero deseada por el público con unas cuantas variables explicativas relevantes. La utilidad de dicha relación depende de que tan robusta sea ésta ante cambios en el entorno económico. Una función de demanda de dinero que cambie ante cada evento económico sería de escasa o nula utilidad. Por tal razón, la obtención de una demanda de dinero no concluye con la estimación de sus parámetros. Ello, toda vez que también es necesario comprobar su estabilidad, es decir, que los parámetros no cambien durante el período de análisis.

Las primeras pruebas de estabilidad aplicadas fueron pruebas simples de Chow de cambio estructural. El siguiente paso fue la

⁸ En sentido estricto, el costo de oportunidad es distinto para cada agregado. Para los billetes y monedas, el costo es la mejor tasa de interés que deja de percibirse mientras que para un agregado más amplio tendría que restarse el rendimiento promedio de los instrumentos que conforman el agregado. Razones de disponibilidad de datos evitan poder usar medidas más precisas que la utilizada aquí (la tasa de CETES de 28 días)

⁹ Las restricciones toman a veces valores específicos como en el caso de la teoría cuantitativa con $\gamma = 1$ y $\phi = 0$, o la ley de la raíz cuadrada donde $\gamma = 0.5$ y $\phi = -0.5$.

aplicación de baterías completas de pruebas a modelos de corrección de error, tal y como se hace en la sección 5 de este trabajo. La práctica más reciente es la de probar, además, la estabilidad de la relación de largo plazo. Debido a que la estimación de los parámetros de dicha relación¹⁰ se lleva a cabo con métodos de cointegración son necesarias algunas pruebas especiales, las cuales se explican brevemente más adelante.

5.1. Resultados

La relación 2 para cada agregado se estimó con diferentes procedimientos. Todos ellos llevaron a resultados similares en cuanto a los valores de los parámetros estimados. En este documento se reportan, según sea conveniente, los resultados de dos métodos para el análisis de sistemas cointegradores: el método de máxima verosimilitud de Johanssen (1988) y *Mínimos Cuadrados Completamente Modificados* (MC-CM) de Phillips y Hansen (1990).

El primero permite la realización de pruebas de hipótesis basadas en el principio del cociente de verosimilitud. Por su parte, el segundo es más robusto ante desviaciones del supuesto de normalidad en muestras pequeñas y, más importante, permite la aplicación de pruebas sencillas de estabilidad sobre la relación de largo plazo. Este último aspecto se encuentra prácticamente ausente de la literatura sobre la demanda de dinero.¹¹

Se corrieron regresiones con la cantidad nominal de dinero contra precios, tasa de interés y actividad económica. Los resultados dieron coeficientes cercanos a la unidad para precios y valores razonables para las otras dos variables. Por ello, se decidió llevar a cabo el análisis en términos de la cantidad real de dinero, enfoque que produce funciones de largo plazo estables de acuerdo con las pruebas utilizadas aquí.

Las estimaciones que se reportan en el cuadro 2 provienen de la utilización del método MCO-CM de Phillips y Hansen (1990). El período de estimación para todos los agregados a partir de $m1 - p$ fue de enero de 1980 a enero de 2001. Para billetes y monedas no fue posible obtener estimados razonables con este método sino a partir de

¹⁰ Es decir, de los parámetros μ , γ y ϕ de la ecuación 2.

¹¹ Las excepciones que conocemos son Gabriel, Silva y Nunez (1999) y Vega (1998).

1983.¹² La estimación con MCO-CM está basada en el supuesto de que hay un único vector de cointegración en cada sistema. Las pruebas de Johansen (no reportadas aquí pero que pueden ser requeridas al autor) validan dicha hipótesis, tanto para la cantidad nominal de dinero como para la cantidad real de dinero. En las columnas 2 a 4 se presentan los coeficientes de largo plazo estimados y debajo de cada uno de ellos, entre paréntesis, se muestran los errores estándar modificados según el método de MCO-CM.

En las columnas 5 a 7 se incluyen tres estadísticos de constancia global de la relación de largo plazo, los cuales se describen en el apéndice A. El primer y segundo estadísticos (LC y F promedio) tienen como hipótesis nula un vector de parámetros constantes contra la alternativa de un vector que cambia aleatoriamente en el tiempo. El tercer estadístico (F supremo) tiene a la misma hipótesis nula contra la alternativa de un cambio único en el vector de cointegración en una fecha desconocida. Debajo del valor del estadístico, se encuentra el valor p asintótico del mismo.¹³ A veces estas pruebas de estabilidad arrojan resultados que se contradicen entre sí. El criterio utilizado fue el de ponderar cada una de ellas de manera equitativa, es decir, si dos estadísticos no rechazan la hipótesis nula de estabilidad entonces se considera que la ecuación es estable.

Para $myb-p$ la ley de la raíz cuadrada de Tobin-Baumol parece estar muy cerca de cumplirse.¹⁴ La elasticidad ingreso fue de 0.31, inferior a la reportada por Khamis y Leone (1999) para el mismo agregado.¹⁵ Los valores p de los estadísticos F promedio y F supremo no permiten rechazar la hipótesis de una relación de largo plazo constante para billetes y monedas desde 1983 a 2000, mientras que el estadístico LC indica rechazo al 5%.

¹² Los valores obtenidos con el método de Johansen desde 1982 fueron una semielasticidad interés de -0.48, elasticidad ingreso de 0.52 y constante de 10.41. Evidentemente, los valores son muy aproximados a los que se reportan en el texto.

¹³ Un valor p proporciona el nivel mínimo de significancia al cual es posible rechazar la hipótesis nula. Por ejemplo, un valor p de 0.07 indica que un estadístico es significativo al 10% pero no al 5%.

¹⁴ De hecho, estimaciones realizadas con el método de Johansen no rechazan el que las elasticidades cumplan dicha ecuación.

¹⁵ Obtenida mediante el método de Johansen, al igual que los valores reportados en el pie de página 10.

Cuadro 2
Elasticidades de largo plazo y pruebas de estabilidad

Agregados monetarios	Elasticidades de largo plazo*		Pruebas de estabilidad**			
	<i>i</i>	<i>y</i>	Constante	LC	F prom.	F sup.
<i>myb-p</i>	-0.478 (0.081)	0.31 (0.139)	11.539 (0.492)	0.773 p = 0.024	5.929 p = 0.060	14.074 p = 0.074
<i>m1-p</i>	-1.479 (0.248)	0.659 (0.415)	4.209 (1.941)	0.411 p = 0.161	7.427 p = 0.023	19.349 p = 0.010
<i>m2-p</i>	-0.624 (0.173)	1.05 (0.295)	3.488 (1.379)	0.358 p = 0.200	5.37 p = 0.089	14.057 p = 0.077
<i>m3-p</i>	-0.285 (0.079)	1.409 (0.134)	1.913 (0.628)	0.387 p = 0.184	4.34 p = 0.174	17.24 p = 0.022
<i>m4-p</i>	-0.27 (0.104)	1.957 (0.177)	-0.421 (0.825)	0.557 p = 0.071	7.245 p = 0.026	20.616 p = 0.010

* Errores estándar en paréntesis, ** *p* = valor *p* para el estadístico. Las estimaciones de los agregados comienzan en 1980, excepto *myb-p* que inicia en 1983.

En vista de los resultados obtenidos, se tomó la decisión de que la relación de largo plazo para el agregado *myb-p* es estable desde 1983.¹⁶

La elasticidad ingreso crece con el nivel del agregado. En el caso de *M1*, resultó de 0.66, mientras que la semielasticidad con respecto a la tasa de interés fue de -1.48. Este último parámetro es mayor que el de cualquier otro agregado y refleja el efecto sobre la estimación del cambio en la definición de *M1* a partir de octubre de 1991.¹⁷ A consecuencia de este cambio, solamente el estadístico *LC* no rechaza la hipótesis nula de estabilidad.

