

¿Cuándo es la Inflación un Fenómeno Monetario? La Experiencia de México de 1945 a 2000

Daniel Garces-Diaz*
dgarces@banxico.org.mx
Banco de México

18 de septiembre de 2001

Resumen

La pregunta se responde analizando el comportamiento de la demanda por efectivo y la dinámica inflacionaria. Primero, se muestra que la demanda de largo plazo ha sufrido un solo cambio estructural ubicado en 1982. De 1945 a 1982 la demanda toma la forma de una ecuación cuantitativa clásica donde la elasticidad del ingreso es unitaria y la semielasticidad de la tasa de interés es cero. A partir de 1983 esa demanda se puede representar como un sencillo sistema de elegantes propiedades: 1) La relación de largo plazo cumple exactamente con la ley de la raíz cuadrada de Tobin-Baumol; 2) las elasticidades precio de largo y corto plazo son iguales a uno; 3) el proceso de ajuste es extraordinariamente estable y parsimonioso, dependiendo únicamente del error de equilibrio de largo plazo rezagado y variables estacionales. 4) la tasa de interés, la actividad económica y la inflación son variables superexógenas por lo que el modelo estimado es además no invertible e inmune a la crítica de Lucas. Posteriormente se muestra el efecto de esos cambios sobre la dinámica inflacionaria. El período de 1945 a 1982 se puede caracterizar como el de una economía monetarista clásica donde la ecuación cuantitativa se cumple exactamente y el crecimiento del dinero causa a la inflación. Por el contrario, desde 1983 el dinero no es un causante directo de ella. La dinámica inflacionaria es determinada por el comportamiento del tipo de cambio y los salarios sin ningún papel visible para el dinero. Dado lo anterior, es claro que durante este período la inflación no es un fenómeno monetario en el sentido de que el dinero no es un causante directo del aumento de los precios. Sin embargo, el argumento de que la inflación es un fenómeno monetario puede rescatarse si se considera que las acciones de política monetaria determinan el comportamiento del tipo de cambio.

*Agradezco a Rafael Gómez-Tagle, Alejandro Werner y Adalberto González por sus útiles comentarios y sugerencias. El contenido de este trabajo no refleja necesariamente las opiniones de la institución donde el autor labora.

1 Introducción

El Banco de México tiene como objetivo intermedio de política a la base monetaria, la cual desde 1993 es esencialmente idéntica a billetes y monedas al volverse negligibles los depósitos de los bancos privados en sus cuentas corrientes en el banco central.

Desde 1997 este banco central reporta la trayectoria diaria de sus pronósticos y la demanda observada de este agregado como una medida adicional para incrementar la transparencia y la credibilidad de sus acciones. La utilidad mayor de esta medida radica en proporcionar al público un instrumento de monitoreo sobre la cantidad de dinero en cualquier momento del tiempo. Implícita en este objetivo se encuentra la noción de que existe una relación estable entre el agregado más básico (billetes y monedas) con sus determinantes principales. En este documento se demuestra que este supuesto se cumple plenamente pero que la existencia de dicha relación estable no implica en modo alguno que la inflación en México sea actualmente un fenómeno monetario en el sentido monetarista clásico.

La afirmación de que “la inflación es siempre y en todo lugar un fenómeno monetario” ha sido motivo de contantes controversias a lo largo del tiempo. La interpretación más común de ella es que la emisión de dinero es la fuente primaria del aumento de los precios. Esto requiere que el dinero sea una variable exógenamente determinada por la autoridad monetaria e implica que en un proceso de desinflación el banco central tiene que restringir el circulante de modo proporcional a su objetivo inflacionario.

La estrecha relación entre la tasa de crecimiento del dinero y la inflación es algo innegable y ampliamente documentado.¹ Sin embargo, esto no es en si una prueba de la validez de la interpretación monetarista tradicional debido a que no hay consideraciones de apropiada causalidad.² En este artículo el problema se estudia a partir de la derivación de una demanda de dinero de largo plazo y del estudio de los determinantes de la inflación.

Se prueba que la demanda por efectivo en México en los 55 años que cubre este análisis ha sufrido un único cambio estructural que puede ser exactamente ubicado en 1982. De 1945 a 1982 la demanda por efectivo toma la forma de una ecuación cuantitativa clásica donde la elasticidad del ingreso es unitaria y la semielasticidad de la tasa de interés es cero. Aunque los mismos coeficientes de cointegración se pueden obtener para diferentes submuestras, la relación encontrada rechaza una prueba recursiva de estabilidad. Esta puede ser debida

¹Por ejemplo, McCandles y Weber (1995) en una muestra de 110 países y 30 años encuentran una correlación de 0.92 a 0.96 entre la inflación y la tasa de crecimiento del dinero.

²La confusión de la estrecha relación entre crecimiento del dinero y los precios con causalidad también aparece en la forma de análisis de cointegración. Por ejemplo, Feliz y Welch (1997) arguyen que la presencia de cointegración entre la tasa de crecimiento del dinero y la inflación junto con la existencia de causalidad de Granger entre el crecimiento del dinero y el desequilibrio monetario es prueba a favor del modelo monetarista clásico en un grupo de países latinoamericanos. El problema aquí es evidente: variables con una raíz cercana a la unidad estrechamente correlacionadas van a parecer “cointegradas” y el término de “corrección de error” así generado por construcción causa en el sentido de Granger al crecimiento del dinero.

al comienzo del uso de emisión primaria como fuente de financiamiento de los déficits públicos desde finales de los sesentas. Las devaluaciones ocurridas durante el período pudieron también tener un papel aunque éste es más dudoso en vista de que no se observa el mismo efecto en años posteriores.

También se demuestra que la demanda por efectivo en México se puede representar a partir de 1983 como un proceso igualmente simple donde la relación de largo plazo viene dada ahora por la ley de la raíz cuadrada de Tobin-Baumol. En contraste, esta relación es estable durante todo ese período. Adicionalmente, el proceso de ajuste o demanda de corto plazo, también cumple con las pruebas de estabilidad más exigentes y es muy parsimonioso, dependiendo únicamente del error de equilibrio rezagado. Extendiendo la estimación del modelo antes de 1983 resulta en inestabilidad y la pérdida de la propiedad de cointegración, lo que comprueba el cambio estructural detectado.

Las variables que determinan la demanda de dinero en este período (tasa de interés, actividad económica e inflación) son superexógenas por lo que el modelo estimado es inmune a la crítica de Lucas y puede usarse de modo confiable en la elaboración de pronósticos y evaluación de acciones de política monetaria.

Los cambios ocurridos en la demanda de dinero van acompañados por modificaciones importantes en la dinámica inflacionaria. Se muestra que el período de 1945 a 1982 se puede caracterizar como ejemplo de una economía monetarista tradicional donde no sólo existía una demanda de dinero clásica sino que el dinero era una causa primaria de la inflación.

Por el contrario, desde 1983 el dinero no contribuye a explicar la dinámica inflacionaria. Esta es determinada principalmente por el comportamiento del tipo de cambio y los salarios, sin ningún papel visible para el dinero. Dado lo anterior, es claro que durante este período la inflación no es un fenómeno monetario en el sentido de que el dinero no es un causante directo del aumento de los precios. Sin embargo, el argumento de que la inflación es un fenómeno monetario puede rescatarse si uno considera que las acciones de política monetaria determinan en gran medida, o en ocasiones totalmente, el comportamiento del tipo de cambio.

El resto del documento se organiza como sigue. En la sección 2 se describen los datos y se analizan brevemente algunas de sus propiedades estadísticas. La sección 3 presenta el análisis de la relación de largo plazo mientras que en la sección 4 se analiza su estabilidad. La sección 5 estudia el proceso de ajuste. En la sección 6 se analizan los cambios ocurridos en la dinámica inflacionaria. La sección 7 contiene las conclusiones.

2 Descripción de Variables y Símbolos Utilizados

Varias de las series utilizadas se publican trimestralmente únicamente desde 1980 por lo que una parte del análisis debe hacerse con datos anuales. Las series utilizadas anuales comienzan en 1945 y las trimestrales en 1980. Siempre

utilizamos logaritmos de las siguientes variables: billetes y monedas (m), el índice nacional de precios al consumidor (p), el índice de la producción industrial (y),³ el tipo de cambio pesos por dólar, un índice de salario real. La tasa de interés es la tasa de certificados de tesorería a 28 días y se expresa en términos anuales y en fracción decimal.

Todas las series involucradas en el análisis trimestral son no estacionarias, de hecho integradas de primer orden o $I(1)$, tal como el cuadro 1 lo demuestra. Tres asteriscos indican significancia al 1%, dos de ellos al 5% y un asterisco al 10%.

