

## DEMANDA POR DINERO EN MÉXICO (1986-2010)\*

*Antonio E. Noriega, Manuel Ramos-Francia  
y Cid Alonso Rodríguez-Pérez\*\**

### RESUMEN

Se realiza un análisis econométrico de la demanda por el agregado monetario  $M1$  en México. Utilizando técnicas de cointegración se identifica una relación de largo plazo estable entre  $M1$  y sus determinantes, se deriva un modelo uniecuacional de corrección de error estadísticamente sólido. Los resultados son utilizados para realizar las siguientes aplicaciones sencillas: *i*) se determina empíricamente el valor y la estabilidad de los equilibrios inflacionarios duales para los niveles observados de señoreaje; *ii*) se calcula la inflación que maximiza el señoreaje, y *iii*) se analiza el posible vínculo entre una medida de exceso de dinero y la inflación. Los resultados sugieren que el equilibrio de baja inflación es estable, y que, en retrospectiva, el indicador de exceso de dinero considerado parece mostrar cierta capacidad para predecir presiones inflacionarias.

### ABSTRACT

This paper presents an econometric analysis of the demand for the monetary aggregate  $M1$  for Mexico. Using cointegration techniques, we identify both a stable

\* *Palabras clave:* demanda por dinero, señoreaje, inflación, equilibrios inflacionarios duales, cointegración, general a específico, brecha del dinero. *Clasificación JEL:* C22, C32, E31, E41, H62. Artículo recibido el 7 de junio de 2011. Antes que nada, un agradecimiento a Carlos Capistrán; este trabajo debe mucho al suyo. Asimismo, agradecemos a Ana María Aguilar, Guillermo Benavides, Alejandro Gaytán, José Ramón de la Rosa, Miguel Ángel Mendoza, Carlos Muñoz y María Zorrilla. Las opiniones en este artículo son de los autores y no forzosamente reflejan el punto de vista del Banco de México.

\*\* A. E. Noriega, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México (correo electrónico: anoriega@banxico.org.mx). M. Ramos-Francia, subgobernador, Banco de México (correo electrónico: mrfran@banxico.org.mx). C. A. Rodríguez-Pérez, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México (correo electrónico: cidrodriguez@banxico.org.mx).

long-run relationship between  $M1$  and its determinants, and a statistically sound single-equation error-correction model. Results are used to carry out the following simple applications: *i*) empirical determination of the value and stability of dual inflationary equilibria, given the observed seigniorage levels; *ii*) calculation of the seigniorage maximizing inflation rate, and *iii*) analysis of the potential relationship between a measure of excess money and inflation. Results indicate that the low inflation equilibrium is stable, and that the excess money indicator shows, in retrospective, some capacity in predicting inflationary pressures.

## INTRODUCCIÓN

El análisis econométrico de la demanda por dinero es útil por varias razones. Una fundamental es que permite verificar empíricamente la existencia de una relación de largo plazo entre dinero, precios y las variables que determinan la cantidad demandada de dinero, según lo establece la teoría económica. De hecho, la existencia de una relación estable entre dinero y precios es un prerequisite para el uso de agregados monetarios como indicadores adelantados del comportamiento de los precios.<sup>1</sup> Por otra parte, permite estudiar la dinámica de corto plazo entre las variables pertinentes. Estas relaciones de corto y largo plazos de la función de demanda por dinero posibilitan realizar, a su vez, ejercicios como el cálculo de los equilibrios inflacionarios duales, y permiten estudiar las propiedades de estabilidad de éstos, para un nivel dado de señoreaje.

En este artículo presentamos estimaciones econométricas de una función de largo plazo de demanda por dinero para México, congruentes con la teoría económica, utilizando información trimestral del primer trimestre de 1986 al segundo de 2010. De estas estimaciones obtenemos un modelo que representa la relación de equilibrio de largo plazo entre los saldos reales, el ingreso y la tasa de interés. Este es el resultado más importante de este estudio. En efecto, diversas pruebas sugieren que la demanda por dinero permaneció estable durante el periodo 1986-2010, que fue caracterizado por una crisis financiera interna (1995) y otra externa (2008), y diversos cambios en

<sup>1</sup> Esta práctica es piedra angular de los análisis que se realizan en el Banco Central Europeo en el marco del “primer pilar” en la estrategia para alcanzar la estabilidad de precios. De hecho, los parámetros estimados de una función de demanda por dinero se utilizan para calcular una medida de liquidez, que permite estudiar con mayor precisión la relación entre el crecimiento monetario y la inflación (véase por ejemplo Banco Central Europeo, 2003; Reynard, 2006, 2007).

la política económica (autonomía del banco central, cambio al esquema de flotación del tipo de cambio, apertura comercial y política monetaria basada en esquemas de objetivos de inflación). Obtenemos además un modelo que describe, también de manera estable, la relación de corto plazo —la dinámica— entre las variables. Utilizando estos modelos presentamos algunas aplicaciones relacionadas con el cálculo de la inflación que maximiza el señoreaje, el cálculo de los equilibrios inflacionarios duales y su estabilidad, y la relación entre agregados monetarios e inflación.

Existen diversos trabajos que han realizado un análisis empírico de la demanda por dinero para México. En Ortiz (1980a) puede encontrarse una breve reseña de los estudios de demanda por dinero anteriores a 1980. A su vez, en sus estimaciones para el periodo 1960-1979, Ortiz (1980a,b), considerando diferentes definiciones de agregados monetarios, concluye que las mejores propiedades estadísticas, incluyendo la estabilidad, se encuentran en su modelo de demanda por  $M1$ . Por su parte, Ramos-Francia (1993b) también estima un modelo de demanda por  $M1$  para México (1973-1990), en el cual incluye como variables explicativas a la inflación, y a su volatilidad. Sus resultados muestran que el modelo de demanda por dinero es estable en un periodo en particular turbulento. Cuthbertson y Galindo (1999) analizan la demanda por  $M1$  y  $M3$  en México. Su trabajo está enfocado en probar la presencia de un efecto de equilibrio de cartera para el periodo 1978-1990, y concluye que para interpretar correctamente los movimientos en estos agregados monetarios debe tomarse en cuenta el efecto de movimientos en el tipo de cambio peso-dólar. Román y Vela (1996) y Garcés (2003) realizan estimaciones de demanda por diferentes agregados monetarios (billetes y monedas,  $M1$ ,  $M2$ ,  $M3$  y  $M4$ ), y coinciden en que los billetes y monedas parecen ser el agregado monetario que muestra la mayor estabilidad a lo largo del tiempo. Por su parte, Khamis y Leone (2001), con datos mensuales para el periodo 1983-1997, encuentran pruebas de que la demanda por billetes y monedas en México permaneció estable en y después de la crisis financiera de 1994-1995.

Existen para México pocos trabajos que realicen un análisis empírico de la relación entre inflación y señoreaje.<sup>2</sup> La evidencia existente se concentra

<sup>2</sup> El señoreaje se define como el flujo de base monetaria en un determinado periodo, deflacionado el nivel general de precios. La bibliografía del señoreaje postula la existencia de una tasa de inflación que maximiza el ingreso por este concepto y de dos tasas de inflación capaces de generar el mismo monto de recursos: una de inflación baja y otra de inflación alta. Cabe precisar que en México, a partir de la autonomía del banco central, ya no hay financiación monetaria del déficit fiscal. Ahora bien, la misma

principalmente en la estimación de la inflación que maximiza el señoreaje (véase Ramos-Francia, 1993; Easterly, Mauro y Schmidt-Hebbel, 1995; Bali y Thurston, 2000, y Turner y Benavides, 2001). Así, consideramos que una contribución importante del presente artículo reside en presentar cálculos relativos a los equilibrios inflacionarios duales y su estabilidad.

En relación con la inflación que maximiza el señoreaje en México, nuestros ejercicios sugieren una tasa de inflación de alrededor de 46% anual. La evidencia muestra que, dado el señoreaje promedio y el crecimiento del producto en México, el equilibrio inflacionario estimado de baja inflación es estable, en ausencia de choques exógenos.

Existe en la bibliografía pruebas mixtas en relación con la fortaleza del nexo entre crecimiento monetario e inflación. Algunos estudios estiman un nexo débil, al menos durante los años ochenta y noventa, mientras que otros encuentran relaciones significativas y proporcionales (véase en Reynard, 2006, más pormenores). Para el caso de México nuestros resultados indican que, en retrospectiva, en algunos casos el exceso de dinero hubiera podido ser un útil indicador adelantado de la inflación.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera. La sección I presenta los pormenores teóricos de la función de demanda por dinero. La sección II introduce la metodología econométrica para la estimación de la demanda por dinero, los datos por ser utilizados y presenta los resultados empíricos obtenidos. En la sección III la demanda por dinero estimada es utilizada para un par de aplicaciones. En la primera, se analiza algunas consideraciones del señoreaje en México y se presenta la evidencia empírica de la relación entre demanda por dinero, señoreaje e inflación, y se calcula los equilibrios inflacionarios duales y su estabilidad. La segunda parte presenta los resultados del uso del agregado monetario *M1* para intentar anticipar movimientos en la inflación. Finalmente, se concluye.

## I. LA FUNCIÓN DE DEMANDA POR DINERO: TEORÍA

Las teorías tradicionales que buscan explicar la demanda por dinero tienen elementos importantes en común.<sup>3</sup> En particular, estas teorías sugieren una

expansión de la base monetaria representa un recurso para el emisor monetario. En ese contexto, es importante notar que el banco central traslada cada año, cuando lo hay, su remanente de operación (del cual forma parte el señoreaje) al gobierno federal. Este último lo registra como un aprovechamiento en la Ley de Ingresos de la Federación correspondiente.

<sup>3</sup> Fisher (1911), Keynes (1936), Friedman (1956), Baumol (1952), Tobin (1956, 1958), Sargent y

relación entre la cantidad demandada de dinero y un número reducido de variables relacionadas con la actividad económica y el costo de oportunidad del dinero. En general, la función teórica de la demanda por dinero puede ser escrita como

$$\frac{M}{P} = f(i, Y) \quad (1)$$

en la que  $M$  son los saldos monetarios nominales,  $P$  es el índice de precios,  $Y$  denota la variable de escala que se utiliza como una medida de las transacciones relacionadas a la actividad económica e  $i$  representa la variable del costo de oportunidad de mantener dinero, medida como la diferencia entre la tasa de rendimiento sobre activos distintos del dinero y la tasa del rendimiento propio de éste.<sup>4</sup>

La teoría económica nos dice que  $f_1 < 0$  y  $f_2 > 0$ , en la que  $f_j$  denota la derivada parcial de  $f(\cdot)$  respecto a su  $j$ -ésimo elemento. Esto es, la demanda de saldos monetarios reales está relacionada de manera inversa con el costo de oportunidad y de manera positiva con la variable de escala. La intuición es que el volumen de transacciones crece cuando el producto es mayor, por lo cual la demanda de saldos reales es creciente en el producto. Por otra parte, la relación negativa entre la demanda por dinero y la tasa nominal de interés resulta de que los individuos enfrentan una elección entre el rendimiento del dinero y activos distintos de éste, como una cuestión de preferencia por la liquidez.

En general, los trabajos empíricos resumen este planteamiento de la demanda por dinero en una función semi-log-lineal de la forma,

$$(m - p)_t = \mu + \beta y_t - \alpha i_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Las minúsculas denotan el logaritmo de las variables (a excepción de la tasa de interés, que se expresa en porcentaje), mientras que  $\mu$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son parámetros desconocidos, y  $\varepsilon_t$  denota una variable aleatoria estacionaria de media 0.

Pétursson (2000) muestra que es posible obtener una función de demanda por dinero como la descrita en la ecuación (2), por medio de la solución

Wallace (1982), entre otras. Véase un análisis más reciente de las diferentes teorías de la demanda por dinero en Román y Vela (1996), Sriram (1999), Duca y VanHoose (2004) y Serletis (2007).

<sup>4</sup> La tasa de rendimiento del dinero es un factor relevante, en particular cuando se trata de definiciones amplias de los agregados monetarios.

de un problema de optimación de un consumidor representativo con servicios de liquidez directamente en la función de utilidad. A su vez, Feenstra (1986) muestra que existe una equivalencia entre este tipo de modelos y los que modelan de manera explícita los servicios de transacción del dinero, como los denominados modelos *cash-in-advance*, por ejemplo, en Lucas (1988). Específicamente, Pétursson supone que el consumidor representativo resuelve un proceso en dos etapas. Primero, determina su pauta deseada de demanda por saldos reales, y después toma la decisión concerniente a la velocidad de ajuste hacia esa pauta. Para determinar los saldos monetarios reales deseados se supone que el consumidor representativo resuelve el siguiente problema de horizonte infinito

$$\max E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j \left\{ u(C_{t+j}) + \varphi v \left( \frac{M_{t+j}}{P_{t+j}} \right) \right\} \right] \quad (3)$$

en el que  $C_t$  es el consumo real y  $u(\cdot)$  y  $v(\cdot)$  son funciones de utilidad instantáneas, cóncavas, y dos veces diferenciables.  $E_t$  representa la expectativa condicionada de la información al momento  $t$ .  $\delta$  es el factor de descuento y  $\varphi$  mide el peso relativo entre bienes de consumo y saldos reales en el total de la función de utilidad.