Para *m2-p* la elasticidad ingreso resultó unitaria y la semielasticidad de la tasa de interés es mucho menor al caso anterior. En este caso ninguna de las pruebas permite rechazar la hipótesis nula de estabilidad del vector al 5% de significancia.

El patrón se mantiene en el caso de *m3-p* para el cual la elasticidad ingreso aumenta y la semielasticidad de la tasa de interés disminuye. Para este agregado dos de las pruebas no rechazan la hipótesis de estabilidad. La ecuación para *m4-p* muestra una semielasticidad de tasa de interés muy similar a la de *M3* aunque la elasticidad ingreso es bastante más alta. Este y *M1* fueron los únicos agregados para los cuales dos de las pruebas reportan inestabilidad al 5%.

De lo anterior se concluye que, sólo es posible aceptar sin reservas la hipótesis de estabilidad de la relación de largo plazo de 1980 a 1999 para el caso de *m2-p*. En el caso de *m3-p* la evidencia de estabilidad para igual período fue menos fuerte, pero razonablemente buena. Para billetes y monedas, el más básico de los agregados considerados, la estabilidad de la demanda de dinero de largo plazo parece segura a partir de 1983, mientras que para *m1-p* y *m4-p* hay indicios de

¹⁶ Para este agregado en particular la estabilidad de largo plazo se examinó también utilizando la prueba recursiva del cociente de verosimilitud en el contexto del método de Johansen (diferentes versiones del programa PC FIML la incluyen). El resultado de la prueba fue que la demanda de largo plazo es estable al 5% de significancia, reforzando las conclusiones del texto.

¹⁷ "A partir de septiembre de 1991 tuvo lugar una transferencia masiva de fondos de los fideicomisos abiertos de inversión, incluyendo los de las cuentas maestras, hacia las cuentas de cheques con intereses. Lo anterior fue propiciado de manera determinante por modificaciones introducidas en las regulaciones relativas al coeficiente de liquidez y al régimen de inversión de los fideicomisos citados. De hecho, ya para el mes de diciembre las cuentas maestras habían desaparecido por completo. Este fenómeno explica, por sí mismo, un incremento del orden de 26.5 billones de pesos en las cuentas de cheques y en *M1* en los últimos meses del año". Ver Banco de México (1991) *Informe anual*.

inestabilidad para segmentos bien definidos de la muestra.

En cuanto a $m1 - p$ el problema parece provenir de una innovación financiera¹⁸ (cheques que pagan intereses) introducida en 1991 mientras que para $m4 - p$ el problema parece ocurrir a partir de 1995, coincidiendo con el inicio de la crisis económica y la modificación del régimen cambiario.

6. El proceso de ajuste

Cada sistema cointegrador tiene asociado una representación de mecanismo de corrección de error.¹⁹ Así que, en principio, se pueden derivar ecuaciones de corto plazo para cada uno de los agregados. Estos mecanismos de ajuste se interpretan como planes contingentes²⁰ en los cuales los factores de corto plazo “determinan los movimientos de dinero dadas unas bandas deseadas”,²¹ en tanto que “los factores de más largo plazo influyen sobre los niveles de las bandas mismas”.²²

6.1. Especificación del modelo de corrección de error

Hendry y Ericsson (1991) señalan una serie de restricciones para que el mecanismo de corrección de error sea interpretable como una demanda de dinero. En el modelo de ajuste dado por

$$\begin{aligned} \Delta(m - p)_t = & \mu_0 C E_{t-1} + \mu_1(L)\Delta(m - p)_{t-1} \\ & + \mu_2(L)\Delta i_t + \mu_3(L)\Delta y_t \end{aligned} \quad (3)$$

se debe cumplir con lo siguiente: 1) $\mu_0 < 0$ (para que exista cointegración); 2) $\mu_2(1) \leq 0$ (la suma de los efectos de corto plazo de la

¹⁸ Es interesante recordar que fenómenos análogos han ocurrido en otros países. Por ejemplo, Hendry y Ericsson (1991, p.839) mencionan la “explosión de M1” a partir de mediados de los años ochenta, como uno de los fenómenos a explicar en Estados Unidos y la Gran Bretaña. Así, dichos autores señalan la necesidad de tomar en cuenta los procesos de innovación financiera para la obtención de funciones de demanda de dinero estables.

¹⁹ Este es precisamente el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1988).

²⁰ Como en Hendry y Ericsson (1991).

²¹ *Ibid.*, p. 838.

²² *Ibid.* Estos factores de más largo plazo fueron analizados en la sección 4.

tasa de interés debe ser negativa) y; $\mu_3(1) \geq 0$ (la suma de los efectos de corto plazo de la variable de escala debe ser positiva).

6.2. Interpretación de los estimados

En el cuadro 3 se muestran los coeficientes estimados de los modelos de corrección de error para cada una de las definiciones de dinero utilizadas en este documento (con excepción de $m2 - p$, que se presenta en el cuadro 4). Por brevedad, no se recogen los estimados de los coeficientes de variables estacionales. Los errores estándar reportados entre paréntesis son consistentes según el método de White. Las columnas tres, cinco, siete y nueve contienen los estadísticos de Hansen (1992) para probar la estabilidad individual de los parámetros de una regresión con variables estacionarias.²³ Debajo de cada conjunto de estimados se presentan varios estadísticos útiles para la evaluación del ajuste y la especificación.

El enfoque seguido para la obtención de estos modelos fue el llamado "general a específico", por lo cual todos los coeficientes incluidos tienen garantizada su presencia por su nivel de significancia o alguna otra razón estadística. Los asteriscos en las pruebas de especificación implican el rechazo de la hipótesis nula que se está probando (por ejemplo para el estadístico Jarque-Bera la hipótesis nula es que la distribución es normal). Tres asteriscos indican rechazo al 1%, dos al 5% y uno al 10%. Para simplificar la notación, los términos de corrección de error y rezagos de las variables dependientes se designan genéricamente como CE_{t-1} y $\Delta(m-p)_{t-i}$, respectivamente. En todas las ecuaciones el coeficiente para el término de corrección de error rezagado CE_{t-1} salió con el signo correcto y resultó altamente significativo, comprobando la propiedad de cointegración. Estos coeficientes se vuelven menos negativos al aumentar la agregación. En el cuadro 4 se muestra cuántos meses son requeridos para que una perturbación al equilibrio monetario de cada agregado se elimine en un 50% y un 95%. La velocidad de ajuste para $\Delta(m4-p)_{t-i}$ es la misma que para $\Delta(m3-p)_{t-i}$.

Como puede observarse, el equilibrio en el agregado más básico se restablece en cerca de la mitad del tiempo que en el agregado más amplio. Para $myb - p$ toma alrededor de cuatro años eliminar

²³ Estas pruebas de estabilidad no deben confundirse con las ecuaciones reportadas en el cuadro 2, las cuales prueban la estabilidad conjunta de los parámetros de una regresión con variables I(1).

95% de un choque, mientras que para $m3 - p$ toma 80 meses (6.6 años). De lo anterior se concluye que el agregado más básico posee una velocidad de ajuste considerablemente más alta que la de los agregados amplios. Sin embargo, esta velocidad de ajuste es lenta si el agregado más básico quisiera utilizarse como objetivo intermedio de política monetaria.