Tabla 1: Pruebas de Raíz Unitaria para Datos Trimestrales

	DICKEY-FULLER AUMENTADA			PHILLIPS-PERRON	
NIVELES					
	ESPECIF.	REZAGO	EST.	ESPECIF.	EST.
m	TEND Y CTE	4	-1.81	TEND Y CTE	-1.09
p	TEND Y CTE	3	-1.54	TEND Y CTE	-0.30
y	TEND Y CTE	4	-2.70	TEND Y CTE	-2.19
i	CTE	2	-1.66	CTE	-2.07
m-p	TEND Y CTE	4	-1.66	TEND Y CTE	-2.58
DIFERENCIAS					
dm	CTE	2	-7.07***	CTE	-12.20***
dp	CTE	2	-2.76*	CTE	-2.60*
dy	CTE	3	-3.65***	CTE	-9.59***
di	NADA	1	-8.13***	NADA	-9.05***
d(m-p)	CTE	3	-3.43***	CTE	-16.04***

Las dos pruebas utilizadas (Phillips-Perron y Dickey-Fuller aumentada) dan el mismo resultado. La especificación de las regresiones de prueba se decidió en base a la significancia de los términos comenzando con una especificación general que incluía seis rezagos, constante y tendencia lineal. La tasa de crecimiento de una variable se calcula como la diferencia de dos observaciones consecutivas: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, donde Δ es el operador de primera diferencia.

Los datos anuales dan similares resultados con la excepción del tipo de cambio real que resulta $I(0)$.⁴

El conjunto de información aquí utilizado es muy reducido y corresponde al sencillo enfoque que seguimos. De la gráfica 1 es claro que la variable de escala escogida y la tasa de interés explican los movimientos principales de la cantidad de dinero real en la economía de 1980 a 1999. El panel superior presenta los cambios anuales de dinero real y producción industrial mientras el panel inferior presenta de nuevo a los cambios anuales del dinero real con los de la tasa de interés.

³Aunque existen datos trimestrales del PIB desde 1980, utilizamos el índice de la producción industrial para hacer consistentes los estimados con los de nuestro modelo mensual. Nada esencial cambia si se utilizan otras variables de escala tales como el PIB o el consumo privado.

⁴La serie anual de salarios reales me fue proporcionada por Miguel Messmacher y la de tasa de interés anual por Fernando Aportela.

Tabla 2: Pruebas de Raíces Unitarias para Datos Anuales

Variables	Dickey-Fuller Aumentada			Phillips-Perron	
	Rez.	Esp.	Estad.	Esp.	Estad.
Niveles					
p	1	C	1.724	C	4.402
myb-p	0	T y C	-1.964	T y C	-2.134
pib	0	C	-2.482	C	-2.261
w-p	1	C	-2.199	C	-2.299
epeu-p	0	T y C	-4.071***	T y C	-4.151***
Diferencias					
p	0	N	-2.211**	N	-1.963**
myb-p	0	C	-6.682***	C	-6.645***
pib	0	N	-2.91***	N	-2.565**
w-p	0	N	-4.709***	N	-4.692***
epeu-p	0	C	-6.776***	C	-7.453***

Todas las pruebas fueron hechas de 1941-1999, excepto salarios reales(w-p) que tiene fecha de 1951-1999

En ambos casos se percibe una asociación muy fuerte y del signo apropiado (positivo en el primer caso y negativo en el segundo) entre la cantidad de dinero real y sus determinantes. Sin embargo, estas relaciones no ha permanecido sin cambios. La gráfica 2 muestra que la relación entre dinero real y producción real no ha sido estable.

Es evidente que de 1945 a 1982 el logaritmo del dinero real y el PIB real tienen una relación uno a uno, donde no parece haber lugar para otras variables. Después de este período la relación no se mantiene. Esto se comprobará más adelante junto con las repercusiones que este cambio estructural tuvo sobre la dinámica inflacionaria.

3 Análisis de la Demanda de Dinero

El marco teórico utilizado está dado por una forma simple de la demanda de dinero:

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

donde $\frac{M}{P}$ es la demanda real de billetes y monedas, Y una variable de escala (que puede ser el PIB o el índice de la producción industrial) e i es la tasa de interés de certificados de la Tesorería (CETES) a 28 días en datos trimestrales.⁵ Los parámetros de largo plazo γ y ϕ son la elasticidad ingreso y la semi-elasticidad de la tasa de interés, respectivamente, mientras que μ es un escalar. Para que la ecuación (6) sea interpretable como una demanda de dinero, la teoría económica sugiere las restricciones $\gamma > 0$ y $\phi < 0$. Las restricciones toman a veces valores

⁵Se obtuvo una serie histórica reconstruida a partir de diversas fuentes pero dados los resultados no fue utilizada finalmente

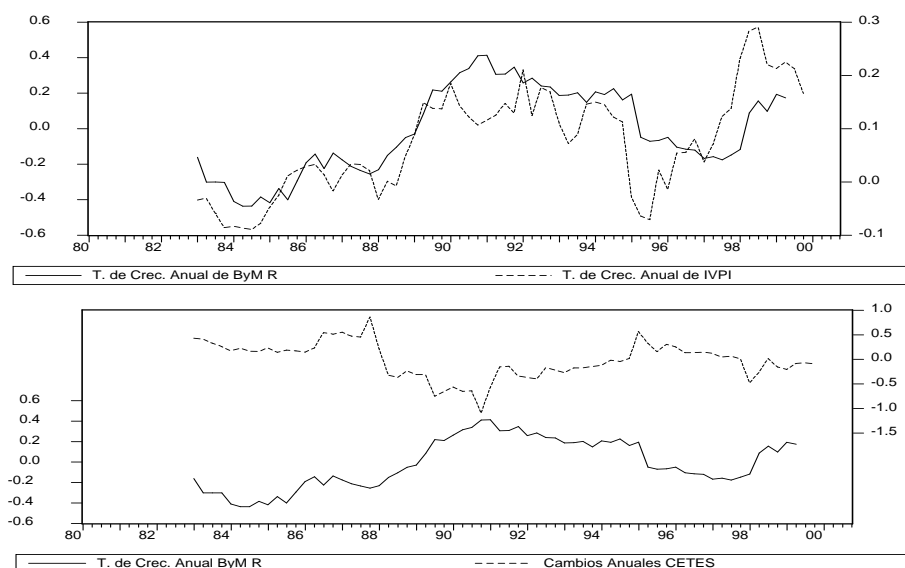


Figura 1: Relación de la Cantidad de Dinero Real con Producción Industrial y Tasa de Interés.

específicos como en el caso de la teoría cuantitativa con $\gamma = 1$ o la ley de la raíz cuadrada de Tobin-Baumol donde $\gamma = 0.5$ y $\phi = -0.5$. Curiosamente, ambos casos especiales aparecen en el análisis que sigue.

Debido a la naturaleza de las series involucradas (esto es, la propiedad de no estacionariedad a la que nos referimos en la sección 2), el marco natural de análisis es el de cointegración. Antes de ir a los detalles de la estimación y pruebas de diagnóstico, puede ser útil discutir el concepto.

La noción de cointegración más difundida fue originalmente propuesta por Granger (1981). Usualmente es conocida como cointegración en el sentido de “Engle-Granger.” Esta consiste en la existencia de un vector (o vectores) *estable(s)* de coeficientes que producen una variable $I(0)$ a partir de variables $I(1)$.⁶

Dichos vectores se interpretan como relaciones de equilibrio de largo plazo entre un conjunto de variables y a menudo es posible identificarlos con resultados derivados de la teoría económica. Esto resulta mucho más fácil cuando existe un solo vector de cointegración, como en el presente trabajo, donde dicho conjunto de coeficientes está relacionado con los parámetros de la ecuación (6).

Debido a que la relación de largo plazo que se desea estimar tiene más de

⁶Desde luego que la noción se extiende de modo directo a órdenes de integración mayores, por ejemplo, variables $I(2)$ pueden cointegrarse para producir variables que son $I(1)$ o incluso $I(0)$.