La restricción presupuestaria del consumidor viene dada por

$$C_t + B_t + \frac{M_t}{P_t} \leq I_t + (1 + a_{t-1}) \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1 + r_{t-1}) B_{t-1} \quad (4)$$

De esta manera, el consumidor representativo asigna su ingreso real,  $I_t$ , entre bienes de consumo  $C_t$ , bonos  $B_t$  y saldos monetarios reales  $M_t/P_t$ , en que  $P_t$  es el precio del consumo al tiempo  $t$  y  $B_t$  denota el valor real de los bonos denominados en unidades de consumo al momento  $t$ . Estos bonos pagan un rendimiento real de  $(1 + r_t)$  del momento  $t$  al  $t + 1$ . Los saldos monetarios reales pagan un rendimiento real de  $(1 + a_t)$  ( $P_t/(P_{t+1})$ ), en el que  $(1 + a_t)$  es la tasa de rendimiento del dinero del momento  $t$  al  $t + 1$  (véase nota 4 de pie de página).

Para resolver el modelo, se supone que las funciones de utilidad instantáneas pueden ser parametrizadas dentro del tipo de funciones estándar de aversión relativa al riesgo constante.<sup>5</sup> Sea  $i_t$  la tasa nominal del bono y, supo-

<sup>5</sup> Específicamente, se supone las siguientes funciones de utilidad instantánea:  $u(C_t) = C_t^{1-\omega}/(1-\omega)$ ,

niendo que la paridad de Fisher se mantiene, tenemos que  $(1 + i_t) = (1 + r_t)(E_t P_t + 1)/P_t$ . Definiendo  $R_t = \log((1 + i_t)/(1 + a_t))$ , como el diferencial entre la tasa nominal del bono y la tasa de rendimiento propia de los saldos monetarios, y denotando el logaritmo de las variables en minúsculas, entonces es posible obtener la siguiente formulación para la demanda por dinero de largo plazo,

$$(m - p)_t = \kappa + \eta c_t - \gamma R_t \quad (5)$$

Como se observa, esta solución al problema del consumidor representativo tiene la misma forma funcional estándar utilizada en la mayoría de los estudios empíricos respecto a la demanda por dinero [véase ecuación (2)]. En la práctica, sin embargo, es más común emplear medidas del ingreso agregado como variable de escala que el consumo privado. Este es precisamente el enfoque que se seguirá en este trabajo. Entonces, si  $y_t$  representa el ingreso agregado y  $(m^* - p)_t$  los saldos deseados reales, la demanda por dinero en estado estacionario es

$$(m^* - p)_t = \kappa + \eta y_t - \gamma R_t \quad (6)$$

Este tipo de especificación de la relación de largo plazo [ecuaciones (2) y (6)] ha sido extensamente utilizado en los trabajos empíricos. Evidencia internacional puede encontrarse en Johansen y Juselius (1990), Hendry y Ericsson (1991), Baba, Hendry y Starr (1992), MacDonald y Taylor (1992), Doornik, Hendry y Nielsen (1998), Ericsson, Hendry y Prestwich (1998), Pétursson (2000), Sriram (2001), Georgopoulos (2006), Carstensen (2006), Haug (2006) y Fischer *et al* (2009), entre otros. Para el caso mexicano, véase la sección anterior.

En lo referente a la magnitud de la elasticidad ingreso, diferentes teorías de la demanda por dinero sugieren distintos valores para este parámetro. Por ejemplo, la teoría cuantitativa implica una elasticidad ingreso unitaria, mientras que el modelo de transacciones de Baumol (1952) y Tobin (1956) implica una elasticidad ingreso de 0.5. Sriram (2001) realiza una comparación de los diferentes resultados encontrados para la demanda por dinero para distintos países, y encuentra que la elasticidad ingreso de la demanda para definiciones estrechas del dinero se ubica en el rango de 0.25 a 1.25, mientras que en caso

y  $v(M_t/P_t) = (M_t/P_t)^{1-\psi}/(1-\psi)$ , en las que  $\omega$  y  $\psi$  son los coeficientes de aversión relativa al riesgo constante.

de agregados más amplios está entre 0.5 y 1.75. En el caso de la semielasticidad del costo de oportunidad no existe una guía teórica o empírica acerca de su magnitud, en la que su signo es, en general, lo más relevante.

## II. ESTIMACIÓN DE LA DEMANDA POR DINERO

### 1. *Los datos*

El estudio emplea datos trimestrales sin ajuste estacional para el periodo 1986:1-2010:2. La elección de este periodo muestral se debe a que para la definición actual de los agregados monetarios sólo existe información a partir de diciembre de 1985.<sup>6</sup> El uso de la frecuencia trimestral en la información es justificada por la ausencia de series de datos de frecuencia más alta que puedan servir adecuadamente como indicadores de la escala de transacciones en la economía y que a la vez abarquen el periodo mencionado.<sup>7</sup>

Este estudio considera el agregado monetario estrecho  $M1$  en términos reales, que incluye billetes y monedas en poder del público, cuentas de cheques en bancos del país tanto en moneda nacional como moneda extranjera, los depósitos en cuenta corriente en bancos del país y los depósitos a la vista de las Sociedades de Ahorro y Préstamo, deflacionado con el índice nacional de precios al consumidor ( $P$ ). Como medida de la escala de transacciones en la economía se considera el producto interno bruto real ( $Y$ ), y la tasa de interés de los Certificados de la Tesorería de la Federación a 91 días ( $i$ ) es utilizada como medida de costo de oportunidad. Los datos se transforman a logaritmos naturales, y tal transformación es denotada con minúsculas, con excepción de la tasa de interés la cual está medida en porcentaje anual (dividida entre 100).<sup>8</sup>

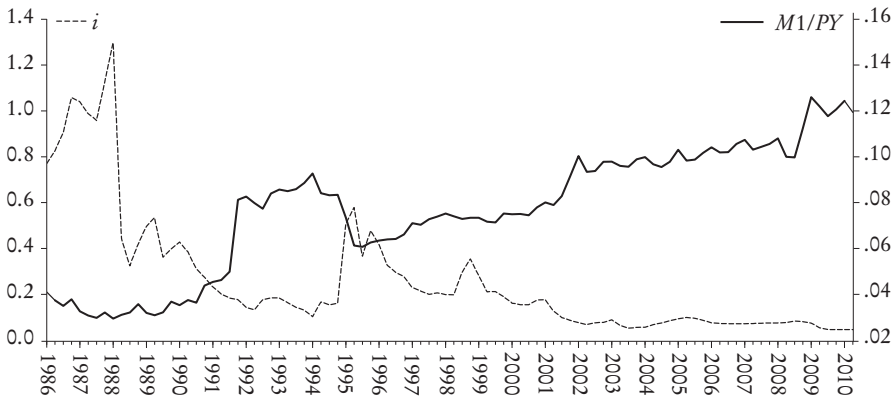
La gráfica 1 muestra la evolución del inverso de la velocidad, definido como el cociente del agregado monetario  $M1$  al producto nominal,  $M1/PY$ , y de la tasa de interés. La velocidad de circulación de la moneda en México ha

<sup>6</sup> Esta definición, publicada en 1999, clasifica los instrumentos que integran a los agregados monetarios de acuerdo con su grado de liquidez y sector institucional emisor. Véase todos los detalles en el Informe de Política Monetaria correspondiente al primer semestre de 1999, y el documento "Redefinición de los agregados monetarios" (disponible en la página de internet de Banco de México: <http://www.banxico.org.mx/documents/%7B2FA0DF5D-F2FA-738D-A780-3FBBDF147A43%7D.pdf>).

<sup>7</sup> Por ejemplo, el indicador global de la actividad económica (IGAE) es de periodicidad mensual, pero se calcula desde 1993.

<sup>8</sup> Los datos empleados en el trabajo son obtenidos del Sistema de Información Económica (SIE) del Banco de México.



GRÁFICA 1. *Dinero, ingreso y tasas de interés*

observado una tendencia decreciente desde 1988 hasta la fecha. Esto significa que la proporción de dinero/producto ha estado aumentando durante casi 20 años.<sup>9</sup> Dos excepciones notorias son las crisis de 1995 y 2008, años durante los cuales se registraron caídas abruptas en la relación dinero/producto.

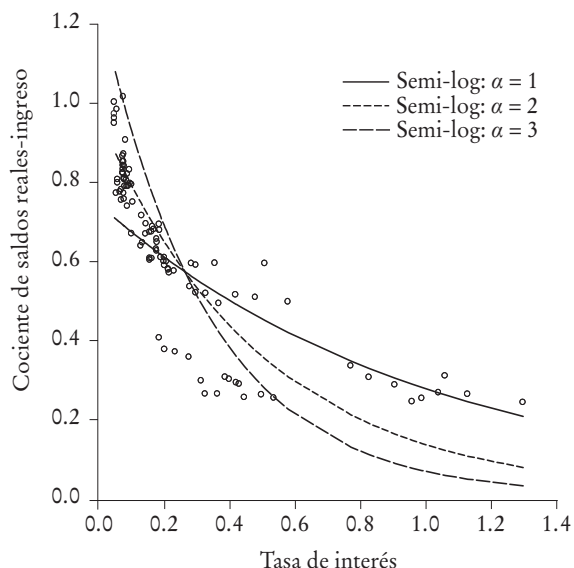
Como se observa, mientras los saldos reales por unidad de bien han estado creciendo de manera casi ininterrumpida, la tasa de interés ha observado una tendencia decreciente. Con base en Lucas (2000) interpretamos estas dos series de tiempo como puntos de una curva de demanda por saldos reales. La gráfica 2 representa los puntos de esa curva, que se obtienen de las combinaciones entre el inverso de la velocidad y la tasa de interés, para el periodo 1986-2010. La estimación de una función semilogarítmica de la forma:  $M1/PY = Ae^{\alpha t}$ , genera las curvas que se muestran en la gráfica 2, para valores de  $\alpha = 1, 2, 3$ . Como se deduce de la gráfica, la curva correspondiente a  $\alpha = 2$  parece tener el mejor ajuste. Esta estimación preliminar es cercana a la obtenida por los procedimientos utilizados en este artículo, que presentamos en las siguientes secciones.

## 2. Metodología econométrica

Utilizamos como instrumento de análisis métodos de cointegración y los modelos de corrección de error (MCE).<sup>10</sup> Estos modelos han sido amplia-

<sup>9</sup> Esto puede ocurrir si la elasticidad ingreso de la demanda por dinero es mayor a la unidad; véase Lucas (2000).

<sup>10</sup> En Capistrán, Ibarra y Ramos-Francia (2011) se estima una demanda por dinero de largo plazo

GRÁFICA 2. *Demanda de dinero (1986:1-2010:2)*

mente utilizados en la estimación de la demanda por dinero, ya que son congruentes con la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los saldos reales y las variables de escala y de costo de oportunidad. Además, tienen la ventaja de contener información de la dinámica de corto plazo y del proceso de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo.<sup>11</sup> La idea fundamental es que, con cointegración, si un choque exógeno altera el equilibrio de largo plazo entre las variables se inicia un proceso de ajuste dinámico que hará que se restablezca el equilibrio. Una ventaja de este enfoque es que las relaciones de largo plazo pueden ser especificadas con la ayuda de la teoría económica, mientras que la dinámica de corto plazo puede ser definida por los propios datos.

Para la estimación de la relación de largo plazo entre las variables se emplea la metodología para probar la presencia de cointegración, desarrollada por Johansen (1988, 1991), que adicionalmente nos permite realizar de una manera simple pruebas de exogeneidad débil y versiones restringidas de los

para México a partir de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés). Los resultados son muy similares a los presentados en este artículo.

<sup>11</sup> Véase Sriram (2001). La equivalencia entre los conceptos de cointegración y equilibrio de largo plazo se analiza en Granger (1983, 1986), mientras que la relación entre la existencia de cointegración y la representación de corrección de error se introduce en Engle y Granger (1987).

vectores de cointegración.<sup>12</sup> En el caso de la demanda por dinero si las variables de escala y de costo de oportunidad resultan débilmente exógenas, entonces el análisis puede conducirse por medio de un modelo uniecuacional y obtenerse un estimador eficiente de la velocidad de ajuste de la demanda por dinero. Por lo contrario, si este no es el caso, entonces es necesario considerar el sistema completo para obtener el estimador eficiente.

En la hipótesis de que las  $p$  variables del sistema modelado son integradas de orden uno [ $I(1)$ ], el vector autorregresivo (VAR) cointegrado o VECM, por sus siglas en inglés (*Vector Error Correction Model*), está dado por,

$$\Delta X_t = \psi\beta'X_{t-1} + \sum_{i=1}^{K-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + u_t \quad (7)$$

en el que  $X_t = ((m1-p)_t, y_t, i_t)$ ,  $D_t$  es un vector de variables deterministas,  $\Delta = 1 - L$ ,  $L$  es el operador de rezagos,  $\Gamma_i$  y  $\Phi$  son matrices de parámetros y  $u_t$  representa un vector de innovaciones *i. i. d.*  $(0, \Sigma_u)$ , en que  $\Sigma_u$  es la matriz de varianza-covarianza de los errores. El número de vectores de cointegración está dado por el rango de la matriz  $\psi\beta'$ . En esta especificación,  $\beta'X_{t-1}$  puede ser visto como un vector de relaciones estacionarias (de cointegración) y  $\psi$  como la matriz de parámetros de velocidad de ajuste. Johansen (1995), cap. 8, demuestra que la prueba de que algún renglón de  $\psi$  es 0 lo que es equivalente a probar si alguna variable en el sistema puede ser considerada débilmente exógena.<sup>13</sup>

Por otra parte, para probar formalmente la constancia de los parámetros

<sup>12</sup> Este procedimiento, como es sabido, tiene varias ventajas respecto a otras metodologías, pues no requiere que se defina a priori la variable por explicar, y no predetermina el número de vectores cointegradores en uno. De hecho, al probar por cointegración usando tres o más variables es posible encontrar que existe más de un vector de cointegración. Pruebas de cointegración basadas en un modelo uniecuacional como el de Engle y Granger (1987) o Phillips y Ouliaris (1990) entre otros, requieren que se defina a priori la variable por explicar y el resto de las variables como variables explicativas. Otro problema es que este tipo de pruebas se realiza en dos etapas, por lo que cualquier error en la primera etapa es arrastrado a la segunda. La metodología de Johansen (1988, 1991) elimina esta problemática de las dos etapas y prueba la posibilidad de vectores cointegradores múltiples.