Cuadro 3
Ecuaciones de corto plazo para distintos agregados monetarios

Variables	$\Delta(m1b - p)_t$		$\Delta(m1 - p)_t$		$\Delta(m3 - p)_t$		$\Delta(m4 - p)_t$	
	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.
$\Delta Y_t - 1$	-0.067 (0.015)	0.08	-0.041 (0.008)	0.07	-0.038 (0.010)	0.06	-0.038 (0.010)	0.71*
$\Delta(m-p)_{t,1}$			0.151 (0.064)	0.21	0.169 (0.063)	0.08	0.261 (0.060)	0.22
$\Delta(m-p)_{t,3}$	0.140 (0.063)	0.04						
Δi_t	-0.076 (0.026)	0.02	-0.117 (0.033)	0.08	-0.073 (0.018)	0.25	-0.067 (0.017)	0.05
$\Delta i_t - 1$	-0.068 (0.029)	0.05						
Δy_t	-0.234 (0.065)	0.04			0.183 (0.052)	0.04	0.158 (0.042)	0.01
$\Delta y_t - 1$					0.144 (0.062)	0.16		
$\Delta y_t - 2$					0.165 (0.061)	0.09		
$\Delta y_t - 3$	0.142 (0.066)	0.13			0.104 (0.053)	0.04		
R^2	0.877		0.683		0.499		0.464	
R -ajust.	0.867		0.663		0.457		0.428	
E. E.	0.027		0.034		0.185		0.180	
Asimetría	-0.416		2.428		1.022		0.460	
Curtosis	4.985		22.398		10.462		10.769	
Jarque-Bera	43.058**		3948.527**		586.049**		604.331**	
$LM_{1,2}$ AR	0.670		1.488		0.836		1.417	
$LM_{1,2}$ ARCH	1.349		0.437		0.416		0.806	
White-Het.	3.236**		1.990**		0.976		1.574	
Reset	1.177		0.043		6.764**		12.367**	

**1% de significancia, **5% de significancia, *10% de significancia

Los coeficientes de los términos autorregresivos, $\Delta(m - p)_{t-i}$, son bajos para todos los casos. Los efectos de corto plazo de la tasa de interés tienen el signo negativo necesario para que las funciones sean interpretadas como ecuaciones de demanda de dinero. El cambio contemporáneo de la tasa de interés está presente en cada caso, y sólo en la versión de $myb - p$ aparece también con un rezago. Esto implica que la demanda real de dinero comienza a reaccionar de inmediato ante una perturbación en la tasa de interés.

Cuadro 4
Velocidades de ajuste

<i>Variable</i>	<i>CE</i>	<i>50%</i>	<i>95%</i>
$\Delta(myb - p)$	-0.067	11	46
$\Delta(m1 - p)$	-0.041	17	75
$\Delta(m2 - p)$	-0.043	17	71
$\Delta(m3 - p)$	-0.038	19	80
Las columnas 3 y 4 representan meses			

Los cambios contemporáneos en la variable de escala, ΔY_t , únicamente resultaron no significativos para el caso de $\Delta(m1 - p)_{t-i}$. Algunos rezagos de esta variable aparecen en varias de las ecuaciones. El signo negativo de la suma de los coeficientes autorregresivos en la primera ecuación es anómalo en términos de las restricciones señaladas por Hendry y Ericsson (1991).

6.3. Pruebas de especificación y bondad de ajuste

La ecuación con el mejor ajuste (medido por la R^2) resultó la correspondiente al agregado básico (0.867), y el ajuste se hace menos robusto al aumentar el grado de agregación. Consistente con lo anterior, la ecuación con el menor error estándar es la de $\Delta(myb - p)_{t-i}$, lo que augura menor incertidumbre al ser usada para preparar pronósticos.

Obsérvese que en ninguna de las regresiones se incluyeron variables dicótomas, aunque parece tentador hacerlo para eliminar el problema de no normalidad de los residuales que aparece en las ecuaciones. Por ejemplo, la distribución de errores más asimétrica y leptocúrtica es la que proviene de la regresión para $\Delta(m1 - p)_{t-i}$. La

razón de ello es una observación extrema en septiembre de 1991 (ya mencionada antes).

La introducción de una variable dicótoma para manejar estadísticamente dicho evento permitió aumentar el ajuste y reducir la no normalidad de modo significativo. El mismo procedimiento puede seguirse para eliminar el efecto de otros eventos extremos que producen la no normalidad. Una medida alternativa sería obtener estimados con una periodicidad trimestral, por medio de lo cual se eliminaría el problema de no normalidad en muchos de los casos.²⁴ La inferencia estadística con dichas variables dicótomas es muy similar a la presentada aquí, por lo que se omite su explicación por brevedad.

Ninguna de las ecuaciones presentó problemas de autocorrelación y efectos ARCH aunque para los dos primeros agregados mediante la prueba de White se rechazó la hipótesis de varianza constante. La prueba de especificación RESET fue superada por los dos primeros agregados pero no por los últimos dos.

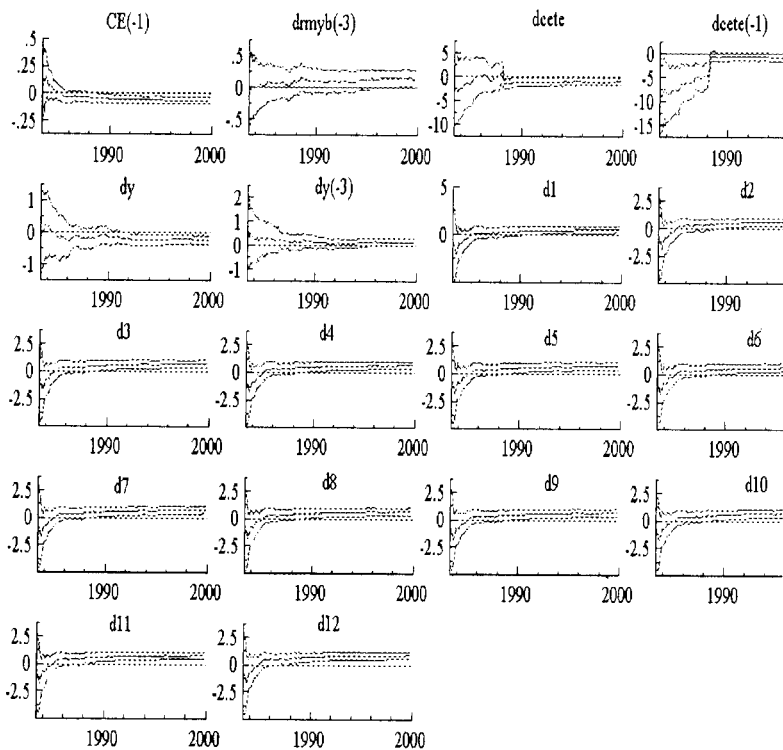
6.4. Pruebas de constancia de los parámetros individuales y de las ecuaciones

En esta sección se discuten las pruebas de estabilidad y constancia para los procesos de ajuste. Las cuales complementan el análisis de estabilidad de las relaciones de largo plazo llevado a cabo en la sección 4. Las pruebas de esta sección son más conocidas y numerosas que las de la sección 4 pues son las que comúnmente se aplican a regresiones de MCO con series estacionarias.

La estabilidad individual de los coeficientes estimados se verifica mediante los estadísticos de las columnas tres, cinco, siete y nueve del cuadro 3. La única excepción fue el caso del coeficiente de la velocidad de ajuste para el último agregado. Lo que, probablemente, refleja los problemas de estabilidad en la relación de largo plazo. Un punto interesante es que ningún coeficiente para la ecuación de $\Delta(m1 - p)$ mostró signos de inestabilidad a pesar de los resultados para la relación de largo plazo. Este caso ejemplifica la necesidad de confirmar separadamente la estabilidad de los coeficientes de corto y largo plazo, ya que los primeros pueden resultar estables (en términos de alguna prueba) aun cuando los segundos no lo sean. En la gráfica 1 se muestran los estimados recursivos de los coeficientes para la demanda de $\Delta(myb - p)$.

²⁴ Como, por ejemplo, en Garcés (2001).