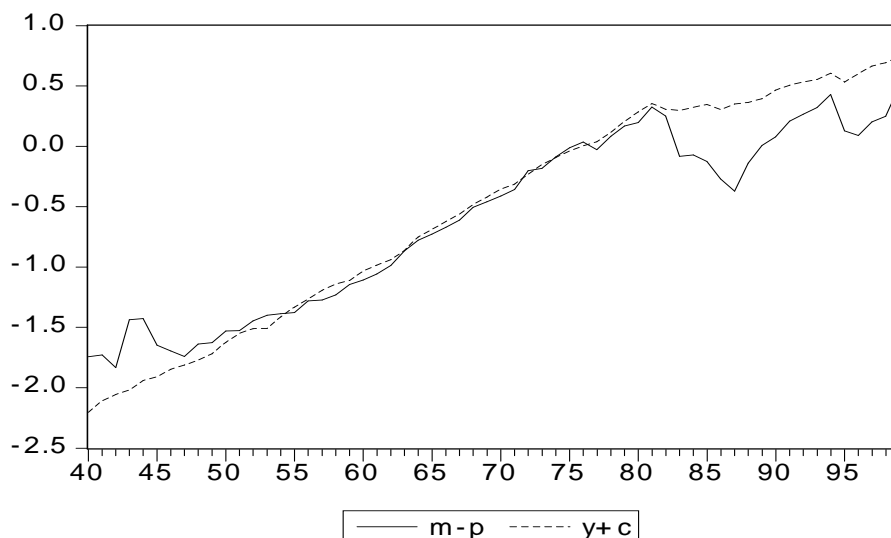


Figura 2: Relación de la Cantidad de Dinero Real con el PIB Real con Datos Anuales.

dos variables, es natural comenzar con un enfoque de sistema. La mayor parte de la evidencia experimental apunta a que el procedimiento de Johansen tiene mejor desempeño que otros métodos de sistema disponibles. Definiendo $\mathbf{Z}_t = [(m-p)_t, y_t, i_t]$ como el vector de variables en la relación de largo plazo, el método de Johansen parte de la estimación del siguiente vector autorregresivo de corrección de error:

$$\Delta \mathbf{Z}_t = \mu + \Pi \mathbf{Z}_{t-1} + \sum_{\tau=1}^s \Xi_{\tau} \Delta \mathbf{Z}_{t-\tau} + \Phi X_t + \mathbf{u}_t \quad (2)$$

donde μ es un vector de constantes de dimensión 3, $\Pi = [\pi_{ij}]$ es la matriz de coeficientes de largo plazo de dimensión 3×3 y rango (r) menor que tres. Las $\Xi = [\xi_{ij}]$ son las matrices de coeficientes de corto plazo (de dimensión 3×3) y u_t es un vector de términos de error serialmente independientes pero quizás contemporáneamente correlacionados. La matriz $\Phi = [\phi_{il}]$ de dimensión $3 \times L$ es la matriz de coeficientes del vector de variables exógenas X_t de dimensión L . Entre las variables exógenas se pueden incluir variables estacionales, indicadores de intervención o algunas variables $I(0)$ que afecten la dinámica de corto plazo del sistema (y posiblemente la distribución asintótica de los estadísticos de prueba).

Es útil redefinir a la matriz de largo plazo como:

$$\mathbf{\Pi} = \alpha \beta' \quad (3)$$

donde $\alpha = [\alpha_{ij}]$ y $\beta = [\beta_{ij}]$ son dos matrices de dimensión 3×3 y rango r . La matriz β es la matriz formada por los vectores de cointegración. Pruebas de hipótesis sobre su rango, r , determinan el número de vectores de cointegración en el sistema. La matriz α contiene los coeficientes de retroalimentación. Sobre esta última matriz se llevan a cabo las pruebas de exogeneidad débil que se reportan más adelante. Si hay cointegración, al menos un elemento de α debe ser significativo.⁷

Nótese que en la descripción anterior se asume implícitamente que el vector de cointegración es el mismo durante todo el período de análisis, lo cual no es el caso en la demanda de dinero por efectivo en México. No existe un método estándar para tratar de manera sistemática estos casos si no se cuenta con datos apropiados. La única opción factible con los datos disponibles es dividir la muestra para permitir coeficientes diferentes para cada parte de la misma.⁸

El análisis por períodos que sigue tiene una simple justificación: la política monetaria no fue la misma durante todo el período considerado. De 1940 a 1944 estuvo influida por la economía de guerra prevaleciente. Durante el período 1945 la principal función de la política monetaria fue mantener las condiciones de tipo de cambio fijo aunque desde mediados de los años sesentas el banco central estuvo financiando el déficit del sector público con emisión primaria. Esta se constituyó en una causa de la inflación de principios de los setentas y del eventual colapso del tipo de cambio fijo en 1976. Tanto la demanda de dinero como la inflación se comportaban de acuerdo al modelo clásico monetarista.

Después de 1982, un acuerdo con el FMI llevó al gobierno a dejar de financiar su déficit con emisión primaria pero el comienzo de la crisis de la deuda requirió seguir una política activa de subvaluación del tipo de cambio real que provocó una mejora en la balanza comercial y una acelerada inflación que aumentó los ingresos del sector público por concepto de señoreaje.

La nacionalización de los bancos privados y la conversión forzosa de las cuentas denominadas en dólares eventualmente detuvo el proceso de dolarización de la economía y contribuyó a cambiar de modo definitivo el comportamiento del público con respecto a la demanda por efectivo. Interesantemente, el modelo monetarista clásico deja de funcionar y desde 1983 a 2000 tanto la demanda de dinero como el proceso inflacionario muestran una sorprendente estabilidad en medio de otros importantes eventos.

⁷En tal caso, la variable asociada a alguno de los elementos significativos se dice que rechaza la hipótesis de ser débilmente exógena. Las variables que resultan ser débilmente exógenas admiten ser consideradas como fijas al estimar los parámetros de la ecuación de corto plazo de las variables endógenas.

⁸El cambio estructural es especialmente difícil de manejar en este caso debido a que no existe una fuente continua de datos trimestrales y el que una de las variables cointegrantes no aparece en la relación de largo plazo de la primera parte de la muestra. Sin embargo, es muy fácil mostrar que los coeficientes de cointegración para ambos subperíodos se obtienen de modo robusto por cualquier método de cointegración y que ésta es rechazada si se añaden más observaciones a cada uno de ellos.

3.1 La Demanda de Dinero para 1945-1982

El cuadro 3.1 muestra los resultados de la estimación del modelo de 1945 a 1982. En ninguna especificación la tasa de interés fue significativa por lo que solamente se reporta el análisis con dos variables (el logaritmo del dinero real y del PIB).

Tabla 3: Análisis de Cointegración Para Datos Anuales 1945-1982

(i) Análisis de Cointegración			
Eigenvalores	0.652	.	0.009
Hipótesis nula	$ran = 0$.	$ran < 1$
traza	36.230**	.	0.312
Val. Crit. (95%)	15.400	.	3.800
(ii) Estandarización del vector de Cointegración y ajuste de los coeficientes			
Variable	m-p		pib
Vec. Coin. Nor. γ	1.000	.	-0.976
Coef. de Ajuste α	-0.536	.	-0.040
(iii) Prueba de Significancia de una variable dada y exogeneidad débil			
Variable	m-p		pib
Exclusión $\chi^2(1)$	35.930**	.	38.360**
Exog. débil $\chi^2(1)$	35.320**	.	1.900
(iv) Estimación Restringida ($m - p = c + y$)			
Prueba $\chi^2(2)$		0.129	
(v) Pruebas de Especificación			
Ecuación	m-p	pib	Prueba conjunta
AR F(2,31)	0.20[82]	2.35[.11]	F(8,56)=1.28[.27]
Normalidad $\chi^2(2)$	1.51[.47]	10.70[.00]**	$\chi^2(6) = 8.48[.08]$
Heteroc. F(8,24)	2.91[.02]*	2.45[.04]*	F(24,64)=1.88[.02]*

Los valores de probabilidad van entre paréntesis
 Una descripción detallada de las pruebas aquí proporcionadas se puede obtener Hendry (1995)

En la parte (i) se presenta el análisis para determinar el número de vectores de cointegración basado en la prueba de la traza (los resultados de la prueba del autovalor máximo son similares). El valor del estadístico para probar la hipótesis nula de cero vectores de cointegración (36.2) permite el rechazo de la misma (el valor crítico al 1% de significancia es de 15.4).

La parte (ii) muestra el vector normalizado. Se observa que el coeficiente para el pib es -0.976. Este número sugiere que la demanda por efectivo en México de 1945 a 1982 era la ecuación cuantitativa clásica.

La parte (iii) contiene el análisis de variables excluidas y débilmente exógenas. Se muestra que se rechaza la hipótesis de exclusión para las dos variables. La prueba es trivial en este caso. La única variable que rechaza la hipótesis de exogeneidad débil es el dinero real, $m - p$. Esto indica que es posible condicionar en el PIB para derivar una ecuación de demanda de dinero.

La parte (iv) contiene la prueba de estimación restringida. El bajo valor del estadístico de prueba indica que no es posible rechazar la hipótesis de que la demanda de largo plazo de billetes y monedas en México cumple exactamente

con la ecuación cuantitativa clásica:

$$m - p = -13.5 + pib \quad (4)$$

3.2 La Demanda de Dinero para 1983-2000

El cuadro 3.2 muestra los resultados de la estimación del modelo de 1983 a 1999:03. El modelo fue estimado permitiendo una constante en el espacio de cointegración y tendencia lineal en los datos. Se determinó que el número óptimo de rezagos era igual a uno. Ahora la tasa de interés entra en el análisis.