<sup>13</sup> Engle, Hendry y Richard (1983) demuestran que la definición de una variable (débilmente) exógena depende de las propiedades condicionales del proceso generador de datos. Para el caso particular del análisis en un VAR cointegrado, Johansen (1995, cap. 8, demuestra que una variable es débilmente exógena para los parámetros  $(\beta, \psi_\omega)$ , si los parámetros de velocidad de ajuste tienen la forma  $\psi = (\psi_\omega, \psi_z)$  con  $\psi_z = 0$ . Así, la prueba de que algún renglón de  $\psi$  es 0 es equivalente a probar si alguna variable en el sistema puede ser considerada débilmente exógena respecto a los parámetros  $(\beta, \psi)$ . Si alguna variable resulta débilmente exógena, entonces es posible obtener estimadores eficientes de  $(\beta, \psi)$  por medio de un sistema descrito por las variables restantes del sistema, condicionado respecto a la variable débilmente exógena. Entonces, la exogeneidad débil da la condición de cuándo un modelo parcial puede ser usado para estimar eficientemente los parámetros  $(\beta, \psi)$ .

de la relación de cointegración ( $\beta$ ), empleando las modificaciones sugeridas por Bruggeman, Donati y Warne (2003) se aplica la prueba tipo multiplicador de Lagrange (LM) de Nyblom (1989) estudiada por Hansen y Johansen (1999) en el contexto de un VAR cointegrado. Esta prueba se basa en los resultados de la estimación recursiva del VAR cointegrado. La estimación recursiva se puede describir como sigue: se toma como punto de partida la estimación del modelo en una submuestra,  $1, \dots, T_1$ , en la que  $T_1 < T$ , y entonces recursivamente se extiende el punto final de la submuestras,  $t_1$ , hasta que la muestra completa es cubierta (es decir,  $t_1 = T_1 + 1, \dots, T$ ). En particular, se consideran dos tipos de estadísticos de prueba. El primero ( $\sup Q_T^t$ ) está basado en el valor máximo de la serie de estadísticos tipo LM (denominados  $Q_T^t$ ) en el periodo que cubren las estimaciones recursivas, y el segundo ( $\text{mean } Q_T^t$ ) es el promedio de estos estadísticos.

Con base en Hansen y Johansen (1999), el análisis recursivo para probar la constancia de algunos de los parámetros en un modelo estadístico general con parámetros  $\theta = (\theta_1, \theta_2)$ , puede realizarse en al menos tres maneras distintas: *i*) obtener estimaciones recursivas de todos los parámetros del modelo,  $(\theta_1, \theta_2)$ ; *ii*) usar las estimaciones de la muestra completa de los parámetros  $\theta_2$ , y entonces concentrar las estimaciones recursivas en la estimación de los parámetros  $\theta_1$ , y *iii*) dejar fijos los parámetros  $\theta_1$  en su estimación de la muestra completa y analizar recursivamente los parámetros restantes  $\theta_2$ . En nuestro contexto del VAR cointegrado se considera a  $\theta_1$  como los parámetros de la relación de cointegración, los parámetros de velocidad de ajuste y la covarianza del error, mientras que el parámetro  $\theta_2$  es la dinámica de corto plazo.

En este artículo se presentan resultados de aplicar la prueba de parámetros constantes empleando el estadístico de Nyblom en el marco del VAR cointegrado en la relación de largo plazo según las dos primeras formas analizadas de la estimación recursiva. Para aplicar estas pruebas de Nyblom, que tienen como hipótesis nula la de parámetros constantes, se emplea el *software Structural-VAR*, que además de presentar los valores críticos asintóticos de los estadísticos de prueba, tiene la ventaja de que permite calcular de una manera sencilla por medio de técnicas de remuestreo (*bootstrap*) la distribución de estos estadísticos de prueba.<sup>14</sup> La prueba de estabilidad de los parámetros relacionados con la dinámica de corto plazo (la tercera forma del análisis re-

<sup>14</sup> Véase más detalles de la manera de realizar el ejercicio de remuestreo (*bootstrap*) en Bruggeman, Donati y Warne (2003) y Warne (2009).

cursivo) también es aplicada al modelo estimado de la demanda por dinero; sin embargo, por motivos de claridad en la exposición es analizada líneas abajo.

A continuación se describe el procedimiento para estimar la demanda por dinero para México, basado en un modelo de corrección de error. Primero, se plantea un sistema por medio de un VECM que incluye a los saldos monetarios reales, la variable de escala y de costo de oportunidad. En seguida se emplea la metodología de Johansen para probar si las variables están cointegradas. De acuerdo con los resultados de cointegración, se efectúan las pruebas de exogeneidad débil de todas las variables incluidas en la estimación. Si todas las variables, con excepción de los saldos reales, no pueden rechazar la hipótesis de exogeneidad débil, y la relación de largo plazo no rechaza la hipótesis nula de parámetros constantes, entonces es posible modelar la demanda de saldos reales de manera uniecuacional.

En busca de un modelo uniecuacional parsimonioso de la dinámica de corto plazo de la demanda por dinero, se plantea un modelo general que es reducido siguiendo la metodología de lo General a lo Específico, para lo cual se emplea el algoritmo de selección de modelos llamado *Autometrics*. *Autometrics* es un algoritmo computacional para la selección automática de modelos econométricos desarrollado por Doornik y Hendry (2007), que sigue la metodología de lo General a lo Específico.<sup>15</sup> En términos generales, el procedimiento parte de una primera etapa en la cual se estima un modelo general no restringido (GUM por las siglas en inglés de *general unrestricted model*) y se somete a diferentes pruebas de diagnóstico. Esta es una etapa relevante ya que en el procedimiento subsecuente de búsqueda de un modelo más parsimonioso se aplican pruebas *t* y *F* para verificar la significancia estadística de las variables, las cuales están basadas en ciertos supuestos de los errores del modelo estimado. En una segunda etapa se intenta simplificar el GUM a lo largo de múltiples pautas de búsqueda, mientras se asegura que las pruebas de diagnóstico de los diferentes modelos no son rechazadas, y a la vez que todas las variables sean individualmente significativas dada una significación especificada. En caso de existir varios modelos que cumplan con las pruebas de diagnóstico y la significación estadística de las

<sup>15</sup> Este algoritmo es una extensión del denominado *PcGets* de Hendry y Krolzig (2001), el cual a su vez extiende y mejora el algoritmo de selección de modelos de Hoover y Pérez (1999). Véase un análisis pormenorizado en Doornik y Hendry (2007), Doornik (2009) y Ericsson y Kamin (2008). *Autometrics* es instrumentado por el módulo *PcGive* versión 13.1 del *software* Oxmetrics 6.1.

variables, entonces el modelo final es elegido empleando algún criterio de información (Akaike, Schwarz o Hannan-Quinn), o bien, eligiendo el modelo con menor número de parámetros.

En la aplicación de *Autometrics*, el econometrista o modelador debe decidir las pruebas de diagnóstico a las que será sometido el modelo, así como el nivel de significancia para dichas pruebas y para las variables individuales. En este artículo el modelo es sometido a las siguientes pruebas de diagnóstico y especificación: la prueba LM de Breusch-Godfrey (1978) de correlación serial, la prueba de normalidad de Doornik y Hansen (1994) que emplea una pequeña corrección muestral a la prueba de Jarque y Bera (1987), la prueba de White (1980) de heteroscedasticidad, la prueba de heteroscedasticidad condicional o errores ARCH de Engle (1982), la prueba RESET de no linealidad (Ramsey, 1969) y la prueba de Chow (1960) de cambio estructural. Para todas las pruebas se elige el nivel de significancia de 5 por ciento.

Por último, se analiza la estabilidad o constancia de parámetros del modelo uniecuacional de la demanda por dinero resultante de la reducción de lo General a lo Específico vía *Autometrics*. Esto es, dejando fijos los parámetros de la relación de largo plazo de la demanda por dinero en su estimación de la muestra completa, se examina la estabilidad de la dinámica de corto plazo. Para ello se usan pruebas formales de cambio estructural para fechas predeterminadas (pruebas de Chow y Chow de pronóstico), así como un análisis gráfico de estadísticos de prueba y parámetros estimados recursivamente del modelo uniecuacional.

### 3. Evidencia empírica

En esta subsección se presentan los resultados de la estimación de la demanda por dinero en México, en función de los principales determinantes que señala la teoría económica. Como un primer paso en el análisis, se realiza pruebas de raíz unitaria de las variables para determinar su orden de integración. Para esto se aplica secuencialmente la prueba Dickey-Fuller aumentada (DFA) que tiene como hipótesis nula la de una raíz unitaria. Dada la frecuencia trimestral de los datos y siguiendo a Rodrigues (2000), las pruebas se efectúan incluyendo tres rezagos en la parte aumentada de la regresión auxiliar de prueba. Rodrigues (2000) analiza que cuando se usa series de tiempo estacionales pueden existir raíces unitarias en frecuencias distintas de la 0 (largo plazo) que complican la aplicación de la prueba DFA. Así, Rodrigues

demuestra que si  $s$  es el número de estaciones-temporadas, entonces para aplicar la prueba DFA la regresión auxiliar debe ser aumentada con al menos  $s - 1$  rezagos de la variable dependiente para considerar la posible presencia de raíces estacionales, de lo contrario se puede llegar a una inferencia incorrecta debido al uso inapropiado de la distribución límite del estadístico Dickey-Fuller.<sup>16</sup> La prueba DFA es aplicada en el contexto de la metodología propuesta por Pantula (1989), para determinar el número de raíces unitarias presentes en cada serie. Ésta consiste de un procedimiento secuencial asintóticamente congruente para probar la hipótesis nula de  $H_r$ : exactamente  $r$  raíces unitarias, contra la opción de  $H_{r-1}$ : exactamente  $(r - 1)$  raíces unitarias, con  $r = n, \dots, d + 1, d$ , en que  $n(\geq d)$  es un número máximo de raíces unitarias que se supone que está presente en los datos, y  $d$  es el verdadero número de raíces unitarias en los datos. Pantula (1989) sugiere que la hipótesis debe ser probada de manera secuencial en el orden  $H_n, H_n - 1, \dots, H_d$ .<sup>17</sup>

Aquí suponemos que el máximo número posible de raíces unitarias presentes en los datos es de dos. Basados en los resultados de Pantula (1989), las hipótesis deben ser probadas secuencialmente en el orden  $H_2$  y  $H_1$ . El componente determinista se modifica según sea el número de raíces que están siendo probadas. Los resultados resumidos en el cuadro 1 muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria; esto es, para la muestra completa las variables parecen ser integradas de orden uno,  $I(1)$ .<sup>18</sup>

Para realizar la prueba de cointegración se especifica un VAR subyacente que incluye dos rezagos, elegidos por los criterios de información de Schwarz y Hannan-Quinn, con base en las recomendaciones de Paulsen (1984), quien muestra que asintóticamente estos criterios eligen de manera adecuada el número de rezagos en modelos autorregresivos multivariados. En las estimaciones se incluyen dos variable dicotómicas relacionadas a hechos exógenos a las variables fundamentales de la demanda por dinero, pero

<sup>16</sup> Otra opción es aplicar la regresión de prueba tipo DFA en los datos filtrados, esto es, primero aplicar el filtro estacional (por ejemplo, aplicar el filtro  $[1 + L + L^2 + L^3]$  a datos trimestrales, en el que  $L$  es el operador de rezagos) y subsecuentemente implementar la prueba DFA de la manera tradicional. Sin embargo, en este caso existe la posibilidad de la sobrediferenciación, lo cual tiene consecuencias en la prueba. Véase pormenores en Franses (1991).

<sup>17</sup> Este procedimiento está basado en los resultados de Dickey y Pantula (1987), en los que se observa empíricamente que la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria ( $H_1$ ) contra la opción de estacionariedad ( $H_0$ ) se incrementa con el número de raíces unitarias presentes.

<sup>18</sup> En este trabajo, no analizamos la posibilidad de cambios en persistencia en las variables. La presencia de éstos podría invalidar el uso de técnicas de cointegración. Para el caso de variables macro para la economía mexicana, sólo existe evidencia de cambios en persistencia en la tasa de inflación, véase Chiquiar, Noriega y Ramos-Francia (2010) y Noriega y Ramos-Francia (2009).