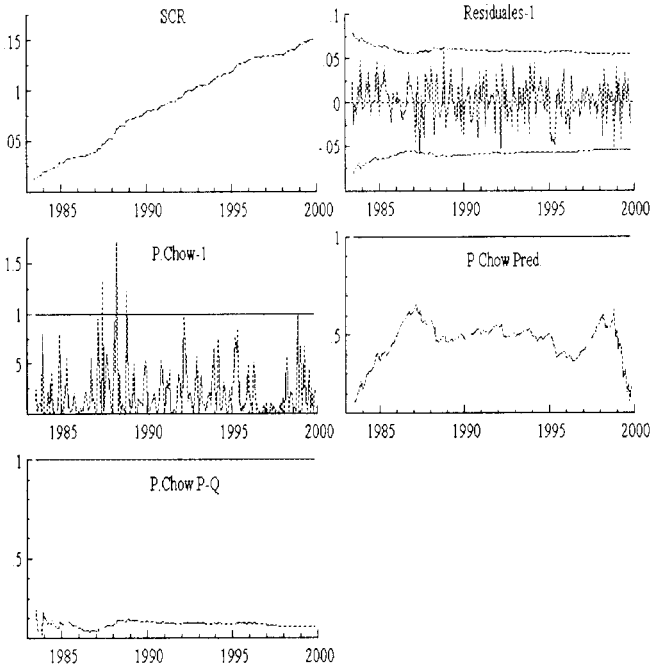
Gráfica 1

Coeficientes recursivos $\Delta(myb - p)$ 

La apariencia de las secuencias de estimados recursivos exhibe una extraordinaria constancia para la mayor parte de los coeficientes. Las únicas situaciones para las cuales las sendas temporales no resultaron suaves ocurren al comienzo de 1988, donde los coeficientes de corto plazo de la tasa de interés presentan un pequeño salto. Sin embargo, estos movimientos bruscos no son suficientes para rechazar la hipótesis de constancia de los parámetros, tal como se muestra en la tercera columna del cuadro 5. En pocos de los casos restantes la estabilidad de los coeficientes fue tan buena como en la ecuación de $\Delta(myb - p)$.

La gráfica 2 exhibe las secuencias temporales de algunos estadísticos recursivos para juzgar la estabilidad global de la ecuación para $\Delta(myb - p)$. En el primer panel se presenta la suma de los cuadrados de los residuales, SCR, en el segundo, los residuales de un paso adelante con bandas de confianza de dos errores estándar y, en los últimos tres, los estadísticos de Chow de un paso adelante.

Gráfica 2
Estadísticos recursivos de evaluación global
para $\Delta(myb - p)$



Los resultados confirman claramente la estabilidad global del modelo: la suma recursiva de los residuales al cuadrado es casi una línea recta; los residuales recursivos no salen de las bandas y solamente los estadísticos de Chow de un paso adelante (en la gráfica denotados como P.Chow-1) muestran observaciones que se apartan

en tres ocasiones de la línea de significancia del 5% (normalizada a 1). El análisis gráfico del resto de las ecuaciones del cuadro 2 (que puede pedirse al autor) muestra que las propiedades de estabilidad de corto plazo no son tan satisfactorias para algunos otros agregados.

6.5. *Exogeneidad e invertibilidad*

Un problema empírico que se presenta a menudo es decidir si la existencia de demandas de dinero estables garantiza el uso de éstas para la obtención de, por ejemplo, ecuaciones de comportamiento o pronóstico para inflación, tasa de interés o actividad económica. En otras palabras, el investigador debe decidir si, dada una ecuación de demanda de dinero estable, es posible una *inversión* de ella para representar el proceso que genera alguna de las variables que la determinan. Hendry y Ericsson (1991) argumentan que lo anterior es una práctica común a la que se recurre en macroeconomía, pero que, en general, no está justificada.

En específico, si se supone que se ha estimado una demanda de dinero como cualquiera del cuadro 2, el analista puede derivar la impresión errónea de que de esas ecuaciones se puede despejar, por ejemplo, la inflación o la tasa de interés y utilizar esas expresiones para hacer pronósticos o algún ejercicio similar. El error se origina cuando se olvida el hecho de que una regresión es la estimación de una función de variables aleatorias,²⁵ y no una expresión algebraica donde las variables pueden moverse libremente a ambos lados de la igualdad.²⁶

Si una función es invertible para alguna variable, el traslado de ésta a cualquier lado de la igualdad no afecta las propiedades estadísticas de aquélla. Esto sugiere que, para probar si la invertibilidad es posible en el caso de la demanda por dinero, debe procederse como sigue: obtener regresiones para el dinero nominal, la inflación y la tasa de interés contra el resto de las variables que están incluidas en la función original y analizar las propiedades estadísticas de los modelos resultantes. Los casos para los cuales la inversión no es justificable deben mostrar problemas en las pruebas estadísticas comunes, tal y como se mostrará más adelante.

²⁵ Por ejemplo, una media condicional.

²⁶ Para una prueba sencilla de que en general lo anterior no es posible ver Hendry y Ericsson (1991).

En el cuadro 5 se presentan los coeficientes para tres modelos de corrección de error (con exclusión de las variables dicótomas estacionales) estimados sobre el mismo conjunto de información. En el primero la variable dependiente²⁷ es $\Delta(m2 - p)$. El segundo está formado por una de las ecuaciones "invertidas" donde la variable dependiente es Δp_t a la cual se le añadió $\Delta m2_t$ como variable explicativa.²⁸ La tercera ecuación (también proveniente de una inversión) tiene a Δi_t como variable dependiente.

El primer resultado que cabe destacar es que, salvo por el problema de no normalidad detectado mediante el estadístico Jarque-Bera, la ecuación para $\Delta m2$ pasa todas las pruebas de especificación. Por su parte, las ecuaciones "invertidas" presentan más problemas (en especial la correspondiente a inflación, la cual no pasa una sola de las pruebas) y presentan un error estándar mucho mayor que el de aquélla. También es de notarse, que todos los coeficientes de la ecuación de $\Delta(m2 - p)$ son estables, mientras que en la ecuación para Δp para dos de ellos se rechaza fuertemente la hipótesis de estabilidad.

En la gráfica 3 se presentan las secuencias de estadísticos recursivos de Chow de punto de quiebre para las tres ecuaciones anteriores. En ellas se muestra que la única ecuación estable es la que incorpora a $\Delta(m2 - p)$ como variable dependiente (en los dos paneles superiores). Las secuencias de los estadísticos para las otras dos ecuaciones cruzan la línea de significancia.

Los resultados sugieren que la ecuación de demanda de dinero no es invertible. Por esta razón no resulta posible obtener una ecuación de determinación de la inflación o de tasa de interés a partir de una demanda de dinero. Del resultado se infiere que no hay implicaciones de política que se deriven directamente de una demanda de dinero. Aquéllas requieren, además, modelos bien especificados de inflación, tasa de interés y producto.²⁹

²⁷ Se eligió $\Delta(m2 - p)$ por ser la ecuación más parsimoniosa, aunque ejercicios similares a éste para los otros agregados fueron llevados a cabo con resultados parecidos.

²⁸ Una ecuación con $\Delta m2$ como variable dependiente tiene propiedades similares a la establecida en términos reales.

²⁹ Hendry y Ericsson (1991).