Tabla 4: Análisis de Cointegración Para Datos Trimestrales 1983-1999

(i) Análisis del Rango				
Eigenvalores	0.352	0.096	.	0.005
Hipótesis nula	$ran.= 0$	$ran. \leq 1$.	$ran. \leq 2$
λ_{traza}	35.590**	6.985	.	0.295
Valores Críticos (95%)	29.700	15.400	.	3.800
(ii) Estandarización del vector de Cointegración y ajuste de los coeficientes				
Variable	m-p	y	i	
Vec. Coint. Nor. γ	1.0000	-0.4814	.	0.5247
Coef. de Ajuste α	-0.2849	-0.2052	.	-0.0624
(iii) Prueba de Significancia de una variable dada y exogeneidad débil				
Variable	m-p	y	i	
Exclusión $\chi^2(1)$	17.537**	10.841**	.	13.811**
Exogeneidad débil $\chi^2(1)$	13.787**	1.213	.	0.344
(iv) Estimación Restringida ($m - p = c + \frac{1}{2}y - \frac{1}{2}i$)				
Prueba $\chi^2(2)$	0.126			
(v) Especificación de las pruebas				
Ecuación	m-p	y	i	Prueba conjunta
AR F(5,51)	0.43[.83]	0.77[.58]	1.08[.39]	F(45,116)=0.89[.66]
Normalidad $\chi^2(2)$	2.07[.36]	1.08[.58]	26.31[.00]**	$\chi^2(6) = 21.26[.00]**$
Heteroc. F(12,43)	1.88[.07]	1.12[.37]	2.49[.01]*	F(72,212)=1.83[.00]**
(vi) Pruebas F para la simplificación de 12 a menos rezagos				
Prueba F	6 a 5 rezagos F(9,102)=1.14[.34]		5 a 4 rezagos F(9,109)=1.01[.44]	
	4 a 3 rezagos F(9,116)=0.51[.87]		3 a 2 rezagos F(9,124)=1.51[.15]	

Los valores de probabilidad van entre paréntesis

Una descripción detallada de las pruebas aquí proporcionadas se puede obtener Hendry (1995)

En la parte (i) se presenta el análisis para determinar el número de vectores de cointegración basado en la prueba de la traza (los resultados de la prueba del autovalor máximo son similares). El valor del estadístico para probar la hipótesis nula de cero vectores de cointegración (35.6) permite aceptar la existencia de al menos uno de ellos (el valor crítico al 1% de significancia es de 35.7). Los siguientes dos estadísticos de traza son menores que los respectivos valores críticos y por ello se rechaza que exista más de un vector de cointegración.

La parte (ii) muestra el vector normalizado. Se observa que el coeficiente para el ingreso es -0.48 mientras que el de la tasa de interés es de 0.52. Estos números sugieren que la demanda por efectivo en México a partir de 1983 responde a la ley de la raíz cuadrada de Tobin-Baumol.

La parte (iii) contiene el análisis de variables excluidas y débilmente exógenas. Se muestra que se rechaza la hipótesis de exclusión para las tres variables, lo cual quiere decir que las tres variables deben de estar juntas en la relación de cointegración. La única variable que rechaza la hipótesis de exogeneidad débil es el dinero real, $m - p$. Esto indica que es posible condicionar en el ingreso y la tasa de interés para derivar una ecuación de demanda para este agregado monetario.

La parte (iv) contiene la prueba de estimación restringida. El bajo valor del estadístico de prueba indica que no es posible rechazar la hipótesis de que la demanda de largo plazo de billetes y monedas en México cumple exactamente con la fórmula de Tobin-Baumol:

$$m - p = c + \frac{1}{2}y - \frac{1}{2}i \quad (5)$$

La parte (v) muestra las pruebas de especificación, donde se ve que solamente la ecuación para la tasa de interés tiene problemas de no normalidad y heterocedasticidad.

4 Pruebas de Estabilidad de la Relación de Largo Plazo Dentro de Cada Submuestra

El cambio estructural a partir de 1983 es evidente en la gráfica 2 por lo que no ahondaremos demasiado en probarlo. Más interesante es probar si la demanda de dinero es estable dentro de cada subperíodo. Para esto, aplicamos la prueba recursiva del cociente de verosimilitud en el contexto del método de Johansen. Esta prueba consiste en estimar recursivamente el modelo y comparar las verosimilitudes obtenidas dejando libres los parámetros y también restringiéndolos a tomar cierto valor. En el caso de la demanda de 1945 a 1982 el modelo restringido es la ecuación cuantitativa mientras que en el resto del período es la ecuación de Tobin-Baumol.

4.1 Estabilidad de la Demanda para 1945-1982

La gráfica 3 muestra la gráfica para la prueba de estabilidad para la demanda de la primera parte de la muestra.

Debido a que la línea del estadístico de prueba cruza el nivel de significancia, es claro que la demanda de largo plazo no fue estable durante 1945-1982. El probable origen de esa inestabilidad es quizás la existencia del financiamiento del déficit público con emisión primaria. Las devaluaciones que ocurrieron durante este período quizás hayan tenido algún papel pero éste no es seguro dado que en el período 1983-2000 éstas no tuvieron ningún efecto sobre la estabilidad,

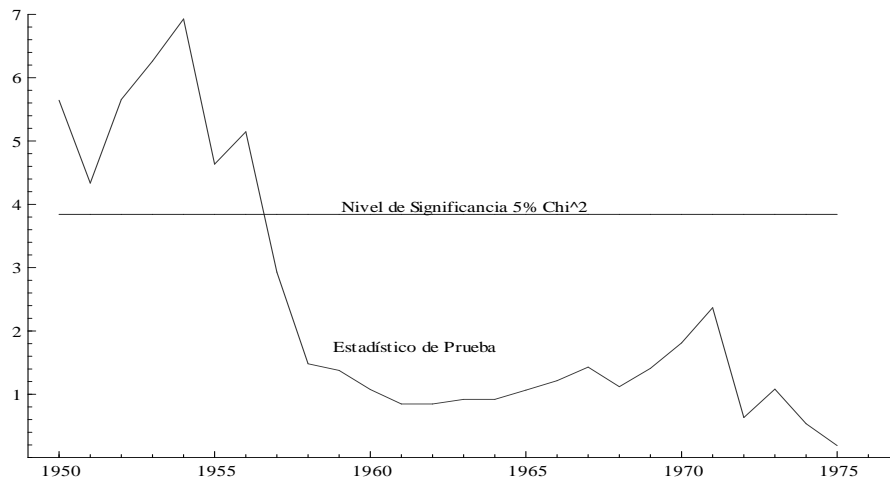


Figura 3: Prueba del Cociente de Verosimilitud Recursiva para 1940-1982.

como se verá más adelante. Por ejemplo, estimando la demanda de largo plazo de 1945 a 1975 obtenemos los mismos coeficientes que haciéndolo hasta 1982. Desgraciadamente no es posible rastrear de modo más preciso el origen de la inestabilidad por la carencia de datos a mayor frecuencia que la anual.

4.2 Estabilidad de la Demanda para 1983-2000

Es posible estimar el modelo y encontrar un vector de cointegración añadiendo algunos trimestres hacia atrás. Sin embargo, la elasticidad del ingreso va haciéndose más pequeña hasta que se vuelve no significativa. No es posible probar formalmente la existencia de un cambio estructural debido a que la ocurrencia del mismo habría tenido lugar muy al inicio de la muestra⁹ por lo cual haremos un análisis heurístico.

El cuadro 5 muestra estimados del vector de cointegración y el estadístico de prueba de la traza para diferentes fechas de inicio (la fecha terminal es el segundo trimestre de 1999 en todos los casos).

Se puede observar como el vector de cointegración se vuelve inestable si se estima previamente a 1983. Más aún, no es posible hallar un vector de cointegración si los datos comienzan en 1981 o antes. Esto indica que hubo un cambio estructural en la demanda de efectivo en México alrededor de 1983.

⁹Por ejemplo, la prueba de Gregory y Hansen (1996), basada en el análisis de residuales, requiere excluir de la prueba 15% de las observaciones en cada extremo de la muestra, lo cual eliminaría el punto donde se sospecha el cambio estructural.