CUADRO 1. Orden de integración de acuerdo con la prueba DFA

(Muestra: 1986:1-2010:2;  $T = 98$ )

Variable	$H_0$ :	Estadístico	Valor $p^c$	Inferencia
$(m1 - p)$	$I(2)^a$	-2.947**	0.044	$I(1)$
	$I(1)^b$	-1.772	0.711	
$\gamma$	$I(2)^a$	-3.724***	0.005	$I(1)$
	$I(1)^b$	-1.188	0.907	
$i$	$I(2)^a$	5.613***	0.000	$I(1)$
	$I(2)^a$	5.569***	0.000	
	$I(1)^b$	-2.347	0.405	
	$I(1)$	-1.790	0.383	

<sup>a</sup> Incluye constante.<sup>b</sup> Incluye constante y tendencia.<sup>c</sup> Valores críticos presentadas por *EViews* 7 de acuerdo con MacKinnon (1996).

\*\*\*, \*\* y \* significa rechazo de la hipótesis nula al 1, 5 y 10%, respectivamente.

que tuvieron un efecto en éstas:  $d1991T4 = 1$ , a partir del cuarto trimestre de 1991, 0 en otro caso, y  $d1988T2 = 1$ , en el trimestre de abril a junio de 1988, 0 en otro caso. La primera está relacionada con un cambio regulatorio que se tradujo en un incremento en las cuentas de cheques (componente de  $M1$ ) de más de 151.7%.<sup>19</sup> Por su parte,  $d1988T2$  controla por el efecto del Pacto de Solidaridad Económica, que se vio reflejado en una reducción en la inflación mensual de 15% en enero a menos de 2% hacia junio de 1988, y una reducción de 125 puntos porcentuales entre enero y junio en la tasa de interés de los CETES a 91 días. Además, según Johansen (1995), en el VAR se incluyen tres variables ficticias (*dummies*) centradas ( $DS2$ ,  $DS3$  y  $DS4$ ) para controlar por el factor estacional.<sup>20</sup>

El cuadro 2 presenta los resultados de la prueba de cointegración, en el que se especifica como componente determinista una constante no restringida dentro del vector de cointegración. Esta especificación considera que no hay tendencias lineales en el VAR en diferencias, ecuación (7), pero sí en las variables en niveles. En las columnas cuatro y cinco se registran el valor

<sup>19</sup> Como se explica en el *Informe Anual 1991* del Banco de México, tal incremento en  $M1$  se debe a que "A partir de septiembre de 1991 se observó 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". Véase pormenores *Informe Anual 1991*, Banco de México.

<sup>20</sup> Véase más detalles al respecto en Johansen (1995).



CUADRO 2. *Prueba de cointegración para  $((m1-p)_t, y_t, i_t)$* 

Número de vectores de cointegración	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor $p^a$ asintótico	Valor $p^b$ bootstrap	Estadístico de la traza corregido	Valor $p^c$
Ninguno	0.281	36.111	0.008	0.013	33.850	0.015
A lo más 1	0.038	4.455	0.864	0.874	4.180	0.883
A lo más 2	0.008	0.749	0.387	0.477	0.700	0.402

<sup>a</sup> Valores  $p$  presentados por *EViews* 7 de acuerdo con MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

<sup>b</sup> El remuestreo se ejecuta en el *software* SVAR, utiliza 5 mil repeticiones usando 96 realizaciones por repetición.

<sup>c</sup> Valores  $p$  presentados por *PcGive* de acuerdo con Doornik (1998).

$p$  asintótico y el obtenido vía remuestreo.<sup>21</sup> En la sexta columna se muestra el estadístico de la traza, con una corrección para muestras pequeñas sugerida por Reimers (1992), y su correspondiente valor  $p$  se presenta en la última columna. Como se observa en los diferentes resultados, se concluye que existe sólo un vector cointegrador entre las variables del sistema.

Complementario a la evidencia presentada en el cuadro 1, se muestra los resultados de probar, dentro del marco del VAR cointegrado, la hipótesis nula de estacionariedad de las variables. Con base en Juselius (2006), probamos si las variables incluidas en el VAR son estacionarias de manera individual. Considérese el VAR que incluye a los saldos reales, la variable de escala y la de costo de oportunidad, tal que  $X_t = [(m1-p)_t, y_t, i_t]$ , y sea  $b$  el vector cointegrador. Entonces, podemos probar la hipótesis nula de estacionariedad de las variables de manera individual. Así, por ejemplo, la prueba de que los saldos reales son estacionarios,  $H_0: (m1-p)_t \sim I(0)$ , es planteada restringiendo al vector  $b'[1, 0, 0]$  y se prueba si el vector  $b'X_t$  es estacionario.<sup>22</sup> Estos resultados se presentan en la parte superior del cuadro 3 y muestran que cada una de las tres variables rechaza la hipótesis nula de estacionariedad.

Por otro lado, la segunda parte del cuadro 3 resume los resultados de las pruebas de exogeneidad débil, de los que se infiere que la única variable que rechaza la hipótesis nula de exogeneidad débil son los saldos monetarios reales. La tercera parte del cuadro presenta los resultados que prueban que los datos apoyan la hipótesis de una elasticidad unitaria de la variable de escala respecto a la demanda por saldos reales.

<sup>21</sup> Véase los pormenores técnicos del ejercicio de remuestreo (*bootstrap*) en Bruggeman, Donati y Warne (2003), p. 15.

<sup>22</sup> Hay que recalcar que cuando se prueba la estacionariedad de una de las variables en el marco del VAR cointegrado, hay que tomar en cuenta que la prueba resultante no es invariante respecto al número de vectores de cointegración encontrados. Véase Juselius (2006), p. 185.

CUADRO 3. *Pruebas de hipótesis*

	Estadístico	Valor p <sup>a</sup>
A. <i>Prueba de estacionariedad</i>		
$H_0: (m1-p)_t \sim I(0)$	29.958	0.000
$H_0: \gamma_t \sim I(0)$	28.700	0.000
$H_0: i_t \sim I(0)$	20.156	0.000
B. <i>Pruebas de exogeneidad débil</i>		
$H_0: \psi_{m-p} = 0$	21.330	0.000
$H_0: \psi_y = 0$	0.315	0.575
$H_0: \psi_i = 0$	1.501	0.221
$H_0: \psi_y = \psi_i = 0$	1.833	0.400
C. <i>Elasticidad unitaria del ingreso</i>		
$H_0: \beta_y = 1$	1.312	0.252
$H_0: \beta_y = \psi_i = 0, \beta_y = 1$	4.388	0.222

<sup>a</sup> Valores  $p$  presentados por *EViews* de acuerdo con MacKinnon, Haug y Michelis (1999).

CUADRO 4. *Prueba Nyblom para la constancia de  $\beta^a$* 

Parámetros $\Gamma$ y $\Phi$	Estadístico	Valor p	
		Asintótico	Remuestreo
Fijos	Sup $Q_T^t$ 1.062	0.363	0.216
	Mean $Q_T^t$ 0.276	0.434	0.279
Estimados (actualizados)	Sup $Q_T^t$ 0.766	0.596	0.646
	Mean $Q_T^t$ 0.377	0.281	0.197

<sup>a</sup> Submuestra base en las estimaciones recursivas 1986:1-1990:2. Todos los cálculos fueron realizados en el *software* SVAR.

Una vez probada la existencia de una relación de cointegración entre las variables, se verifica si esta relación es estable a lo largo de la muestra considerada aplicando la prueba de Nyblom de parámetros constantes en el vector cointegrador. Los resultados se presentan en el cuadro 4. Como se observa, independientemente del estadístico empleado y de si los parámetros  $\Gamma$  y  $\Phi$  se estiman recursivamente o se dejan fijos en su estimación de la muestra completa, la conclusión de no rechazar la hipótesis de constancia en los parámetros de la relación de largo plazo no se altera.

De acuerdo con los resultados del cuadro 2, la demanda por dinero de

largo plazo estimada está dada por la siguiente ecuación (errores estándar entre paréntesis):

$$(m1-p)_t = 1.505y_t - 1.670i_t - 0.957 + ec_t \quad (8)$$

(0.332)    (0.616)

en la que  $ec_t$  son los residuales del modelo estimado. Los valores estimados de la elasticidad ingreso y semielasticidad de la tasa de interés son muy parecidos a lo encontrado por otros estudios de la demanda por  $M1$  para México, aunque un poco mayores (en valor absoluto), en particular la semielasticidad con respecto al costo de oportunidad de  $M1$ .<sup>23</sup>

Dados los resultados de exogeneidad débil, es posible concentrar el análisis en el modelo de corrección de error de los saldos monetarios reales, para determinar la dinámica de corto plazo. Este modelo incluye las desviaciones del equilibrio de la demanda por saldos reales en (8),  $ec_t$ , y resulta de aplicar la metodología de lo general a lo específico (utilizando *Autometrics*).<sup>24</sup>

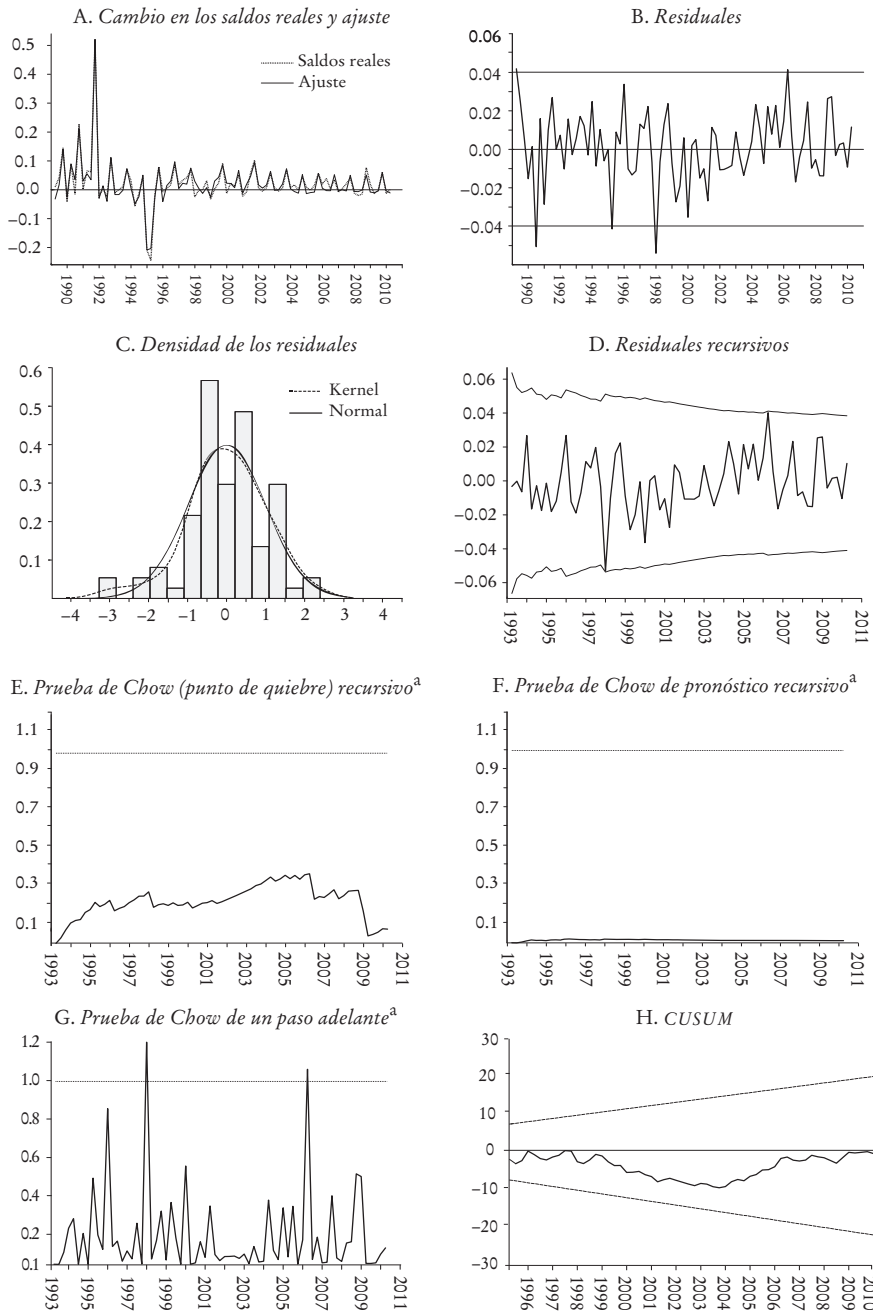
$$\begin{aligned} \Delta(m1-p)_t = & -0.05ec_{t-1} - 0.09\Delta(m1-p)_{t-1} - 0.10\Delta(m1-p)_{t-3} + \\ & (0.02) \quad (0.03) \quad (0.03) \\ & + 0.15\Delta(m1-p)_{t-4} - 0.07\Delta(m1-p)_{t-10} - 0.29\Delta i_t - \\ & (0.04) \quad (0.03) \quad (0.06) \\ & - 0.46\Delta i_{t-1} - 0.14\Delta i_{t-2} - 0.15\Delta i_{t-3} - 0.09\Delta i_{t-8} - \\ & (0.05) \quad (0.05) \quad (0.04) \quad (0.02) \\ & - 0.09\Delta i_{t-10} + 0.05DS4 - 0.10D1995t1_t + 0.41\Delta d1991T4_t \\ & (0.02) \quad (0.01) \quad (0.03) \quad (0.02) \end{aligned} \quad (9)$$

Estimación por MCO, 1989:2-2010:2 ( $T = 85$ ),  $\bar{R}^2 = 0.94$ ,  $\hat{\sigma}_\varepsilon = 0.020$ ,  $F_{ARCH(1)}(1,83) = 0.163$ ,  $F_{ARCH(4)}(4,77) = 0.535$ ,  $F_{het}(23,59) = 0.196$ ,  $F_{RESET}(1,70) = 0.221$ ,  $F_{ar(1)}(1,79) = 0.482$ ,  $F_{ar(1-4)}(4,67) = 0.378$ ,  $N(DH) = 0.116$ ,  $MaxF_{LR}(0.20) = 1.000$ ,  $F_{chow2001:1}(12,93) = 0.467$ ,  $F_{chow-For.2001:1}(38,33) = 0.997$ .