Cuadro 5
Modelos de corto plazo para $\Delta(m2 - p)$, Δp_t y Δi_t

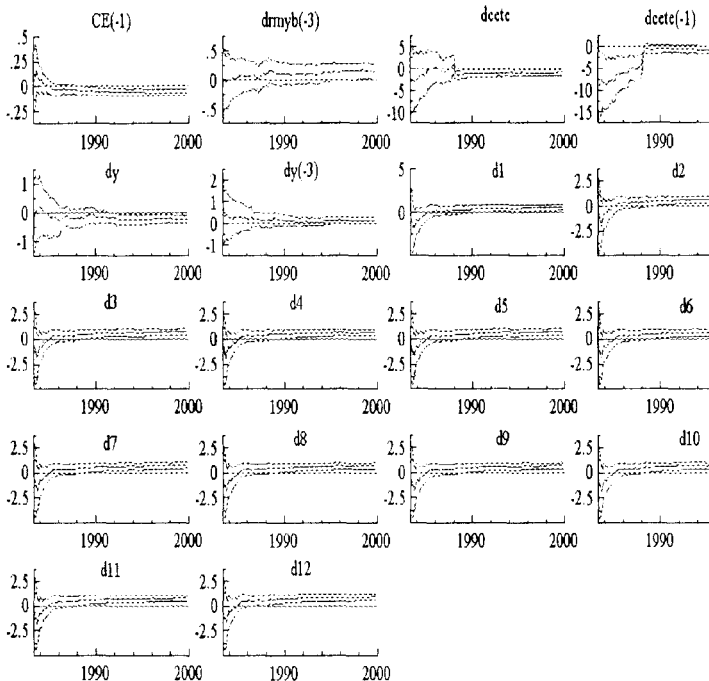
Variables	$\Delta(m2 - p)_t$		Δp_t		Δi_t	
	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.
CE_{t-1}	-0.043 (0.009)	0.09	0.073 (0.006)	4.20**	0.007 (0.002)	0.10
$\Delta(m2 - p)_{t-6}$	0.173 (0.063)	0.03	-0.062 (0.040)	0.04	0.05 (0.016)	0.28
Δi_t	-0.65 (0.274)	0.26	0.61 (0.173)	0.05		
$\Delta m2_t$			0.286 (0.038)	.076**		
$\Delta(m2 - p)_t$					-0.028 (0.016)	0.09
<i>R-ajust</i>		0.433		0.615		0.094
R^2		0.468		0.64		0.036
<i>E. E.</i>		0.024		0.153		0.006
<i>Asimetría</i>		0.425		0.827		-4.492
<i>Curtoosis</i>		9.156		9.807		52.421
<i>Jarque-Bera</i>		373.330**		57.980**		24.390**

Cuadro 5
(continuación)

<i>Variables</i>	$\Delta(m2 - p)_t$	Δp_t	Δi_t
<i>LM</i> _{12AR}	0.933	2.630**	3.744**
<i>LM</i> _{12ARCH}	1.076	30.020**	0.302
<i>White-Het.</i>	1.605	6.090**	0.869
<i>Reset</i>	0.419	72.480**	1.751
***1% de significancia			
**5% de significancia			
*10% de significancia			

Gráfica 3

Estadísticos recursivos de Chow para $\Delta(m2 - p)$, Δp_t y Δi_t



La no invertibilidad es una consecuencia de la superexogeneidad de una variable.³⁰ Otra implicación de esta propiedad es que los parámetros estimados permanecen inalterados aún en presencia de cambios en el proceso seguido por las variables sobre las que se condiciona. Respecto a ello se estimaron modelos uniecuacionales para los cambios de la tasa de interés y la inflación (en poder del autor), que muestran que los procesos seguidos por dichas variables no son constantes. El de la tasa de interés parece constante después de marzo

³⁰ Hendry y Ericsson (1991). Esta propiedad requiere de tres requisitos: exogeneidad débil (es decir, la validez del procedimiento de condicionar en cierta variable); constancia del modelo e_t ; invariancia de los parámetros.

de 1988,³¹ en tanto que el de la inflación lo es, al menos, a partir de 1983.

Es muy probable que tanto la inflación como la tasa de interés sean variables superexógenas en la ecuación de demanda de dinero. Para la tasa de interés, el asunto es más claro debido a que el proceso que sigue no es constante durante la muestra.³² En cuanto a la inflación, la no constancia del proceso marginal no es tan concluyente.

Es necesario aclarar que aun cumpliéndose la propiedad de superexogeneidad de una variable, esto no implica que la variable endógena no pueda utilizarse para hacer, por ejemplo, pronósticos sobre la otra variable.³³ Este caso se ejemplifica en la sección 6.

7. El contenido informativo de los agregados monetarios para el pronóstico de la inflación y la actividad económica

En la sección 5.5 se ha mostrado que para el caso de México es imposible partir de una demanda de dinero y obtener ecuaciones de inflación, producto y tasa de interés. Esto no es lo mismo que afirmar que la información contenida en los agregados monetarios no puede utilizarse de algún modo para ayudar a la preparación del pronóstico para esas variables. En esta sección se explora dicha información en contextos diferentes para cada una de las variables consideradas.

³¹ "Desde el otoño de 1988, las autoridades monetarias trataron de seguir un enfoque pragmático con respecto a las tasas de interés, dejando que el mercado funcionara. Con respecto a la eliminación gradual de los controles cuantitativos de crédito, la segunda fase en el proceso de liberalización financiera se inició en 1988, con la eliminación de los 'cajones de crédito' a sectores de alta prioridad, y continuando con la supresión de los requisitos de reserva obligatoria. De esta manera, a partir de octubre de 1988 sólo los saldos bancarios de las cuentas de cheques y de ahorro estuvieron sujetos a limitaciones relacionadas con el porcentaje que debería canalizarse a 'sectores de alta prioridad' y a los bancos de desarrollo, además del requisito de reserva obligatoria [...]. En abril de 1989 se extendió la reforma a los depósitos a plazo, y en agosto sucedió lo mismo con las cuentas de cheques. Para agosto, las autoridades abandonaron el mecanismo de crédito selectivo y establecieron las condiciones para eliminar lo que quedaba del sistema de reserva mínima [...]. Con la implantación de estas medidas, el proceso de liberalización de un sistema financiero reprimido para lograr un esquema basado en principios de mercado y de transparencia quedó esencialmente concluido". Aspe (1993).

³² Por el cambio institucional de 1988 descrito anteriormente.

³³ En otras palabras, superexogeneidad no implica exogeneidad fuerte.

7.1. *Agregados monetarios e inflación*

Para la inflación se estimaron modelos basados en una versión simple del modelo P^* de Hallman, Porter y Small (1991). En este modelo se define un nivel de precios de equilibrio a partir de la ecuación cuantitativa del dinero. La especificación es la que sigue:

$$P_t^* = \frac{M_t V_t^*}{Y_t^*} \quad (4)$$

en donde los asteriscos indican los valores de equilibrio del nivel de precios, de la velocidad y del producto. Nótese que en esta formulación, implícitamente se interpreta a M_t como una variable de oferta que determina el nivel de equilibrio de los precios interactuando con la velocidad de equilibrio y el producto potencial. De la ecuación 4 y de la ecuación cuantitativa tradicional se obtiene la expresión en logaritmos:

$$p_t - p_t^* = (v_t - v_t^*) (y_t - y_t^*) \quad (5)$$

La ecuación 5 establece que las desviaciones del nivel de precios observado respecto de su nivel de equilibrio dependen de las desviaciones (o brechas) de la velocidad v y del nivel de las transacciones y con respecto a sus niveles de equilibrio. Hallman, Porter y Small (1991) consideran procesos de ajuste tanto para la inflación en nivel ($\pi_t = p_t - p_{t-1}$) como en diferencias ($\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$). Dichos autores optan por esta última formulación (que implica la existencia de una raíz unitaria en la inflación). Sin embargo, en el presente estudio se encontró que para México es más apropiado el modelo en niveles.

34

La cuestión crucial del ejercicio es cómo computar los valores de equilibrio y^* y v^* . Para y^* los procedimientos típicos son utilizar una tendencia lineal o el filtro Hodrick-Prescott.³⁵ En la investigación

³⁴ Si seguimos su sugerencia, se estima la siguiente regresión:

$$\Delta\pi_t = C + \alpha_v(v - v^*)_{t-1} + \alpha_y(y - y^*)_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \phi_i \Delta\pi_{t-1} + \theta\pi_{t-1} \quad (6)$$

El valor del estadístico t del coeficiente de π_{t-1} resultó igual a -5.46, lo cual, utilizando las tablas de Dickey-Fuller, permite rechazar confortablemente la hipótesis de raíz unitaria y, por ello, la especificación en diferencias.