Tabla 5: Vectores de Cointegración y Estadísticos de Traza para Distintas Fechas de Inicio

Inicio	m	i	y	Estad.
1980	1.00	0.91	-0.04	25.75
1981	1.00	0.89	-0.21	25.23
1982	1.00	0.60	-0.41	33.15**
1983	1.00	0.52	-0.48	35.59**

Queda por explorar la estabilidad de la relación después del posible cambio estructural. Ya se mostró en la sección anterior que esta demanda parece seguir la ley de la raíz cuadrada a partir de 1983. Queda por ver si esta relación se conserva en toda la muestra a partir de ese año.

La gráfica 4 muestra que el estadístico de prueba se encuentra muy abajo del valor crítico durante toda la muestra.

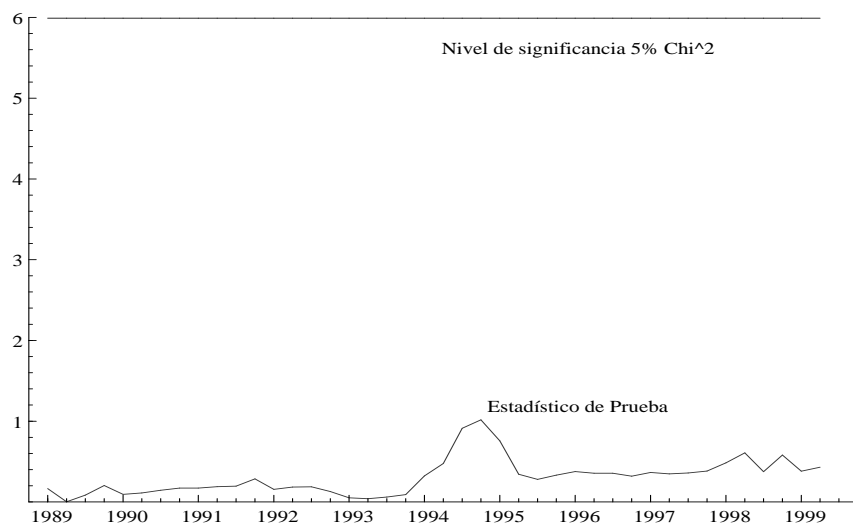


Figura 4: Prueba Recursiva del Cociente de Verosimilitud para la demanda restringida $m - p = c + \frac{1}{2}y - \frac{1}{2}i$.

De lo anterior se desprende que la demanda de largo plazo es estable si se inicia en 1983. En Garcés (2000) se aplica una prueba de estabilidad alternativa donde no se impone la restricción teórica ni utiliza el método de Johansen.

5 Los Modelos de Corrección de Error

La ecuación para el proceso de ajuste es sumamente parsimoniosa en ambos casos. Sólo incluye el error de equilibrio de largo plazo rezagado un periodo y las variables estacionales en el caso trimestral.

5.1 El Modelo para 1945-1982

La siguiente ecuación muestra cuán parsimonioso es el modelo para datos anuales de 1945 a 1982. Esta es la forma más simple que puede tomar un modelo de corrección de error.

$$\begin{aligned} \Delta(m-p) &= -6.80 - 0.52(m-p-y)_{t-1} \\ &\quad (0.95) \quad (0.07) \\ T &: 45 - 82 \quad R^2 = 0.59 \quad R^2_{ajust} = 0.57 \\ E.E. &= 0.05 \quad Normalidad J-B = 0.47 \quad AR(1) = 0.69 \\ ARCH(1) &= 0.11 \quad W-H = 0.29^{**} \quad RESET = 0.95 \end{aligned}$$

Como puede apreciarse, el único problema que presenta es la heterocedasticidad detectada por el estadístico de White (W-H). Por brevedad omitimos el análisis recursivo.

5.2 El Modelo para 1983-2000

Como hay más información disponible y ser esta la etapa de más interés el análisis se lleva a cabo con más detalle. La muestra va del primer trimestre de 1983 al segundo trimestre de 1999. Bajo cada coeficiente se encuentran dos números. El primero (en paréntesis circulares) se presenta el error estándar y el segundo (entre corchetes) es el estadístico de Hansen de estabilidad individual de cada parámetro. Abajo de la ecuación se encuentra una batería de pruebas estadísticas sobre las propiedades globales de la ecuación.

$$\begin{aligned} \Delta(\hat{m}y - p)_t &= -0.31(myb - p) + \frac{1}{2}i - \frac{1}{2}y)_{t-1} - 0.36d1 - 0.27d2 - 0.32d3 + 3.53 \\ &\quad (0.04) \quad (0.02) \quad (0.01) \quad (0.01) \quad (0.01) \quad (0.45) \\ &\quad \{0.05\} \quad \{0.05\} \quad \{0.28\} \quad \{0.21\} \quad \{0.05\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} T &= 1983 : 1 - 1999 : 2, \quad R^2 = 0.96, \quad DW = 2.15 \quad Chow(95 : 02) = 1.08, \\ Normalidad &\chi^2(2) = 2.50, \quad AR 1-5 \quad F[5, 56] = 0.274, \quad ARCH 4 \quad F[4, 53] = 0.733, \\ \chi^2_1 &= 0.42, \quad \chi_i * \chi_j = 0.482, \quad Pron.(95 : 02) = 0.621 \quad RESET \quad F[1, 60] = 1.356 \end{aligned}$$

El coeficiente para el término de corrección de error es negativo (-0.31) y muy significativo, confirmando la existencia de un equilibrio de largo plazo entre las

variables. Implica que una desviación de éste se elimina en 50% en cuatro trimestres y en 95% en dieciseis.

La ecuación muestra que las elasticidades de corto y largo plazo para los precios es igual a uno. Esto implica que una inflación de 1% hará que en el largo y el corto plazo, la demanda por billetes y monedas aumente en la misma proporción, es decir, aquélla no entra en el cálculo del costo de oportunidad.

Este se encuentra representado únicamente por la tasa de interés y, al igual que la actividad económica, sólo afecta la demanda de dinero a través del término de largo plazo. El proceso, ignorando los factores estacionales, es el siguiente. Al aumentar la actividad económica o disminuir la tasa de interés en 1% la demanda de dinero real no se altera sino hasta el período siguiente en $-0.31(\frac{-1}{2}) \simeq 0.16$ por ciento. El proceso continúa hasta que la cantidad de dinero real ha aumentado en $\frac{1}{2}$ por ciento.

Ningún rezago de la variable dependiente o de las (débilmente) exógenas sobrevive el proceso de depuración general a específico, aunque el cambio contemporáneo en la tasa de interés tiene un pequeño efecto de significancia marginal que excluimos en base a otros criterios estadísticos. Los estadísticos de Hansen para cada coeficiente no pueden contradecir la hipótesis de constancia individual de cada uno de ellos.

El ajuste es muy satisfactorio (R^2 de 0.96). Los estadísticos de Chow de quiebre y de falla de pronóstico a partir del segundo trimestre de 1995 no son significativos, lo cual indica que ni la crisis cambiaria y financiera ni la entrada en vigor del régimen de tipo de cambio libre tuvieron efecto en la demanda de billetes y monedas más allá de los inducidos por cambios en inflación, tasa de interés y actividad económica. Lo anterior sugiere que estas variables pudieran ser superexógenas, lo cual se prueba más adelante.

La prueba χ^2 de normalidad no puede rechazar la hipótesis de que los errores del modelo siguen dicha distribución. Esto garantiza que todas las pruebas aplicadas a este modelo son válidas. La ausencia de autocorrelación está indicada por el valor de 2.5 para el estadístico Durbin-Watson y de 0.274 para el estadístico LM de Breusch-Godfrey. La prueba LM para ARCH indica la ausencia de estos efectos. Las dos pruebas de heterocedasticidad general ($\chi_i^2 = 0.42$) y ($\chi_i * \chi_j = 0.482$) también rechazan variabilidad heterogénea de los errores. Dado lo anterior no es sorprendente que el estadístico RESET (1.356) avale la hipótesis de que la especificación es correcta.

5.2.1 Análisis de Estabilidad del Modelo de Corto Plazo

La gráfica 5 contiene las trayectorias temporales de varios estadísticos de prueba estimados de manera recursiva.