<sup>23</sup> Con el fin de verificar que los resultados sean sólidos a la técnica de estimación empleada, la estimación de la demanda por dinero también fue realizada con la metodología desarrollada por Pesaran, Shin y Smith (2001), encontrando resultados cualitativamente iguales.

<sup>24</sup> Se plantea un GUM con 12 rezagos de las primeras diferencias de las variables, el término de corrección de error, tres variables ficticias estacionales, las variables dicotómicas de  $d1991T4$  y  $d1988T2$ , y adicionalmente, con el fin de obtener errores estadísticamente normales, se incluye una variable dicotómica de pulso que capta los efectos no anticipados de la crisis de 1995 ( $d1995T1$ ), esto es,  $d1995T1 = 1$ , en el trimestre de enero a marzo de 1995, y 0 en otro caso. Nótese que no fue necesario utilizar esta variable para la estimación del VAR subyacente.

GRÁFICA 3



<sup>a</sup> La línea horizontal en el valor de 1 representa el valor crítico a 5% de la prueba.

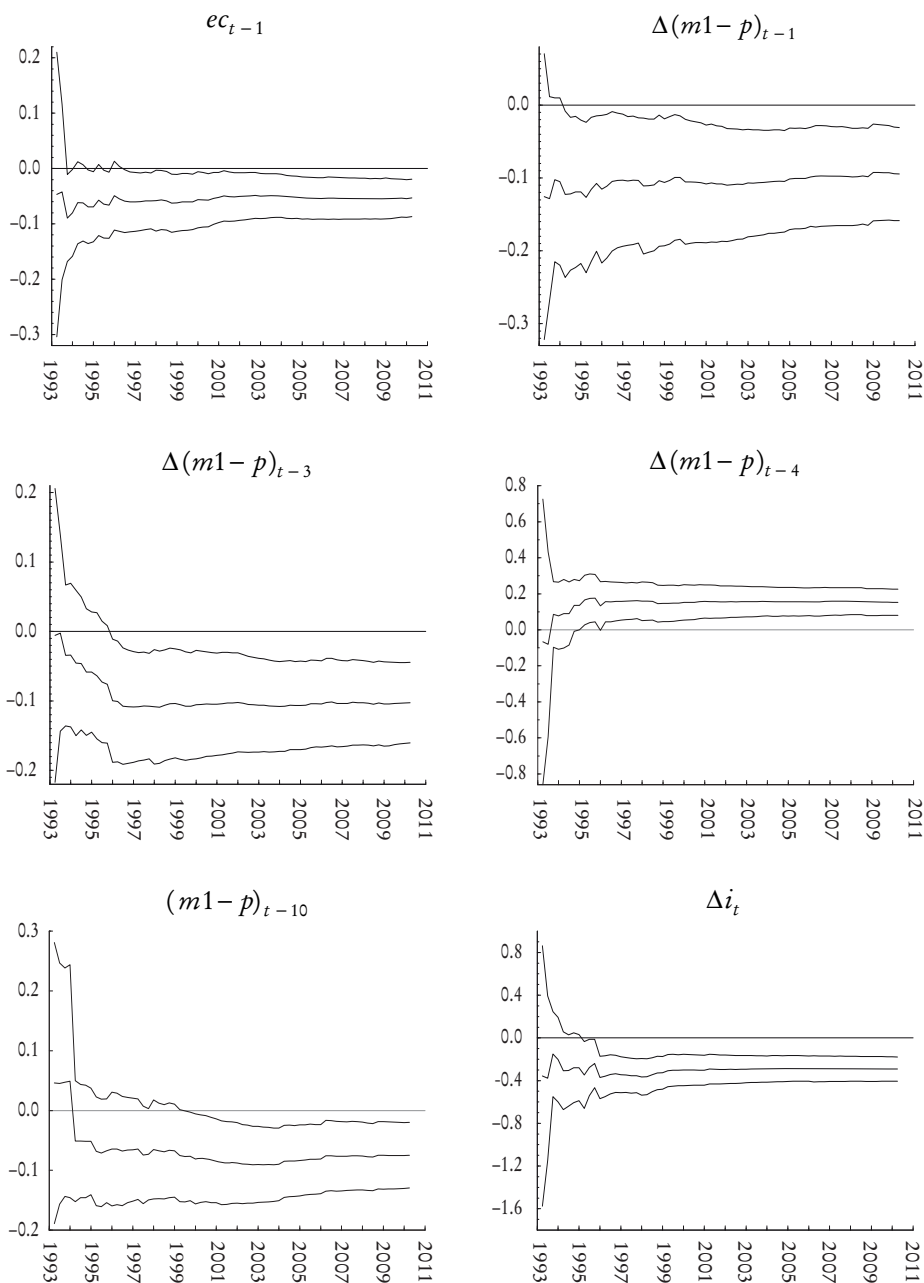
Los errores estándar se encuentran entre paréntesis debajo del valor del coeficiente estimado.  $\bar{R}^2$  denota al coeficiente de determinación ajustado por grados de libertad y  $\hat{\sigma}_e$  es el error estándar de la regresión. Los resultados de las diferentes pruebas de diagnóstico aplicadas a la ecuación son presentados en forma del valor  $p$ . Así,  $F_{ARCH(j)}$  es la prueba de errores ARCH de orden  $j$ ,  $F_{het}$  corresponde a la prueba de White de heteroscedasticidad,  $F_{ar(j)}$  la prueba de correlación serial de orden  $j$ ,  $N(DH)$  la prueba de normalidad de Doornik y Hansen (1994) y  $F_{RESET}$  la prueba de no linealidades. En conjunto las pruebas indican que la ecuación estimada no presenta problemas de errores ARCH, autocorrelación, heteroscedasticidad incondicional, no normalidad y no linealidades. Gráficamente, se puede apreciar el comportamiento del modelo estimado en la gráfica 3, en la que la parte A presenta las primeras diferencias de los saldos reales observados junto con el valor ajustado por el modelo, mientras que en las partes B y C se muestran los residuales y su distribución, respectivamente.

Además, son aplicadas pruebas de estabilidad para los parámetros del modelo estimado. La prueba de Quandt-Andrews de cambio estructural en fecha desconocida,  $Max F_{LR(trimming = 0.20)}$ , indica que no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cambios en los parámetros estimados.<sup>25</sup> Aplicamos la prueba de Chow,  $F_{Chow}$ , y Chow de pronóstico,  $F_{Chow - For}$ , para el primer trimestre de 2001, fecha en que algún cambio en la demanda por dinero de corto plazo podría estar relacionado con los cambios que experimentó la política monetaria en México con la puesta en práctica del esquema de objetivos de inflación, y encontramos que no se puede rechazar la hipótesis de estabilidad. Adicional a estas pruebas de cambio estructural en la ecuación estimada, las partes D-H de la gráfica 3 ilustran los resultados del análisis recursivo tradicional en este tipo de modelos de demanda por dinero.<sup>26</sup> En ningún caso parece revelarse pruebas en contra de la hipótesis de parámetros constantes.

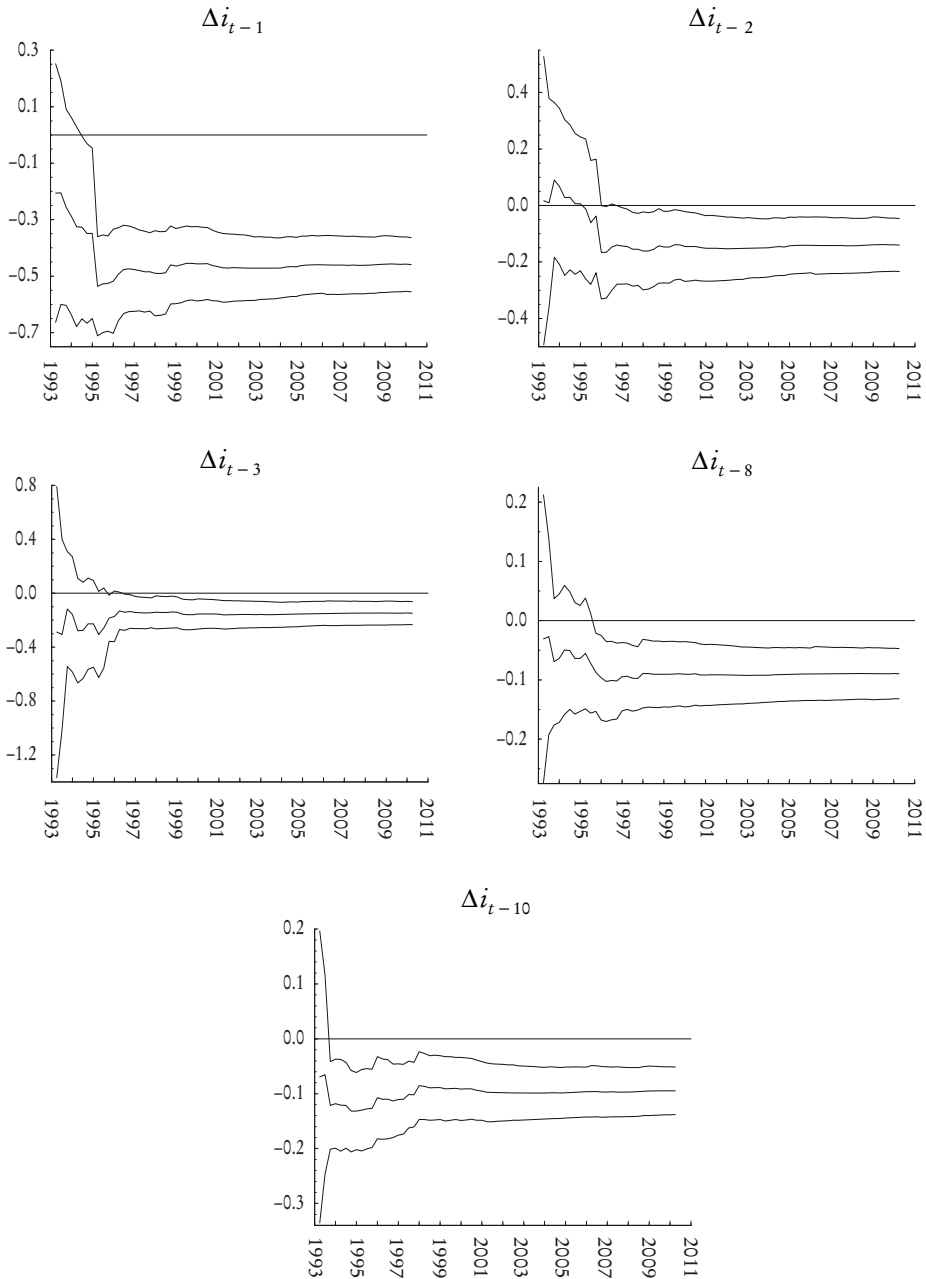
Para complementar este análisis, la gráfica 4 presenta las estimaciones recursivas de los parámetros de la ecuación (9). Primeramente, nótese que a lo largo del periodo analizado todos los parámetros estimados son significativamente distintos de 0 (omitiendo los primeros valores de la estima-

<sup>25</sup> Véase Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994).

<sup>26</sup> Estos métodos recursivos estiman el modelo para cada  $t = T1, T1 + 1, \dots, T$ , con  $T1 < T$ . Los resultados por lo común se presentan de manera gráfica debido a que simplifica considerablemente su interpretación.

GRÁFICA 4. *Parámetros recursivos ecuación (9)*

GRÁFICA 4 (conclusión)



ción recursiva que debido a los pocos grados de libertad siempre muestra estimadores con mayor varianza), además de que en general no muestran ningún cambio abrupto en la muestra considerada.

En resumen, de acuerdo con la evidencia presentada, la demanda por dinero estimada para México, resumida por las ecuaciones (8) y (9), parece haber permanecido estable durante el periodo 1986:1-2010:2. Aunque otros estudios para el caso de México (así como de otros países), muestran que la demanda de dinero tiende a ser muy estable, consideramos que nuestros resultados no dejan de ser sorprendentes. A saber, durante dicho periodo la economía atravesó por cambios de política económica (entre otros, mucho mayor disciplina fiscal, renegociación de la deuda externa, pacto de solidaridad, apertura comercial, libre flotación del tipo de cambio, autonomía del banco central y política monetaria basada en el esquema de objetivos de inflación), además de una crisis financiera interna (1995) y otra crisis financiera global (2008).

### III. APLICACIONES DE LA DEMANDA POR DINERO

#### 1. *Demanda por dinero, inflación y señoreaje*

En esta sección utilizaremos la demanda de dinero estimada para analizar el equilibrio inflacionario en el cual está operando la economía, de acuerdo con un modelo en el que el señoreaje se utiliza para financiar el déficit fiscal. Este tipo de modelos (teorías “fiscales” de la inflación) provino de fines de los años ochenta y principios de los noventa, cuando varias economías se encontraban operando en un equilibrio inflacionario aumentado a raíz de la utilización del señoreaje para financiar las cuentas fiscales. Los programas de estabilización macroeconómicos diseñados en ese entonces estaban dirigidos a reducir la inflación, primeramente por medio de un esfuerzo de consolidación fiscal (esto es, para corregir el problema de origen), pero apoyados en el establecimiento de un ancla nominal (tipo de cambio) en la economía con el propósito de conducir a ésta a un equilibrio inflacionario reducido.