³⁵ Hallman, Porter y Small (1991) utilizan un estimado basado en datos preeliminados del mercado de trabajo.

que dio sustento al documento se utilizó una tendencia lineal con un quiebre en 1988:01.

Para la estimación de v^* en el lapso de 1955 a 1988 la referencia consultada fue la de Hallman, Porter y Small (1991). Los autores utilizaron el valor medio de la velocidad durante ese lapso, mientras que para el período previo (antes de 1955) emplearon el valor ajustado de una ecuación de cointegración de la velocidad contra un conjunto de variables de “interés económico”. Este último método es el que se aplicó para nuestro trabajo.³⁶ Dada la elección, la relación del modelo con la demanda de dinero de largo plazo que se estimó antes es evidente para el caso de $m2 - p$. Para este último agregado el logaritmo de la velocidad se define como $v = p + y - m2$. La variable es no estacionaria para el caso de México (a diferencia de lo que ocurre en Estados Unidos para el período considerado por Hallman, Porter y Small (1991)). Por lo tanto, es necesario encontrar alguna variable que esté cointegrada con ella.

La elección obvia para el caso de México es la tasa de interés. Al estimar primero el vector de cointegración entre la velocidad y la tasa de interés, se obtiene un valor para la brecha de velocidad casi idéntico al negativo del término de corrección de error para $m2 - p$. Por lo anterior, la ecuación P^* para el último agregado resulta ser la siguiente:

$$\pi_t = -\alpha_v((m2 - p) - (m2 - p^*))_{t-1} - \alpha_y(y - y^*)_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{12} \theta_j d_j \quad (7)$$

donde π_t es la tasa de inflación en el periodo t y $(m2 - p) - (m2 - p^*) = -(v - v^*)$ es la brecha de dinero (en este caso casi idéntica a la brecha de velocidad) con un rezago. La ecuación se completa con la brecha de producto y variables dicótomas estacionales. Los valores esperados para los parámetros son $\alpha_v < 0$ y $\alpha_y < 0$. La versión estricta del modelo P^* requiere además que $\alpha_v = \alpha_y$. Obsérvese que, aunque la inflación se encuentre definida en términos de alguna variable monetaria, la ecuación no es una demanda de dinero invertida.

³⁶ En otros estudios, la velocidad de equilibrio v^* se ha estimado a partir de una tendencia lineal, del filtro Hodrick-Prescott o algún otro método apropiado. Por ejemplo, un método interesante introducido por Orphanides y Porter (1998) consiste en usar árboles de regresión para obtener una velocidad de equilibrio cambiante en el tiempo.

Cuadro 6
(continuación)

Variables	Δp					
	80:03-95:12	81:02-95:12	80:03-95:12			
<i>T</i>						
<i>E. E.</i>	0.012	0.12	0.012	0.011	0.12	0.012
<i>Asimetría</i>	0.989	0.733	0.841	0.925	0.842	0.882
<i>Curtosis</i>	8.707	7.896	8.263	8.389	8.311	4.457
<i>Jarque-Bera</i>	288.8**	194.9**	241.7**	256.9**	245.7**	260.3**
<i>LM₁₂AR</i>	1.031	1.113	1.235	1.620	1.567	1.803
<i>LM₁₂ARCH</i>	1.450	1.123	1.504	1.147	1.514	1.414
<i>White-Het.</i>	3.9**	3.4**	3.3**	2.9**	2.9**	3.1**
<i>Reset</i>	1.230	1.047	1.253	0.022	0.789	1.891
<i>Predicción</i>	96:01-99:12					
<i>ECM</i>	0.00647	0.00644	0.00654	0.00665	0.00658	0.00664
<i>EPAM</i>	0.00544	0.00530	0.00551	0.00560	0.00554	0.00563
***1% de significancia						
**5% de significancia						
* 10% de significancia						

En vista de los pobres resultados obtenidos mediante las ecuaciones que incluyen la brecha de dinero y la brecha de producto, se decidió probar con otras especificaciones. En el cuadro 7 se elimina el modelo autorregresivo simple y a las otras ecuaciones se les suprimió la variable con significancia más débil (la brecha de producto) y se agregan rezagos de la tasa de crecimiento nominal del agregado respectivo. De igual manera, se reportan los mismos estadísticos de evaluación del cuadro previo.

De modo inesperado, la exclusión de la brecha de producto mejora el desempeño de los modelos, en especial de los que incluyen funciones de los agregados más amplios. El resultado puede deberse a varias razones entre las cuales destacan dos. Primero, es factible que la medida de brecha de producto utilizada pueda ser mejorada a través de algún otro método. Con base en ello, se intentó con el filtro de Hodrick-Prescot pero no se mejoró el resultado reportado. Segundo, el período de evaluación es quizás demasiado corto para proporcionar conclusiones definitivas, pero la contundencia de las pruebas presentadas hace dudoso que con una muestra más grande los resultados cambien sensiblemente.

Los modelos que incluyen funciones de billetes y monedas y los últimos dos agregados superan claramente al modelo autorregresivo simple. Específicamente, el error cuadrático medio y el error absoluto medio son menores para el modelo con $m4-p$. Los resultados previos indican que los agregados monetarios proveen información útil aunque marginal para predecir la inflación. Ello si no se cuenta con otro tipo de información.

7.2. *Agregados monetarios y actividad económica*

En la penúltima sección del trabajo se analiza la información contenida en los agregados monetarios utilizable para fines de pronóstico de la actividad económica. El análisis del dinero como predictor de ésta tiene una larga tradición en economía monetaria, de hecho, fue parte central en los debates del pasado. Los métodos para tal fin han incluido correlaciones dinámicas, pruebas de causalidad de Granger, regresiones y, más recientemente, VARs.³⁸ Cualquiera de los métodos

³⁸ Ver el capítulo 1 de Walsh (1998) para una revisión de los diferentes procedimientos que se han utilizado. A pesar de su evidente dominio en la literatura contemporánea, no se emplea el enfoque de VARs porque llevaría a una inevitable discusión sobre su estructura dinámica sin aportar nada realmente novedoso en relación con lo que se muestra con el método más directo del texto.

Cuadro 7
Modelos sin la brecha de producto

Variables	Δp				
	0.823 (0.040)	0.776 (0.047)	0.715 (0.050)	0.644 (0.057)	0.741 (0.046)
Δp_{t-1}					
$(p^* - p)_{t-1}^{m0b}$	-0.016 (0.007)				
$(p^* - p)_{t-1}^{m1}$		-0.008 (0.004)			
$(p^* - p)_{t-1}^{m2}$			-0.022 (0.006)		
$(p^* - p)_{t-1}^{m3}$				-0.032 (0.008)	
$(p^* - p)_{t-1}^{m4}$					-0.016 (0.007)
Δm_{t-2}	0.077 (0.030)				
Δm_{t-3}		0.050 (0.017)			

Cuadro 7
(continuación)

Variables	Δp			
Δm_{t-4}			0.110 (0.039)	0.134 (0.044)
Δm_{t-5}		0.035 (0.017)		
Δm_{t-6}			0.105 (0.032)	0.122 (0.045)
<i>T</i>	81:04-95:12	80:07-95:12	80:08-95:12	
<i>R-ajust</i>	0.814	0.82	0.824	0.829
R^2	0.798	0.804	0.81	0.814
<i>E. E.</i>	0.012	0.012	0.011	0.011
<i>Asimetría</i>	0.795	0.669	0.739	0.701
<i>Curtosis</i>	7.28	7.571	7.066	6.893
<i>Jarque-Bera</i>	153.73**	175.80**	144.26	131.97**
LM_{12AR}	0.903	0.979	0.664	1.117
LM_{12ARCH}	1.526	1.780*	1.336	1.911**
<i>White-Het.</i>	3.265**	3.066**	4.257**	6.200**
<i>Reset</i>	0.304	0.152	0.793	0.056
				123.52**
				2.186**
				6.938**
				0.261