El primer panel contiene la suma de los cuadrados de los errores de pronóstico de un paso. Idealmente esta debería de semejarse a una línea recta inclinada. Aunque parece haber algunos quiebres en ella, éstos no son significativos. El segundo contiene los residuales recursivos con las respectivas bandas de confianza. Se observa que estos residuales sólo salen ligeramente de las bandas en un par de ocasiones. Las tres siguientes gráficas representan pruebas de estabilidad

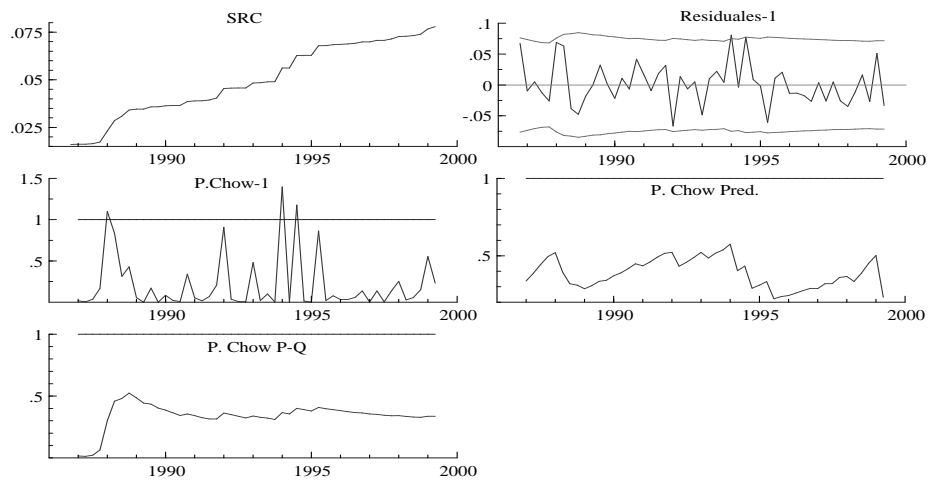


Figura 5: Pruebas Recursivas para el Modelo de Corto Plazo

de Chow. La primera es la de un paso adelante y solamente cruza la línea de significancia del 5% (normalizada a uno) en tres ocasiones. Las otras dos son las pruebas de cambio estructural de Chow (predicción y quiebre). En ningún caso hay evidencia de inestabilidad global del modelo.

La gráfica 6 muestra los estimados recursivos de los coeficientes de corto plazo.

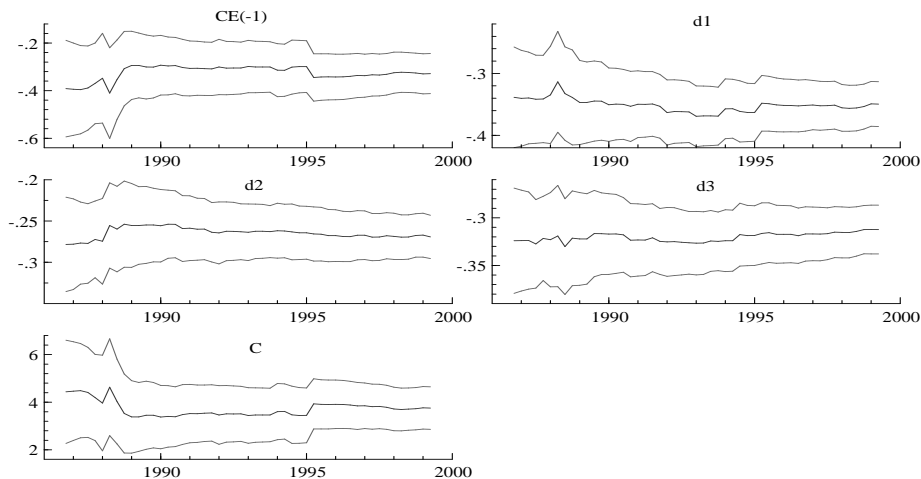


Figura 6: Estimación Recursiva de los Coeficientes de Corto Plazo

La apariencia de cada gráfica confirma el resultado obtenido con el coeficiente de estabilidad individual de Hansen comentado anteriormente: Los coeficientes lucen sumamente constantes durante el período de estimación.

5.2.2 El Efecto de los Cambios Estructurales de Otras Variables Sobre la Demanda de Dinero

Una vez establecida la constancia y estabilidad de las demandas de dinero de corto y largo plazo es importante preguntarse qué efectos sobre las mismas han tenido los cambios ocurridos en las variables de las cuales dependen. Durante el período de estudio, la tasa de interés, la actividad económica y la inflación estuvieron sujetas a importantes cambios que pudieron afectar el comportamiento de los agentes económicos en diversas formas.

Desde el punto de vista de los hacedores de política económica la pregunta relevante es decidir si es posible utilizar un modelo econométrico con fines de evaluación y pronóstico asumiendo que pueden conocer los valores de las variables independientes simultáneamente con los agentes económicos. Si éstos cambian su comportamiento a la luz de nueva información sobre las variables independientes el modelo estimado sería inútil. Esta es la esencia de la crítica de Lucas (1976).

Interesantemente, en ocasiones es posible evaluar de manera simple y directa la pertinencia de la crítica de Lucas para ciertos modelos. Si uno es capaz de demostrar que los parámetros de un modelo son constantes y que éste no se ve

afectado por los cambios en el proceso que genera las variables sobre las cuales se le condiciona (es decir el modelo cumple la propiedad de invarianza ante cambios de política) entonces la crítica de Lucas se rechaza empíricamente.¹⁰ Cuando esto pasa las variables sobre las cuales se condiciona (implicando que la propiedad de exogeneidad débil ha sido demostrada) y cuyos cambios en el proceso marginal que las genera no afecta al modelo condicional se consideran superexógenas.

Se sigue de lo anterior que la utilidad de un modelo para la evaluación de política y pronóstico se determina en base a las pruebas de superexogenidad descritas por Engle y Hendry (1993).

Considérese el caso de la tasa de interés. En 1988, se liberalizó el proceso de determinación de ésta. Es muy posible que un modelo que describa el proceso marginal de esta variable muestre inestabilidad alrededor de la fecha del cambio de régimen. El siguiente modelo autorregresivo para la tasa de interés muestra que esto fue precisamente lo que pasó. Los estadísticos reportados son los mismos que los de la ecuación de demanda de dinero de corto plazo.

$$\begin{array}{rcccl} \Delta \hat{i}_t & = & -0.75 & -0.041 \Delta i_{t-1} & -0.29 \Delta i_{t-2} \\ & & (1.63) & (0.12) & (0.12) \\ & & \{0.07\} & \{0.03\} & \{0.01\} \end{array}$$

$$\begin{array}{l} T = 1983 : 1 - 1999 : 4, \quad R^2 = 0.09, \quad DW = 2.00, \quad Chow(88 : 02) = 5.32 * *, \\ Normalidad \chi^2(2) = 70.00 **, \quad AR \ 1 - 5 \ F[5, 60] = 0.32, \quad ARCH \ 4 \ F[4, 57] = 3.94 **, \\ \chi_i^2 = 4.16 **, \quad \chi_i * \chi_j = 3.73 **, \quad Pron.(88 : 02) = 0.80, \quad RESET \ F[1, 64] = 2.91 \end{array}$$

De los coeficientes reportados solamente el segundo rezago del cambio de la tasa de interés es significativo y el estadístico F de significancia global de los parámetros es marginalmente significativo al 5%. La bondad de ajuste es muy baja ($R^2 = 0.9$). La prueba de normalidad de los errores es rechazada de modo contundente y las pruebas de heterocedasticidad ARCH, χ_i^2 y $\chi_i \chi_j$ no rechazan la existencia de este problema. El estadístico RESET no detecta problemas de especificación.

Los estadísticos de Hansen de estabilidad individual no detectan problema en los coeficientes pero la prueba de punto de quiebre Chow para 1988:02 no rechaza la existencia de un cambio estructural. Este problema es evidente en las gráficas de estadísticos recursivos. En todas ellas se observa la existencia de un cambio estructural en el proceso que genera la tasa de interés al comienzo de 1988, cuando éste se liberaliza.

¹⁰Hendry and Ericsson (1991) y Hendry (1995).

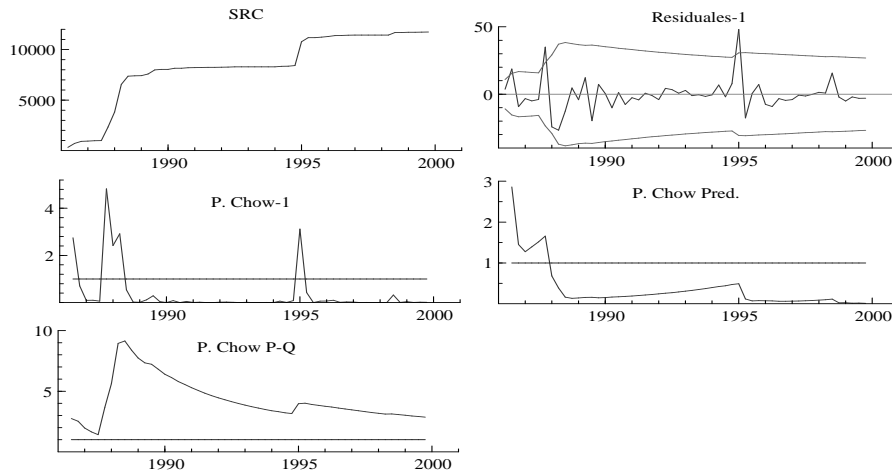


Figura 7: Pruebas Recursivas para el Modelo de Tasa de Interés

Queda claro que un modelo de tasa de interés simple como el que presentamos no puede caracterizar de manera adecuada el proceso marginal de esta variable por el cambio estructural de 1988. La cuestión relevante se refiere al efecto de este cambio sobre el comportamiento de los demandantes de dinero.