Claramente, la economía de México desde hace varios años ya no opera en una situación en la que el señoreaje se utilice para financiar a las cuentas públicas, esto es, en la que esté presente una situación de dominancia fiscal. No obstante, siendo que nuestros resultados muestran el importante grado de estabilidad de la demanda de dinero a lo largo de por lo menos los pasados



dos decenios y medio, por lo que es posible utilizar este tipo de modelos en la actualidad para ver qué nos dicen de la determinación la inflación que prevalecen actualmente. En este sentido, esperaríamos que la inflación que puede ser explicada por estos modelos sea muy reducida, congruente con la no existencia de dominancia fiscal. Sin embargo, debe destacarse que al ya no contar las finanzas públicas con financiación inflacionaria, este tipo de “teorías fiscales” para la determinación de la inflación han perdido relevancia.<sup>27</sup>

a) *Marco teórico*. El señoreaje es el poder adquisitivo que puede ejercerse de una expansión de la base monetaria, y se define como el flujo de base en un determinado periodo, deflacionado por el nivel general de precios para aproximar su valor en términos reales. Puede demostrarse que el señoreaje se divide en dos componentes: i) el incremento en las tenencias de saldos monetarios reales, dictadas por la demanda de dinero, y ii) los recursos provenientes del llamado impuesto inflacionario, el cual se calcula como el producto de la tasa del impuesto —ya sea la tasa de inflación o de expansión monetaria— y la base del impuesto —los saldos monetarios reales—. Entonces, el señoreaje se expresa como:

$$\dot{M}/P = (\dot{M}/P) + \pi(M/P) \quad (10)$$

en el que el punto indica la derivada respecto al tiempo,  $P$  es el nivel general de precios,  $\pi = \dot{P}/P$  denota la tasa de crecimiento de los precios,  $\dot{M}$  el flujo de la base monetaria y  $(\dot{M}/P)$  la variación de los saldos reales.<sup>28</sup>

Con base en la bibliografía del tema (véase Bruno, 1989; Bruno y Fischer, 1990, y Romer, 2006, entre otros), consideramos la economía en el estado estacionario. Así, suponemos que la demanda por saldos reales permanece constante,  $(\dot{M}/P) = 0$ , por lo que al señoreaje corresponde solamente a los ingresos por concepto del impuesto inflacionario,  $\pi(M/P)$ .<sup>29</sup> Reescri-

<sup>27</sup> No obstante, en los años recientes es claro que el mundo, y en particular varias economías avanzadas, han entrado en una peligrosa etapa de descontrol fiscal. Por supuesto, varias de estas economías se encuentran actualmente operando con estrictos programas de estabilización. Sin embargo, la magnitud del ajuste en varios casos (por ejemplo, en algunos países de la periferia europea), así como la falta de instrumentos para detonar el crecimiento, pudiera “tentar” en dichos casos a recurrir a la inflación para ajustar el gasto real agregado más rápidamente, así como para erosionar (“licuar”) el valor real de la gran deuda pública. Inclusive, en el caso de la periferia europea se necesitaría más que inflación para “licuar” la deuda pública, ya que ésta está denominada en euros.

<sup>28</sup> Derivar la ecuación (10) es fácil al notar que la variación de los saldos reales puede escribirse como:  $(\dot{M}/P) = [(\dot{M} \cdot P - \dot{P} \cdot M)/P^2] = (\dot{M}/P) - (\dot{P}/P)(M/P) = (\dot{M}/P) - \pi(M/P)$ .

<sup>29</sup> Se supone que en estado estacionario el crecimiento monetario no afecta el producto y la tasa real de interés; así la demanda por saldos reales permanece constante; véase Romer (2006).

biendo el señoreaje como proporción del PIB,  $d \equiv (\dot{M}/PY)$ , y definiendo  $m \equiv (N/PY)$  y  $n = \dot{Y}/Y$ , tenemos:<sup>30</sup>

$$d = (\pi + n)m \quad (11)$$

Para establecer la cantidad de dinero que los agentes económicos están dispuestos a mantener en el estado estacionario, es necesario especificar la demanda por dinero. Basados en la bibliografía de maximización del señoreaje y equilibrios inflacionarios duales, y por motivos de claridad en la exposición y simplicidad, suponemos una demanda por dinero tipo Cagan (1956) con elasticidad ingreso unitaria. Así, la demanda por dinero en términos del producto puede escribirse como función de la inflación esperada,  $m(\pi^e)$ , que suponemos adopta la siguiente forma:

$$m = e^{-\alpha\pi^2} \quad (12)$$

en la que  $\alpha$  es la semielasticidad de la demanda de dinero respecto a la tasa de inflación esperada, y se supone que en el estado estacionario las expectativas de inflación son iguales a su valor realizado:  $\pi = \pi^e$ .

Una manera de observar los equilibrios inflacionarios duales es sustituir la ecuación de demanda por dinero (12) en la ecuación de señoreaje (11), fijando por sencillez  $n = 0$ ,

$$d = \pi m(\pi) = \pi e^{-\alpha\pi} \quad (13)$$

Se observa que un incremento en la inflación aumenta el señoreaje al incrementar—la tasa a la cual la tenencia de dinero real es gravado, pero lo disminuye al reducir “la base del impuesto”, es decir, al disminuir la demanda por saldos monetarios reales. En efecto,

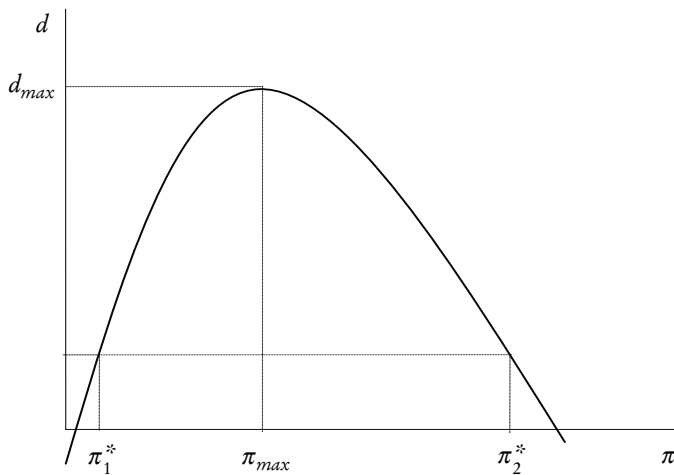
$$\begin{aligned} \frac{\partial d}{\partial \pi} &= m(\pi) + \pi m_{\pi}(\pi) \\ &= e^{-\alpha\pi} - \alpha\pi e^{-\alpha\pi} \\ &= (1 - \alpha\pi) \cdot \frac{1}{e^{-\alpha\pi}} \end{aligned} \quad (14)$$

<sup>30</sup> Cuando el señoreaje se toma como proporción del PIB se tiene que  $\dot{M}/PY = (\dot{M}/PY) + (\pi + n) \cdot (M/PY)$ . Al igual que antes, esta expresión es fácil de obtener a partir de la ecuación de variación de los saldos reales  $(\dot{M}/PY) = (\dot{M} \cdot P \cdot Y - (PY) \cdot \dot{M}) / (PY)^2 = \dot{M}/PY - \dot{P}/P \cdot (M/PY) - \dot{Y}/Y \cdot (M/PY) = \dot{M}/PY - \pi \cdot (M/PY) - n \cdot (M/PY) = \dot{M}/PY - (\pi + n) \cdot (M/PY)$ .

en que  $m_\pi(\pi)$  denota la derivada de la demanda por dinero respecto a la inflación. En la ecuación (14) el primer término es positivo,  $m_\pi(\pi) < 0$ , y el segundo negativo, puesto que  $m_\pi(\pi) < 0$ . Como la demanda por dinero es estrictamente positiva, entonces para una inflación lo suficientemente baja ( $\pi < 1/\alpha$ ), el señoreaje es creciente con la inflación,  $\partial d/\partial \pi > 0$ . Sin embargo, conforme  $\pi$  se torna grande, finalmente el segundo término dominará en (14), tal que  $\partial d/\partial \pi < 0$ . Esto es, cuando la “tasa impositiva” se incrementa, ( $\pi > 1/\alpha$ ), los aumentos adicionales de la “tasa” reducen los ingresos, es decir, hay tal caída en la demanda por dinero que el señoreaje se reduce. Así es como a partir de esta relación se obtiene una especie de “curva de Laffer” entre inflación y señoreaje (véase la gráfica 5).<sup>31</sup>

La gráfica 5 muestra que existe una tasa de inflación,  $\pi_{\max} = (1/\alpha)$ , que genera el máximo señoreaje posible,  $d_{\max}$ , es decir, el máximo ingreso por concepto del impuesto inflacionario.<sup>32</sup> Además, existen dos posibles tasas de inflación que generan el mismo señoreaje para niveles inferiores a  $d_{\max}$ : una de baja inflación,  $\pi_1^*$ , y otra de alta inflación,  $\pi_2^*$ .

GRÁFICA 5. *Equilibrios inflacionarios y máximo señoreaje*



<sup>31</sup> Es importante señalar que los resultados, en adelante, dependen de la manera funcional que hemos escogido para la demanda por dinero. Por supuesto, una parte importante de la bibliografía tradicional ha acogido dicha manera funcional.

<sup>32</sup>  $\pi_{\max}$  se obtiene directamente si la ecuación (14) se iguala a 0. En efecto,  $\pi_{\max}$  proviene de una condición de primer orden. Véase un análisis de modelos distintos del de Cagan que implican diferentes tasas de inflación que maximizan el señoreaje en Damjanovic y Nolan (2010). Considerando una tasa de crecimiento del producto positiva,  $n > 0$ , la tasa de inflación que maximiza el señoreaje es  $\pi_{\max} = (1/\alpha) - n$ . Véase Bruno y Fischer (1990).

En síntesis, según el tamaño del señoreaje, pueden existir cero, uno o dos equilibrios. La existencia de dos equilibrios, en el caso en que  $0 < d < d_{max}$ , sugiere que una economía puede encontrarse con una inflación mucho mayor que la necesaria por largos periodos, esto es, en un equilibrio de inflación alta como el ilustrado por  $\pi_2^*$  en la gráfica 5. Pero, históricamente, en periodos caracterizados por inflaciones altas o, incluso, hiperinflaciones ¿por qué dejar que la inflación sea superior a  $\pi_{max}$ ?, o bien, ¿por qué obtener un cierto monto de señoreaje acompañado por una inflación alta cuando el mismo monto se puede obtener con una inflación menor? Una razón es que el análisis que se ha presentado es pertinente sólo en el estado estacionario. Si ante los cambios en el ambiente económico, los agentes no ajustan inmediatamente sus tenencias monetarias o sus expectativas de inflación, entonces, en el corto plazo se puede dar el caso de que el señoreaje mantenga una relación positiva con la inflación más allá del punto  $(\pi_{max}, d_{max})$  en la gráfica 5 —y con el crecimiento monetario—, de tal forma que es posible obtener más señoreaje que el máximo monto sostenible,  $d_{max}$ . Así, por ejemplo, como se explica en Cagan (1956), las hiperinflaciones se originan cuando las necesidades de señoreaje exceden el máximo,  $d_{max}$ .<sup>33</sup> Por supuesto, con expectativas que se ajustan rápidamente y con pocas fricciones a la luz de las actuales tecnologías de pagos y la amplia oferta de instrumentos financieros disponible, es difícil pensar que una situación como la prevista por Cagan pueda mantenerse por un periodo prolongado.

En general, el equilibrio inflacionario en el que una economía se sitúe dependerá de las propiedades de estabilidad de dicho equilibrio. El análisis de la estabilidad de los equilibrios inflacionarios se basa en Bruno y Fisher (1990), quienes consideran dos fuentes de comportamiento dinámico: el ajuste gradual de los saldos monetarios reales hacia el monto deseado, y el ajuste gradual de la inflación esperada. En este trabajo se analiza el primer caso, y se observa la consecuencia en la estabilidad de los equilibrios inflacionarios duales. Además, como menciona Romer (2006), y es mostrado en Bruno y Fischer (1990), las consecuencias de ambos casos para la dinámica de la inflación son muy similares. Entonces, al igual que Bruno y Fischer (1990), suponemos que los saldos reales se ajustan de acuerdo con

$$\dot{m} = \lambda(m^* - m) \quad (15)$$

<sup>33</sup> Véase un claro y breve análisis al respecto en Romer (2006).

en que  $m^*$  son los saldos reales deseados en términos del producto de acuerdo con la demanda por dinero en (12). Considerando el señoreaje en términos del producto,  $d = \dot{m} + (\pi + n)m$ , obtenemos la siguiente expresión para la variación de los saldos reales<sup>34</sup>

$$\dot{m} = d - (\pi + n)m \quad (16)$$

Combinando las ecuaciones (15) y (16), y suponiendo expectativas racionales  $\pi = \pi^e$ , obtenemos<sup>35</sup>

$$d = \lambda e^{\alpha\pi} + (\pi + n - \lambda)m \quad (17)$$

La relación implicada por (17) entre la tasa de inflación y los saldos reales, en la vecindad de los estados estacionarios, está dada por

$$\frac{d\pi}{dm} = \frac{1}{m \cdot (1 - \alpha\lambda)} (\pi + n - \lambda) \quad (18)$$

Bruno y Fisher (1990) demuestran que la estabilidad de los equilibrios depende del signo de  $(1 - \alpha\lambda)$ : *i*) si  $\alpha\lambda > 1$ , el equilibrio de baja inflación es estable, mientras que el equilibrio de alta inflación es inestable; *ii*) si  $\alpha\lambda < 1$ , el equilibrio de baja inflación es inestable, mientras que el de alta inflación es estable. Por ejemplo, dado el valor que estimamos para  $\alpha$  en este trabajo [ $\hat{\alpha} = 2.08$ , véase ecuación (19)], podemos considerar que el valor umbral de la velocidad de ajuste, por su consecuencia en la estabilidad de los equilibrios, está dado por  $1/\hat{\alpha} \approx 0.5$ . Así, cuando el ajuste de los saldos reales es relativamente lento (menor a 0.5 en nuestro ejemplo), el equilibrio de baja inflación será estable, mientras que para una velocidad de ajuste relativamente alta (mayor a 0.5 en nuestro ejemplo) el equilibrio de alta inflación será el estable. Tomando esto en consideración, es de esperarse que en un ambiente de inflación baja y estable, la velocidad de ajuste óptima de los saldos deseados sea más lenta que en un ambiente de inflación alta, debido a que el ajuste óptimo tenderá a ser más rápido por que será más costoso estar fuera de equilibrio.