Cuadro 7
(*continuación*)

<i>Variables</i>	Δp				
<i>Predicción</i>	<i>96:01-99:12</i>				
<i>ECM</i>	0.00612	0.00671	0.00661	0.00583	0.00578
<i>EPAM</i>	0.00514	0.00555	0.00539	0.00468	0.00463
***1% de significancia					
**5% de significancia					
*10% de significancia					

anteriores nos llevará al mismo resultado por lo que elegimos el más simple, que es construir un modelo autorregresivo para la actividad económica aumentado con rezagos del dinero, la tasa de interés y la inflación. La variable dependiente es la tasa de crecimiento del índice de la producción industrial, Δy . La ecuación general tiene la forma:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{12} \Delta \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \eta_i \Delta i_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \Delta P_{t-i} \quad (8)$$

La ecuación se estimó para cada agregado y se simplificó con base en la aplicación de pruebas de significatividad para el período 1982:01-94:12 (se deja el resto de la muestra para evaluación de pronóstico). Desde luego que otros modelos más elaborados son posibles y deseables, pero la idea del ejercicio es examinar el poder predictivo de los agregados monetarios en el marco más simple. De hecho, éste se restringe a una evaluación del pronóstico estático. Un ejercicio dinámico donde las variables requieren ser pronosticadas en una estructura de VAR produjo resultados más desalentadores. Los resultados se presentan en el cuadro 8. En él se incluyen las pruebas de significatividad, bondad de ajuste y especificación. En la columna dos se presenta un modelo autorregresivo puro. Las columnas cuatro, seis y ocho contienen modelos autorregresivos más rezagos de las tasas de crecimiento de los agregados *myb*, *m1* y *m2*. Las columnas tres, cinco, siete y nueve contienen los estadísticos de estabilidad para parámetros individuales de Hansen. Al final del cuadro se presentan los estadísticos de evaluación de pronóstico más comunes.

Puede observarse que la bondad de ajuste, medida por la R^2 ajustada, de los modelos con otras variables supera a la del modelo autorregresivo simple por un escaso margen. Lo que sugiere que el poder predictivo del dinero con respecto de la actividad económica debe ser muy pequeño. Los modelos se comportan satisfactoriamente en las pruebas de especificación con la excepción de la heterocedasticidad detectada por la prueba de White. Esto último no debe tener mayor impacto en los ejercicios de pronóstico.

Al observar los estadísticos de evaluación de pronóstico al final del cuadro, se concluye que los modelos que comprenden información proveniente de los agregados monetarios superan al que incluye sólo rezagos de la propia variable dependiente.

Cuadro 8
Modelos para la actividad industrial

Variables	Δy					
	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.
Δy_{t-1}	-0.68	0.14	-0.586	0.12	0.714	0.22
Δy_{t-2}	-0.029	0.07			-0.344	0.03
Δy_{t-3}			0.253	0.07		
Δy_{t-6}	0.174	0.022				
Δmyb_{t-2}			0.120	0.21		
Δmyb_{t-4}			-0.244	0.10		
Δmyb_{t-11}			0.150	0.56*		
Δm_{t-1}					0.114	0.07
Δm_{t-5}					0.103	0.12
Δm_{2t-5}						0.170
Δpt_{-2}					-0.295	0.33
T	82:01-94:12					
R -ajust	0.644		0.667		0.665	0.659
R^2	0.676		0.702		0.700	0.692
$E. E.$	0.025		0.024		0.024	0.024
Asimetría	-0.049		0.122		-0.089	-0.126

Cuadro 8
(continuación)

Variables	Δy					
	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.	Coef.	Inest.
T	82:01-94:12					
<i>Curtosis</i>	2.839		3.2		2.695	2.585
<i>Jarque-Bera</i>	2.231		0.655		0.811	1.533
<i>LM_{12AR}</i>	1.588		1.696		1.225	1.214
<i>LM_{12ARCH}</i>	1.465		1.956*		1.277	1.266
<i>White-Het.</i>	2.900**		2.500**		2.430**	2.597**
<i>Reset</i>	0.374		0.009		0.000	0.011
<i>Predicción</i>	95:01-99:12					
<i>ECM</i>	0.02995		0.02605		0.02778	0.02954
<i>EPAM</i>	0.02296		0.01926		0.02148	0.02001
***1% de significancia						
**5% de significancia						
*10% de significancia						

El mejor modelo de acuerdo con los criterios ECM y EPAM es el que incorpora información del agregado más básico. Esta mejora, sin embargo está en el rango de los milésimos, por lo cual se puede concluir que el dinero proporciona información marginal para predecir la actividad económica, lo cual es completamente consistente con las pruebas de exogeneidad e invertibilidad que se presentaron antes. Aunque se podría argumentar que este resultado es producto de la extremada simpleza del modelo y que, posiblemente, otros enfoques proporcionarían una conclusión diferente, no pensamos que ese vaya a ser el caso. De hecho, el ejercicio estuvo diseñado para dar al dinero la mejor posibilidad de jugar un papel en la predicción de la actividad económica. El extender el horizonte de predicción, el hacerlo un ejercicio dinámico e incluir otras variables que impactan a la actividad industrial en México (por ejemplo en el contexto de un VAR) reduce el poder explicativo del dinero aún más. Se puede mostrar incluso que, a diferencia de lo que ocurría con la inflación en el pasado, el crecimiento del dinero no ha servido nunca para predecir la actividad económica en México. Por ello, la controversia generada por las desviaciones de la base monetaria observadas en 1999 y que se mencionaban como posibles causas del "sobrecalentamiento" de la economía parece completamente infundada.

8. Conclusiones y comentarios finales

En este documento se estudian las relaciones entre los agregados monetarios (billetes y monedas y $M1aM4$), la tasa de inflación y la actividad económica en el contexto de modelos uniecuacionales. Primero, se estimaron relaciones de largo plazo entre los distintos agregados monetarios (deflactados por el índice de precios al consumidor), la tasa de interés y el índice de la producción industrial. Los coeficientes estimados cumplen las restricciones teóricas para que las relaciones de largo plazo puedan interpretarse como demandas de dinero.

A diferencia de lo que se hacía en la literatura previa, el método de estimación utilizado (MCO-CM) permitió probar directamente las propiedades de estabilidad de cada relación de largo plazo. Las demandas más estables resultaron ser las de billetes y monedas y $M2$. Las demandas para $M1$ y $M4$ muestran posible inestabilidad de diferente origen.

Los procesos de ajuste tienen diferentes velocidades. Un desequilibrio para los billetes y monedas se elimina mucho más rápidamente que para el resto de los agregados. El modelo de corto plazo

más estable y con mayor poder predictivo corresponde también al agregado más básico. La investigación mostró que las ecuaciones de demanda de corto plazo no son invertibles. Por ello, su uso para la representación del proceso que sigue alguna de las otras variables queda descartado. Al ser la no invertibilidad una implicación de la propiedad de superexogeneidad fuerte, se infiere que en México el nivel de precios determina la cantidad de dinero y no viceversa. A pesar de lo anterior, es posible utilizar la información contenida en los agregados monetarios para hacer modelos de pronóstico para la inflación y la actividad económica. Sin embargo, la mejora en la calidad de los pronósticos con respecto a los que produce un modelo de autorregresivo simple es modesta.