Una enorme ventaja de la extremada parsimonia de nuestra ecuación es que, debido a que la tasa de interés no afecta de modo contemporáneo a la demanda de dinero no importa lo que haya ocurrido con el proceso probabilístico que la determina. La prueba de superexogenidad ocurre por simple inspección. Lo mismo ocurre con la variable de escala utilizada.

Sin embargo, la tasa de inflación entra de manera contemporánea con coeficiente igual a uno si el modelo se escribe en términos de dinero nominal. El modelo autorregresivo simple para la inflación resulta no constante para el período 1983-1999:

$$\begin{array}{rcccccc}
 \Delta \hat{p}_t & = & 0.028 & +0.869 \Delta p_{t-1} & -0.003 d1 & -0.046 d2 & -0.027 d3 \\
 & & (0.009) & (0.059) & (0.011) & (0.012) & (0.011) \\
 & & \{0.003\} & \{0.000\} & \{0.769\} & \{0.000\} & \{0.018\}
 \end{array}$$

La ecuación de inflación tiene problemas similares a los encontrados para la ecuación de la tasa de interés. Las gráficas de estadísticos recursivos muestran falta de constancia de este modelo por lo que al menos un cambio estructural es probable también alrededor de 1988, con la entrada en vigor de un plan de estabilización.

$T = 1983 : 1 - 1999 : 4$, $R^2 = 0.79$, $DW = 1.72$, $Chow(95 : 02) = 0.96$,
 $Normalidad \chi^2(2) = 50.00^{**}$, $AR 1 - 5 F[5, 58] = 0.94$, $ARCH 4 F[4, 55] = 0.77$,
 $\chi_i^2 = 4.33^{**}$, $\chi_i * \chi_j = 7.84^{**}$, $Pron.(95 : 02) = 0.48$, $RESET F[1, 62] = 0.01$

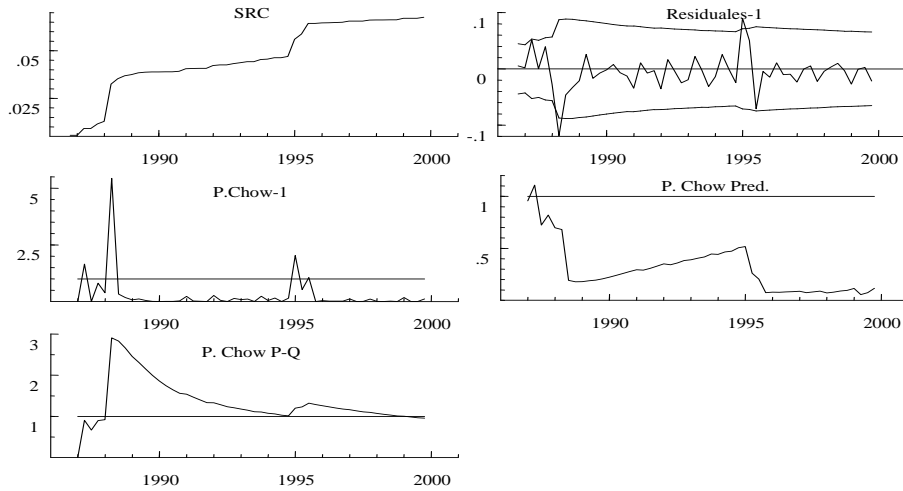


Figura 8: Pruebas Recursivas para el Modelo de Tasa de Interés

La prueba de exogeneidad en este caso consiste en introducir variables dummy que vuelvan constante a este modelo. Dichas variables representan intervenciones de la autoridad que hacen inestable al modelo marginal. Habiendo identificado dichas intervenciones, se vuelve a correr el modelo de demanda de dinero añadiendo las variables de intervención y los residuales de la ecuación de inflación como variables explicatorias junto con los residuales de la regresión y se prueba su significancia conjunta por medio de una prueba F. Al hacer esto, obtuvimos un valor del estadístico F igual a 1.05, el cual es insignificante a cualquier nivel de significancia típico. Esto demuestra que la tasa de inflación, al igual que la tasa de interés y la actividad económica son variables suporexógenas para la demanda de dinero durante el período 1983-1999.

Este resultado tiene varias implicaciones entre las cuales destacamos una. La ecuación de demanda estimada no está sujeta a la crítica de Lucas (1976). Este resultado no es infrecuente en la literatura de demanda de dinero y no presupone agentes que no formen sus expectativas racionalmente. El resultado ocurre, por ejemplo, si los agentes son racionales pero la información es costosa¹¹

¹¹Ver Hendry y Ericsson (1991).

6 Cambios en la Dinámica Inflacionaria

Dados el cambio estructural en la demanda de dinero es pertinente preguntarse si algo ocurrió con la dinámica inflacionaria. Para esto utilizamos un modelo de inflación sumamente general que abarca varios casos importantes.

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & -\alpha_1 (p_{t-1} - \gamma_e (p_{t-1}^* + e_{t-1}) - \gamma_w w_{t-1}) \\ & + \alpha_2 (m - p - \lambda y_{t-1} + \phi r_{t-1}) \\ & + \rho \Delta p_{t-1} + \zeta_1 \Delta (p_t^* + e_t) + \zeta_2 \Delta w_t + Const \end{aligned} \quad (6)$$

En la primera línea de la ecuación se encuentra el término de corrección de error para el modelo de margen sobre costo unitario (*mark-up*) para una economía abierta. Tal modelo fue aplicado al caso de México por Garcés (1999) para estudiar la inflación del índice nacional de precios al consumidor y por Garcés (2000) a otros índices. Bajo el supuesto de que las elasticidades de largo plazo sumen uno, este modelo puede escribirse en términos del tipo de cambio real y del salario real, lo cual haremos en el caso de los datos anuales debido a restricciones impuestas por los datos.

En la segunda línea se muestra el término de corrección de error de una demanda de dinero que, en un modelo de inflación, es conocido como brecha de dinero (*money gap*). Luego viene la inflación rezagada, un término necesario cuando existe inercia en el proceso. Los siguientes términos representan efectos de corto plazo y efectos estacionales. Los resultados de estimar este modelo muestran que el cambio estructural en la demanda de dinero coincidió con uno muy importante en la dinámica inflacionaria.

6.1 La Dinámica Inflacionaria Durante 1945-1982

La siguiente ecuación resulta de correr una regresión de la inflación contra el tipo de cambio real contemporáneo¹², el salario real rezagado un período y la brecha de dinero rezagada un período.

$$\begin{array}{ccccc} \Delta p = 6.48+ & 0.43\Delta p_{t-1}+ & 0.46tr_{t-1}+ & 0.12wr_{t-1}+ & 0.61(m-p-y)_{t-1} \\ (3.88) & (0.16) & (0.08) & (0.04) & (0.29) \end{array}$$

$$\begin{array}{l} T : 45 - 82 \quad R^2 = 0.75 \quad R_{ajust}^2 = 0.27 \\ E.E = 0.07 \quad Normalidad J - B = 1.59 \quad AR(1) = 0.27 \\ ARCH(1) = 5.03 ** \quad W - H = 5.14 ** \quad RESET = 0.22 \end{array}$$

Como se puede ver, todos los coeficientes son fuertemente significativos, incluido el correspondiente a al término de brecha de dinero. El modelo solamente presenta algunos problemas de heterocedasticidad detectados por la prue-

¹²Por ser los datos anuales, utilizar el tipo de cambio rezagado un año no hace mucho sentido si la mayor parte del efecto se transfiere dentro del plazo de un año.

ba ARCH y la prueba de White (W-H). Corregir este problema por el método de White o el de Newey-West no elimina la significancia de los estimados.

El modelo puede hacerse puramente monetario si se corre de 1955 a 1975 de tal forma que no se incluya ninguna devaluación. El modelo monetario puro para este período (que no reportamos) ajusta los muy bien y el efecto de la brecha de dinero es mucho más fuerte.

De los resultados anteriores se concluye que de 1945 a 1982 la inflación en México era un fenómeno monetario en el sentido de que el dinero era uno de los factores que directamente explicaban la inflación. De hecho, uno puede obtener un modelo puramente monetario para el período de 1955 a 1975 (es decir, sin ocurrencia de devaluaciones y el modelo parece ajustar los datos muy bien.