<sup>34</sup> Véase nota 30 de pie de página.

<sup>35</sup> Hay que recalcar que este artículo no busca analizar o mostrar cuál es el mecanismo de formación de expectativas en México: racionales o adaptativas. Simplemente, se considera una manera de modelar la fricción en el ajuste nominal de la economía, y observar la consecuencia en la estabilidad de los equilibrios inflacionarios duales. Dicha consecuencia en el supuesto de expectativas adaptativas de la inflación esperada es muy similar a la que se obtiene del supuesto de expectativas racionales, cuando la fricción proviene del ajuste rezagado de los saldos monetarios.

CUADRO 5. *Inflación, crecimiento, déficit público e importancia relativa de la emisión monetaria (1986-2009)*

Año	Porcentaje		Porcentaje del PIB <sup>a</sup>					
	Inflación <sup>b</sup>	Variación del PIB real	Déficit del sector público <sup>c</sup>		Billetes y monedas en circulación		Inflación por saldo anterior	Variación en la demanda
			Déficit económico	RFSP <sup>d</sup>	Saldo	Flujo (señoreaje)	Impuesto inflacionario	real de dinero
							A	
1986	86.2	–3.1	11.7		3.5	n.d.	3.0	n.d.
1987	131.8	1.7	11.7		3.0	1.5	3.9	–2.4
1988	114.2	1.3	8.5		2.9	1.4	3.3	–1.9
1989	20.0	4.1	3.8		2.6	0.4	0.5	–0.1
1990	26.7	5.2	2.2	3.0	2.4	0.5	0.6	–0.2
1991	22.7	4.2	0.4	–1.4	2.6	0.7	0.6	0.1
1992	15.5	3.5	–1.2	–2.2	2.6	0.4	0.4	0.0
1993	9.8	1.9	–0.5	1.6	2.4	0.1	0.2	–0.1
1994	7.0	4.8	0.1	2.4	2.6	0.5	0.2	0.3
1995	35.0	–6.2	0.01	2.6	2.3	0.2	0.8	–0.6
1996	34.4	5.5	–0.01	4.1	2.1	0.4	0.7	–0.3
1997	20.6	7.3	0.6	3.9	2.3	0.6	0.5	0.1
1998	15.9	5.0	1.1	5.1	2.3	0.4	0.4	0.1
1999	16.6	3.6	1.0	5.1	2.4	0.5	0.4	0.1
2000	9.5	6.0	1.0	2.9	2.6	0.5	0.2	0.3
2001	6.4	–1.0	0.6	2.8	2.8	0.3	0.2	0.1
2002	5.0	0.1	1.1	2.6	3.2	0.5	0.2	0.3
2003	4.5	1.3	0.6	1.8	3.3	0.4	0.1	0.3
2004	4.7	4.0	0.2	0.5	3.3	0.4	0.2	0.3
2005	4.0	3.2	0.1	1.3	3.4	0.4	0.1	0.2
2006	3.6	4.9	–0.1	1.2	3.6	0.5	0.1	0.4
2007	4.0	3.3	–0.04	1.0	3.7	0.4	0.1	0.3
2008	5.1	1.5	0.1	1.6	3.9	0.4	0.2	0.2
2009	5.3	–6.5	2.3	2.6	4.6	0.6	0.2	0.4
Promedios								
1986–1990	75.8	1.8	7.6	3.0	2.9	1.0	2.3	–1.1
1991–1995	18.0	1.7	–0.2	0.6	2.5	0.4	0.4	–0.1
1996–2000	19.4	5.4	0.7	4.2	2.3	0.5	0.4	0.0
2001–2005	4.9	1.5	0.5	1.8	3.2	0.4	0.2	0.2
2006–2009	4.5	0.8	0.6	1.6	3.9	0.5	0.2	0.3

<sup>a</sup> Cálculos con base en el promedio anual.

<sup>b</sup> Inflación anual medida de diciembre a diciembre.

<sup>c</sup> Requerimientos financieros del sector público con ingresos extraordinarios, fuente SHCP.

<sup>d</sup> El signo (+) significa déficit y el (-) superávit.

Cuando el equilibrio de baja inflación es estable y el de alta inestable, entonces la economía tenderá hacia el equilibrio de baja inflación. Claramente, si se tiene la situación inversa, en la que el equilibrio de baja inflación es inestable y el de alta estable, entonces la dinámica de la economía tiende a llevarla hacia un equilibrio ineficiente de alta inflación.

b) *Evidencia empírica*. La bibliografía del señoreaje postula la existencia de una tasa de inflación que maximiza el ingreso por este concepto, y de dos tasas de inflación que son capaces de generar el mismo monto de recursos. Una conclusión que resultó de esta bibliografía fue que las economías con inflación alta y prolongada, podrían estar entrampadas en el equilibrio de alta inflación que postula este modelo. En la medida en que la inflación es distorsionante, el señoreaje que se genera con una inflación alta es ineficiente, en el sentido que puede ser obtenido con una tasa de inflación más baja. Así las cosas, la posibilidad de que una economía quedara atrapada en un equilibrio de alta inflación motivó a los economistas a pensar en mecanismos que permitieran coordinar las expectativas de inflación. Por ello, los programas de estabilización de los años ochenta para economías con inflación crónica, en los que además del ajuste fiscal necesario se incluía una amplia coordinación de precios y salarios, se racionalizaron como un mecanismo para romper la trampa del equilibrio con inflación alta y transitar a un equilibrio de baja inflación.<sup>36</sup>

Antes de presentar los resultados de la inflación que maximiza el señoreaje, los equilibrios inflacionarios duales, y su estabilidad, conviene iniciar con algunas consideraciones acerca del señoreaje en México. En primer lugar, tanto la situación fiscal como el ambiente inflacionario son completamente distintos en el pasado decenio de lo que lo fueron en los años ochenta e, incluso, en una parte importante de los noventa. En las columnas 4 y 5 del cuadro 5 se observa claramente la disminución del déficit del sector público a lo largo de los decenios recientes. El déficit del sector público promedió 7.6 puntos porcentuales del PIB en el segundo lustro de los años ochenta. Considerando tanto al déficit como a los requerimientos financieros del sector público (RFSP), es posible observar una tendencia a la baja desde principios de los años noventa: su proporción promedio en el PIB entre 2001 y 2009 claramente contrasta con el déficit mostrado a fines de los ochenta.<sup>37</sup> En lo

<sup>36</sup> Véase Bruno (1989), Bruno y Fischer (1990) y Kiguel (1989).

<sup>37</sup> A partir de los años noventa la SHCP dejó de considerar a la intermediación financiera como parte del equilibrio del sector público suprimiendo el cálculo del saldo financiero. Por tanto, el déficit eco-

referente al ambiente inflacionario, salvo por la crisis cambiaria y financiera a fines de 1994 y a lo largo de 1995, la inflación ha mostrado una evidente trayectoria descendente alcanzando un promedio de 4.7% entre 2001 y 2009.

En segundo lugar, y central en todo esto, el marco legal del Banco de México vigente desde abril de 1994 lo imposibilita a financiar al gobierno federal. En efecto, a partir del establecimiento constitucional de la autonomía del instituto central, se prohíbe la financiación inflacionaria de las cuentas fiscales. No obstante, la legislación instruye que el remanente de operación del instituto central le sea trasladado al gobierno federal, una vez realizados los pagos de pasivos.<sup>38</sup>

A pesar de que en México ya no hay financiación monetaria del déficit fiscal, la misma expansión de la base monetaria representa un recurso para el emisor monetario. En la columna 7 del cuadro 5 se muestra una estimación del señoreaje (flujo de la emisión monetaria) en México, y en las últimas dos columnas se muestra una estimación de su descomposición entre impuesto inflacionario y variación en la demanda por saldos reales; véase ecuación (10).

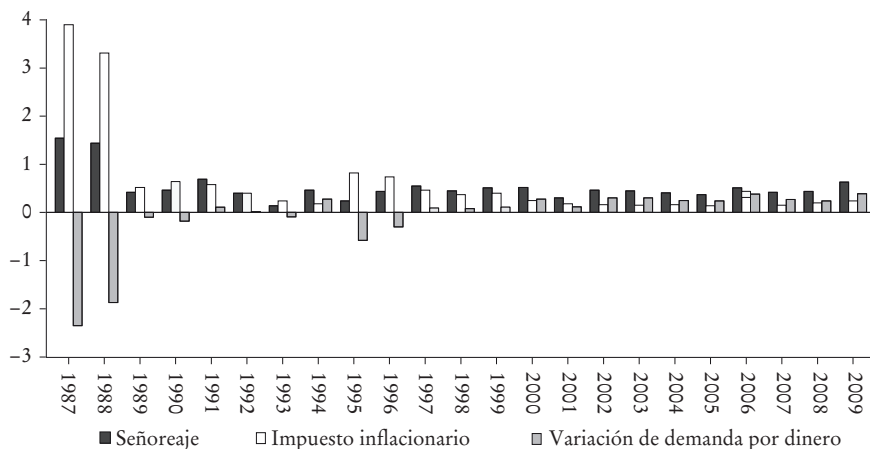
El uso activo del señoreaje para la financiación de las cuentas públicas está característicamente asociado a situaciones de desequilibrio macroeconómico con alta inflación y altos costos de financiación a tasas de mercado, lo que da lugar a una situación de dominación fiscal. En el caso de México, como se muestra en el cuadro 5, durante el periodo 1986-1990 el flujo de billetes y monedas en circulación representó en promedio 1.0% del PIB. Por otra parte, el incremento de los billetes y monedas en circulación ha representado menos de un punto porcentual del PIB desde los años noventa y promedió 0.4% del PIB en el periodo 2001-2009.

Una cuestión que hay que recalcar es el cambio en la composición del señoreaje en el periodo analizado en el cuadro. Como sucede en periodos de alta inflación, el señoreaje correspondió principalmente al impuesto in-

nómico de los años ochenta no es directamente comparable con la nueva metodología de medición que separa entre déficit económico de caja y los RFSP.

<sup>38</sup> La autonomía del Banco de México entró en vigor a partir de abril de 1994. En términos prácticos, la autonomía del Banco de México implica que ninguna autoridad pueda exigirle la concesión de crédito, con lo cual se garantiza el control ininterrumpido del instituto central en el monto del dinero (billetes y monedas) en circulación. Por otra parte, el artículo 55 del capítulo VII de la Ley del Banco de México (texto vigente) menciona "El banco será institución sin propósito de lucro y deberá entregar al gobierno federal el importe íntegro de su remanente de operación una vez constituidas las reservas previstas en esta Ley, siempre que ello no implique la reducción de reservas provenientes de la revaluación de activos..." (véase <http://www.banxico.org.mx/tipo/disposiciones/marconormativo/leyBM/TextoVigente.html>).



GRÁFICA 6. *Señoreaje (1986-2009)*

flacionario, ya que la demanda real de dinero (residuo entre señoreaje y el impuesto inflacionario) se redujo. Esto puede apreciarse en la gráfica 6, que muestra cómo la economía mexicana transitó a un ambiente de baja inflación, en la que las variaciones de la demanda por dinero se tornaron mayores en la composición del señoreaje; dada la menor inflación, el ingreso por concepto del impuesto inflacionario se ha venido reduciendo, y a partir de 2000 prácticamente ha fluctuado alrededor de 0.2% del PIB. Además, la variación de la demanda por saldos reales (ajustada por el crecimiento real del PIB) se ha convertido en el principal componente del señoreaje desde 2002. De hecho, entre 2001 y 2009, aproximadamente 60% del flujo de billetes y monedas (señoreaje) se debe a la variación de la demanda real de dinero.

i) *Inflación que maximiza el señoreaje*. En la bibliografía existen algunos trabajos que han investigado empíricamente la relación entre inflación y señoreaje, tipo “curva de Laffer”, para diversos países. Romer (2006) analiza cómo las estimaciones de Cagan (1956) sugieren que  $\alpha$  está entre 1/2 y 1/3, lo cual implica un máximo de la “curva de Laffer” para el señoreaje con una  $\pi_{max}$  entre 200 y 300% al año.<sup>39</sup> Evidencia para México puede encontrarse en Easterly, Mauro y Schmidt-Hebbel (1995), Bali y Thurston (2000), y Turner y Benavides (2001). En general, estos trabajos parten de la estimación de una demanda por dinero en forma semilogarítmica tipo Cagan (como la

<sup>39</sup> Véase, por ejemplo, Phylaktis y Taylor (1993), Easterly, Mauro y Schmidt-Hebbel (1995), Kiguel y Neumeyer (1995), y Bali y Thurston (2000), quienes encuentran resultados similares en sus estudios internacionales.