Bibliografía

- Aspe, Pedro (1993). *El camino mexicano de la transformación económica*, FCE, México.
- Banco de México (2002). www.banxico.org.mx, México.
- (1991). *Informe anual*, México.
- Catalán, Alonso H. (2000). “El tipo de cambio y la demanda de dinero en México, 1980-1998. Un análisis de cointegración”, *Momento Económico*, núm. 108.
- Cuthbertson, K. y L. Galindo (1999). “The Demand for Money in Mexico”, *The Manchester School*, vol. 67, núm. 2, pp. 154-166.
- Engle, Robert F. y C. W. J. Granger (1987). “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-76.
- Gabriel Vasco, J. C. R., Arthur C. B. da Silva López y Luis M. R. C. Nunes, (1999). *Instability in Cointegration Regressions: Further Discussion with an Application to Money Demand in Portugal*, Instituto Superior de Economía, Universidad Técnica de Lisboa, Documento de Trabalho núm. 3-99.
- Galindo, Luis M. (2000). “Un modelo de demanda de dinero de saldos de amortiguamiento: el caso de México”, *Investigación Económica*, vol. LIX, núm. 231.
- Garcés Díaz, Daniel G. (2001). “¿Cuándo es la inflación un fenómeno monetario? La experiencia de México 1945-2000”, Banco de México, (mimeo).
- García Herrero, A. y Manoj Vasant Pradhan (1998). *The Domestic and Foreign Price Gap in the P-STAR Model: Evidence from Spain*, IMF Working Paper 98/64.
- Guerra de Luna Alfonso y A. Torres (2001). *Agregados monetarios en México: ¿de vuelta a los clásicos?*, Banco de México, Documento de Investigación núm. 2001-06.
- Hallman, J. J., Richard D. Porter y David H. Small (1991). “Is the Price Level Tied to the M 2 Monetary Aggregate in the Long Run?”, *The American Economic Review*, vol. 81, núm. 4, pp. 841-858.

- Hansen, B. E. (1992). "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 321-335.
- Hendry, D. F. y Neil R. Ericsson (1991). "Modelling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, 35, pp. 833-886.
- INEGI (2002). www.inegi.gob.mx, México.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, núm. 2/3, pp. 241-49.
- Kamin, S. B. y Neil R. Ericsson (1993). *Dollarization in Argentina*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, núm. 460.
- Khamis, May y Alfredo M. Leone (1999). *Can Currency Demand be Stable Under a Financial Crisis? The Case of México*, IMF Working Paper, enero.
- Lucas, R. E. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en K. Brunner y A. Meltzer (comps.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, vol. 1, Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy, North-Holland, pp. 19-46.
- McNelis, P. D. y L. Rojas Suarez (1996). *Exchange Rate Depreciation, Dollarization and Uncertainty: A Comparison of Bolivia and Peru*, Inter-American Development Bank Working Papers núm. 325.
- Orphanides, A. y Richard Porter (1998). *P* Revisited: Money-Based Inflation Forecasts with a Changing Equilibrium Velocity*, Board of Governors of the Federal Reserve System, WP 98-26.
- Phillips, P. C. B. y Bruce E. Hansen (1990). "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression With I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99-125.
- Phillips P. C. B. y C. E. Quintos (1993). "Parameter Constancy in Cointegrating Regressions", *Empirical Economics*, 18, pp. 675-706.
- Román Aguilar, Fernando y A. Vela Dib (1996). *La demanda de dinero en México*, Banco de México, Documento de Investigación núm. 9602.
- Sistema de Información Económica (2002). www.banxico.org.mx, Banco de México, México.
- Thornton, John (1996). "Cointegration, Error Correction and the Demand for Money in Mexico", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132, 4, pp. 690-99.
- Vega, J. L. (1998). "Money Demand Stability: Evidence from Spain", *Empirical Economics*, vol. 23.
- Walsh, Carl E. (1998). *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press.

Apéndices

A. Fuentes de información y definiciones

Los datos sobre el índice nacional de precios al consumidor, la tasa de CETES y agregados monetarios fueron obtenidos del sitio internet

(www.banxico.org.mx) y del Sistema de Información Económica, SIE, ambos del Banco de México. El índice de la producción industrial se obtuvo del sitio de INEGI (www.inegi.gob.mx).

Es importante tener en cuenta que el Banco de México cambió la definición de la mayor parte de los agregados monetarios desde 1999 (Boletín de prensa del 29 de Julio de 1999). La nueva y la vieja definición de cada agregado se reportaron juntos hasta diciembre del 2000. Las series que están actualmente en el sitio corresponden a la nueva metodología. El trabajo utiliza las viejas definiciones que pueden obtenerse en el SIE. Estas llegan hasta diciembre del 2000.

B. Las pruebas de estabilidad de parámetros para regresiones con variables I(1)

Existen varios tipo de pruebas para examinar la estabilidad de los componentes de un vector de cointegración. Se presentará una descripción simplificada de las propuestas por Hansen (1992). Ellas están basadas en los parámetros estimados por el método semiparamétrico de *Cuadrados Mínimos Ordinarios Completamente Modificados*, MC-CM, propuesto por Phillips y Hansen (1990). El método considera una regresión entre variables I(1) de la siguiente forma:

$$y_t = A_t x_t + \pi k_t + u_{1t} \tag{b.1}$$

donde k_t es un vector de componentes determinísticos (constante y potencias del tiempo) y x_t es un vector de variables con tendencias estocásticas:

$$x_t = x_{t-1} + u_{2t} \tag{b.2}$$

Cuando se supone que los parámetros son constantes a través de toda la muestra entonces $A_t = A$ y se tiene la cointegración de Engle-Granger. Al definir $u_t = (u_{1t}, u_{2t})$, el método de MC-CM hace una corrección del sesgo de endogeneidad en muestras pequeñas a través de un estimado de la matriz de covarianza de largo plazo definida como:

$$\Omega = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \sum_{j=1}^n E(u_j u_t') \quad \Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix} \tag{b.3}$$

La cual es análoga a la matriz de densidad espectral. Una vez obtenidos los estimados A_t , es posible checar su estabilidad, es decir,

la validez de la hipótesis $A_t = A$ a través de una prueba de multiplicador de Lagrange. Si se considera que un solo cambio estructural ocurrió en alguna fecha se pueden aplicar dos pruebas. Si la fecha de quiebre se conoce entonces se puede aplicar la siguiente:

$$\begin{aligned} F_{nt} &= \text{vec}(S_{nt})' (\hat{\Omega}_{1-2} \otimes V_{nt})^{-1} \text{vec}(S_{nt}) \\ &= \text{tr} \left\{ S'_{nt} V_{nt}^{-1} S_{nt} \hat{\Omega}_{1-2}^{-1} \right\} \end{aligned} \quad (b.4)$$

Donde S_{nt} es la suma de *scores* del problema de minimización de cuadrados y V_{nt} es una función del producto externo del vector x_t . La prueba tiene problemas debido a que el conocimiento de la fecha de quiebre proviene del examen de los datos, por lo que la teoría utilizada para probar la significatividad no es apropiada. Por dicha razón se considera una alternativa donde la fecha de quiebre es desconocida. El estadístico es simplemente el supremo de la secuencia de estadísticos F_{nt} calculados recursivamente para cada fecha:³⁹

$$\text{Sup}F = \sup_{t/n \in \tau} F_{nt} \quad (b.5)$$

Las dos pruebas siguientes tienen como hipótesis alternativa el que el vector de parámetros A_t sigue una caminata aleatoria: $A_t = A_{t-1} + \varepsilon_t$. La primera de estas pruebas consiste en obtener el promedio de la secuencia F_{nt} :

$$\text{Mean}F = \frac{1}{n^*} \sum_{t/n \in \tau} F_{nt}, \quad \text{donde} \quad n^* = \sum_{t/n \in \tau} 1 \quad (b.6)$$

La última alternativa es el estadístico L_c , que no se deriva como los anteriores de la secuencia F_{nt} :

$$L_c = \text{tr} \left\{ M_{nm}^{-1} \sum S_t \hat{\Omega}_{1-2}^{-1} S'_t \right\} \quad (b.7)$$

En el texto se utilizaron las tres últimas pruebas. Los estadísticos y valores de probabilidad se obtuvieron con el programa de Bruce Hansen.

³⁹ Este método de hecho elimina el 15 por ciento inicial y el 15 por ciento final de la muestra.