6.2 La Dinámica Inflacionaria Durante 1945-1982

La siguiente ecuación se obtuvo de 1983 al cuarto trimestre de 1999. Esta ecuación es similar a la estimada por Garcés (2000) excepto que incluye dos términos más: la tasa de crecimiento del dinero real contemporánea y la brecha de dinero rezagada un período.

$$\Delta p = -1.39 + 0.19\Delta p_{t-1} + -0.24CE_{t-1}^p + 0.54\Delta w + 0.14\Delta epeu - 0.10\Delta(myb - p) - 0.02CE_{t-1}^{myb} \\ (0.40) \quad (0.07) \quad (0.05) \quad (0.06) \quad (0.02) \quad (0.06) \quad (0.03)$$

$$T : 85 - 99 \quad R^2 = 0.96 \quad R_{ajust}^2 = 0.95 \\ E.E. = 0.02 \quad Normalidad J - B = 2.52 \quad AR(7) = 0.40 \\ ARCH(7) = 0.52 \quad W - H = 0.67 \quad RESET = 2.23$$

Se observa que todos los coeficientes son significativos con la excepción de los relacionados a variables monetarias. De hecho, experimentamos con varias funciones de dinero e incluso otros agregados pero el resultado no se altera: el dinero no explica los movimientos de la inflación en México desde 1983. Los estadísticos de prueba abajo de la ecuación al no detectar problemas indican que la ecuación es aceptable desde el punto de vista estadístico.

7 Conclusiones

La respuesta a la pregunta de si la inflación es siempre un fenómeno monetario depende de la interpretación que se de a este término. Si se entiende en el sentido de que la cantidad de dinero es la causa primaria del aumento de los precios entonces la respuesta es no. Si por monetario se entiende el efecto de acciones del banco central entonces la respuesta es si.

La evidencia proveniente de más de cincuenta años de datos de México ejemplifican el punto. A través del análisis del comportamiento de la demanda por efectivo y la dinámica inflacionaria hemos encontrado algunos aspectos muy interesantes de la relación entre precios y dinero.

Se ha mostrado que la demanda por efectivo en México en los 55 años que cubre este análisis ha sufrido un único cambio estructural que puede ser exactamente ubicado en 1983. De 1945 a 1982 la demanda por efectivo toma la forma de una ecuación cuantitativa clásica donde la elasticidad del ingreso es unitaria y la de la tasa de interés es cero. Aunque los mismos coeficientes de cointegración se pueden obtener para diferentes submuestras la relación encontrada rechaza una prueba recursiva de estabilidad. Esta puede ser debida al comienzo del uso de emisión primaria como fuente de financiamiento desde finales de los sesentas. Las devaluaciones ocurridas durante el período pudieron también tener un papel aunque éste es más dudoso en vista de que no se observa el mismo efecto en años posteriores.

Se ha demostrado que la demanda por efectivo en México se puede representar a partir de 1983 como un proceso sumamente simple donde la relación de largo plazo viene dada ahora por la ley de la raíz cuadrada de Tobin-Baumol. A diferencia del período previo, esta relación es estable durante todo el período. Adicionalmente, el proceso de ajuste o demanda de corto plazo también cumple con las pruebas de estabilidad más exigentes y es muy parsimonioso, dependiendo únicamente del error de equilibrio rezagado. Extendiendo la estimación del modelo antes de 1983 resulta en inestabilidad lo que comprueba el cambio de estructural detectado.

Las variables que determinan la demanda de dinero en este período (tasa de interés, actividad económica e inflación) son superexógenas por lo que el modelo estimado es inmune a la crítica de Lucas y puede usarse de modo confiable en la elaboración de pronósticos y evaluación de acciones de política monetaria.

Los cambios ocurridos en la demanda de dinero van acompañados por cambios importantes en la dinámica inflacionaria. Se muestra que de 1945 a 1982 no solamente existía una demanda de dinero clásica sino que el dinero era una causa primaria de la inflación. Este período se puede caracterizar como el ejemplo más típico de un mundo monetarista clásico donde la ecuación cuantitativa del dinero se cumple exactamente y el crecimiento del dinero causa a la inflación.

Por el contrario, desde 1983 el dinero no es un causante directo de la inflación. La dinámica inflacionaria es determinada principalmente por el comportamiento del tipo de cambio y los salarios sin ningún papel visible para el dinero. Dado lo anterior, es claro que durante este período la inflación no es un fenómeno monetario en el sentido de que el dinero no es un causante directo del aumento de los precios. Sin embargo, el argumento de que la inflación es un fenómeno monetario puede rescatarse si uno considera que las acciones de política monetaria determinan en gran medida, o en ocasiones totalmente, el comportamiento del tipo de cambio.

Referencias

- [1] Campbell, John y Robert Shiller (1987), "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, 95, pp. 1062-1088.

- [2] Cuthbertson, K. and Luis Galindo (1999), "The Demand for Money in Mexico," *The Manchester School*, Vol. 67, No. 2, 154-166.
- [3] Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba, y S. Yeo (1978) "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom," *Economic Journal*, 88, 661-692.
- [4] De Brouwer, Gordon y Neil R. Ericsson (1998) "Modelling Inflation in Australia," *Journal of Business & Economic Statistics*, Octubre 1998, Vol. 16, No. 4.
- [5] Durevall, Dick (1998) "The Dynamics of Chronic Inflation in Brazil, 1968-1985," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, No. 4, Octubre.
- [6] Engle, Robert, David F. Hendry (1993) "Testing Super Exogeneity and Invariance in Regression Models," *Journal of Econometrics*, 56, 119-139.
- [7] Feliz, R. A. y John H. Welch (1997) "Cointegration and tests of a classical model of inflation in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico and Peru," *Journal of Development Economics* Vol. 52 (1997) 189-219.
- [8] Gabriel, Vasco J.C.R., Artur C.B. da Silva Lopez y Luis M.R.C. Nunes, (1999) "Instability in Cointegration Regressions: Further Discussion with an Application to Money Demand in Portugal," Instituto Superior de Economia, Universidade Técnica de Lisboa, Documento de Trabalho No. 3-99.
- [9] Garcia-Ferrer, A. y A. Novales (1998) "Forecasting with Money Demand Functions: The UK Case," *Journal of Forecasting*, 17, 125-145.
- [10] 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.
- [11] Gregory, A.W. y Hansen, B.E. (1996). "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,"
- [12] Hallman, J.J., Richard D. Porter and David H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?," *The American Economic Review*, September, Vol. 81, No. 4, 841-858.
- [13] Hansen, B.E. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321-335.
- [14] Hansen, B.E. y Byeongseon Seo (2000) "Testing for threshold cointegration." Working Paper, June.

- [15] Hao, K. (1996) "Testing for Structural Change in Cointegrated Regression Models: Some Comparisons and Generalizations," *Econometric Reviews*, 15, 401-429.
- [16] Hatanaka, M. (1996) "Time-Series-Based Econometrics," Oxford University Press.
- [17] 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, 833-886, North-Holland.
- [18] Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997) "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1-16.
- [19] Johansen, S. y K. Juselius (1992) "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for the UK," *Journal of Econometrics*, 53, 211-244.
- [20] Juselius, Katarina (1992) "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark," *Journal of Policy Modeling*, 14(4):401-428.
- [21] Khamis, May and Alfredo M. Leone (1999) "Can Currency Demand be Stable Under a Financial Crisis? The Case of México," IMF Working Paper, January.
- [22] Lucas, R.E. (1976) Econometric policy evaluation: A critique, En Brunner, K. y meltzer, A. (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Vol. 1 of *Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy*, pp. 19-46. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- [23] Maddala G. S., In-Moo Kim (1998) "Unit Roots, Cointegration and Structural Change", Cambridge Univeristy Press.
- [24] Mehra, Y.P. "Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note," *American Economic Review*, 81, 931-937.
- [25] 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, May.
- [26] Pérez-López, Alejandro (1996) "Un Estudio Econométrico Sobre la Inflación en México." Documentos de Investigación, Banco de México, Julio, 1996
- [27] Phillips, P.C.B. y Bruce E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression With $I(1)$ Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- [28] Phillips P.C.B. y C.E. Quintos (1993), "Parameter Constancy in Cointegrating Regressions," *Empirical Economics*, 18, 675-706.

- [29] Quintos, C.E. y Peter C.B. Phillips (1993) "Parameter Constancy in Cointegrating Regressions," *Empirical Economics*, 18, 675-706.
- [30] Rao, B.B. (1994) 'Cointegration', St. Martin's Press.
- [31] Vega, J. L. (1998) "Money Demand Stability: Evidence from Spain," *Empirical Economics*, Vol. 23.