CUADRO 6. *Inflación que maximiza el señoreaje ( $\pi_{\max}$ )*

<i>Estudio</i>	<i>Muestra</i> <sup>a</sup>	<i>Agregado monetario</i>	<i>Costo de oportunidad</i>	$\pi_{\max}$ <sup>b</sup> (porcentaje anual)
Easterly, Mauro y Schmidt-Hebbel (1995) <sup>c</sup>	1960-1990 <sup>i</sup>	M1	Inflación	227.27
Bali y Thurston (2000) <sup>d</sup>	1961-1993 <sup>i</sup>	ByM	Inflación	271.36/ 181.06
Turner y Benavides (2001) <sup>c</sup>	1980-1999 <sup>ii, f</sup>	M1	Inflación	64
<i>El correspondiente (<math>\pi_{\max}</math>) de acuerdo con estimaciones de la demanda por dinero<sup>c</sup></i>				
Ramos-Francia (1993b) <sup>d</sup>	1973-1990 <sup>ii, f</sup>	M1	Inflación	82.04
Cuthbertson y Galindo (1999) <sup>g</sup>	1978-1990 <sup>ii, f</sup>	M1	Tasa de interés	83.33
Khamis y Leone (2001) <sup>d</sup>	1984-1997 <sup>iii, f</sup>	ByM	Inflación	147.07
Garcés (2003) <sup>g</sup>	1980-2000 <sup>iii, f</sup>	ByM	Tasa de interés	209.21
		M1	Tasa de interés	67.61

<sup>a</sup> i: datos anuales; ii: datos trimestrales; iii: datos mensuales.

<sup>b</sup> En todos los casos con fines de comparación se supone  $n = 0$ .

<sup>c</sup> Toman como medida de costo de oportunidad  $[\pi/(\pi + 1)]$ , de tal manera  $\pi_{\max} = 1/(\alpha - 1)$ .

<sup>d</sup> En estos casos la inflación se mide como la diferencia logarítmica de los precios, por lo que es necesario realizar una transformación para obtener una medida de inflación de la forma  $[(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}]$ . Así, tenemos que  $\pi_{\max} = e^{(1/\alpha)} - 1$ .

<sup>e</sup> Cálculos propios del nivel que maximiza el señoreaje  $\pi_{\max}$ , con base en las estimaciones de la demanda por dinero de los estudios mencionados.

<sup>f</sup> La tasa es anualizada de acuerdo con la frecuencia de los datos que emplea el estudio.

<sup>g</sup> En estos casos se utiliza la tasa de interés como costo de oportunidad, por lo que la inflación que maximiza el señoreaje se calcula directamente como  $\pi_{\max} = 1/\alpha$ .

ecuación 12) para estimar el parámetro de interés  $\alpha$ , con el cual es posible calcular la inflación que maximiza el señoreaje y, en general, suponen  $n = 0$ , de manera que  $\pi_{\max} = 1/\alpha$ .<sup>40</sup> En la parte superior del cuadro 6 se resume los

<sup>40</sup> Es importante señalar que estos trabajos presentan diferencias desde su planteamiento teórico hasta la metodología estadística empleada en sus estimaciones para calcular la tasa de inflación que maximiza el señoreaje. Por ejemplo, Easterly, Mauro y Schmidt-Hebbel (1995) presentan evidencia empírica para un conjunto de países de inflación alta durante el periodo 1960-1990, incluyendo a México. Utilizan una especificación de la demanda por dinero tipo Cagan, permitiendo una relación no lineal entre la demanda por dinero y su costo de oportunidad, de tal manera que la semielasticidad de la demanda por dinero respecto a la inflación varía con la inflación. Sin embargo, en el caso de México este planteamiento es estadísticamente rechazado. Por otra parte, en su estudio internacional, Bali y Thurston (2000) emplean la función de demanda tipo Cagan en forma semilogarítmica adaptada para considerar un papel específico para el cociente de reservas. Turner y Benavides (2001) presentan estimaciones de la demanda por dinero y la curva de Phillips para México, para el periodo 1980-1999, utilizando un mecanismo de ajuste de expectativas adaptativas.

principales resultados encontrados para el caso de México por dichos estudios. Para complementar esta evidencia, utilizando los resultados de otros estudios cuyo objetivo principal es estimar una demanda por dinero para México, procedemos a calcular la inflación que maximiza el señoreaje,  $\pi_{max}$ , utilizando la estimación de la elasticidad o semielasticidad respecto al costo de oportunidad de esos trabajos. Estos cálculos se presentan en la segunda parte del cuadro 6.<sup>41</sup>

Como se observa, estos análisis se diferencian por el periodo en estudio, el agregado monetario que consideran y la medida de costo de oportunidad empleada. La mayoría utiliza en sus estimaciones a la inflación como medida del costo de oportunidad; sin embargo, otros estudios consideran en sus estimaciones a la tasa nominal de interés, suponiendo implícitamente que la tasa real de interés es 0.<sup>42</sup> Por su parte, los resultados de Ramos-Francia (1993b) y Cuthbertson y Galindo (1999) son muy semejantes, a pesar de que toman medidas diferentes para el costo de oportunidad. En ambos casos, se obtiene una  $\pi_{max}$  de alrededor de 80%. Estos resultados son muy cercanos a los obtenidos por Garcés (2003) en su estimación de la demanda por  $M1$ , cuyo conjunto de información incorpora hasta el año 2000. Sin embargo, cuando se considera la demanda por billetes y monedas estimada por Garcés, se obtiene que la inflación que maximiza el señoreaje es de aproximadamente 210%, superior al 147% obtenido en Khamis y Leone (2001).

En síntesis, con excepción de los resultados de Easterly *et al* (1995), la diferencia, en términos generales, entre los resultados de los estudios resulta del agregado monetario utilizado. Así, los trabajos que emplean a  $M1$  implican una  $\pi_{max}$  entre 64 y 83%, mientras que los que usan billetes y monedas sitúan a  $\pi_{max}$  entre 147 y 271 por ciento.

De acuerdo con los resultados obtenidos de la estimación de la demanda por dinero, y como se muestra en la parte C del cuadro 3, no es posible rechazar la hipótesis de elasticidad del ingreso unitaria. La reestimación de la demanda por dinero que resulta de imponer la restricción de elasticidad del ingreso unitaria está dada por la ecuación (error estándar entre paréntesis):

$$(m1 - p - y)_t = -2.08i_t + 7.08 \quad (19)$$

(0.200)

<sup>41</sup> Es importante advertir que  $\pi_{max}$  no puede interpretarse igual cuando la variable de costo de oportunidad es la inflación (*à la* Cagan) que cuando es la tasa de interés.

<sup>42</sup> Véase, por ejemplo, Kiguel y Neumeyer (1995), Bali y Thurston (2000) y Kimbrough (2006).

Así, de acuerdo con esta ecuación, en este apartado calculamos la inflación que maximiza el señoreaje para México. Para calcular la inflación que maximiza el señoreaje sólo se necesita el valor estimado de  $\hat{\alpha} = 2.08$ , y suponer un valor para la tasa de crecimiento del producto ( $n$ ). En el cuadro 7 se muestra los cálculos de la inflación que maximiza el señoreaje para México, presentando los resultados que utilizan la tasa de crecimiento promedio anual del producto para la muestra considerada en las estimaciones, y el periodo correspondiente al régimen de política monetaria de objetivos de inflación.<sup>43</sup> Basados en Bruno y Fisher (1990), calculamos la tasa de inflación que maximiza el señoreaje en porcentaje anual como  $\pi_{max}(\%) = 100[(1/\alpha) - n / 100]$ . Dado que  $\pi_{max}$  es una función no lineal del parámetro estimado  $\hat{\alpha}$ , se emplea el método  $\delta$  para calcular la varianza de la tasa de inflación que maximiza el señoreaje, como  $\hat{\sigma}_{\pi_{max}}^2 [d\pi_{max}/d\alpha]^2 \hat{\sigma}_{\alpha}$ , y obtenemos:  $\hat{\sigma}_{\pi_{max}} = 0.05$ . Así, en el cuadro 7 se presenta el estimador puntual de  $\pi_{max}$  y un intervalo de confianza de dos errores estándar.

Cuadro 7. *Tasa de inflación que maximiza el señoreaje*<sup>a</sup>

$$(\hat{\alpha} = 2.08, \hat{\sigma}_{\pi_{max}} = 0.05; \text{porcentaje})$$

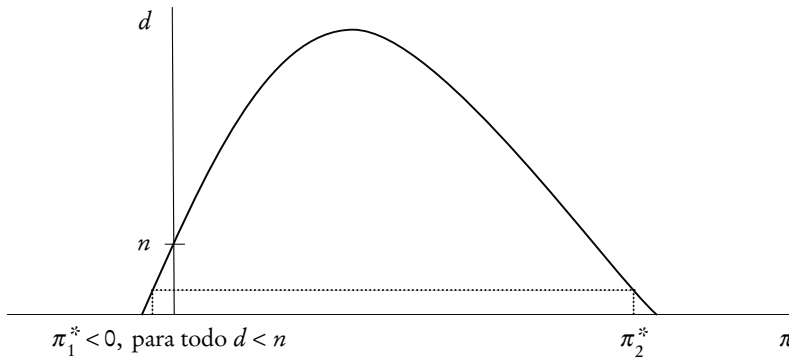
Periodo	n	$\pi_{max} - 2\hat{\sigma}_{\pi_{max}}$	$\pi_{max}$	$\pi_{max} + 2\hat{\sigma}_{\pi_{max}}$
1986-2009	2.3	36.74	45.99	55.23
2001-2009	1.2	37.14	46.39	55.63

<sup>a</sup> Los cálculos pueden no coincidir debido al redondeo.

Los resultados indican que la inflación que maximiza el señoreaje en México se encuentra entre 36 y 56%, aproximadamente, y su estimación puntual es de alrededor de 46%; los resultados de  $\pi_{max}$  son relativamente poco afectados por el valor supuesto de la tasa de crecimiento del producto. Esta evidencia difiere en alguna medida con lo encontrado en los trabajos anteriores para México (aunque en estos trabajos no se muestra los intervalos de confianza para  $\pi_{max}$ ).

ii) *Cálculo de los equilibrios inflacionarios y su estabilidad.* Como se dijo líneas arriba, para cualquier señoreaje,  $\bar{d}$ , inferior al máximo monto posible,  $d_{max}$ , existen dos tasas de inflación de equilibrio. De acuerdo con este

<sup>43</sup> En 1999, el objetivo de inflación de mediano plazo fue definido como la convergencia de la inflación interna en la externa hacia 2003. En 2001 se anunció formalmente la adopción del régimen de objetivos de inflación, y en 2002 se estableció el objetivo de inflación de largo plazo en 3% +/- un punto porcentual, mientras que los anuncios de política monetaria fueron hechos en fechas predeterminadas a partir de 2003. Véase en Ramos-Francia y Torres (2005), Martínez, Sánchez y Werner (2001) y Carstens y Werner (1999) un análisis amplio de ese periodo de la economía mexicana.

GRÁFICA 7. *Equilibrio inflacionario negativo*

marco teórico, en esta subsección presentamos una estimación de las tasas de inflación compatibles con los señoreajes que se han observado en la economía mexicana en años recientes, dada la demanda por dinero estimada.

La ecuación relevante para calcular los equilibrios inflacionarios duales se deriva al sustituir la ecuación (12) en (11), esto es  $d = (\pi + n)e^{-\alpha\pi}$ .<sup>44</sup> Entonces, para encontrar el equilibrio inflacionario dual es necesario suponer cierto señoreaje,  $\bar{d}$ , y calcular los equilibrios inflacionarios vía métodos numéricos, dada la no linealidad de la ecuación. Sin embargo, de esta ecuación primeramente hay que advertir que si  $\pi = 0$ , entonces resulta que  $d = n$ . Ello implica que para cualquier valor de  $\alpha$ , si  $d < n$  entonces resultará que  $\pi_1^* < 0$ . Esta consecuencia es fácil de apreciar en la gráfica 7. Esto es, para cualquier valor de la semielasticidad de la demanda por dinero respecto al costo de oportunidad, si el impuesto inflacionario (señoreaje) como proporción del PIB nominal es menor que la tasa de crecimiento del producto en términos reales, entonces el equilibrio inflacionario bajo será negativo.

En el caso de la economía mexicana, como se observa en la parte inferior del cuadro 5, los únicos años en que el impuesto inflacionario es superior al crecimiento del producto es en el periodo 1986-1990 (el crecimiento promedio del producto fue de 1.8% contra 2.3% de impuesto inflacionario). Así, dados los valores del impuesto inflacionario relativos a la tasa de crecimiento económico presentados en los años recientes en México, el cálculo del equilibrio de inflación baja resultará negativo. Nuevamente, este resultado no debe sorprender ante el hecho de que en México no hay financiación inflacionaria de las cuentas fiscales. Los cálculos de este ejercicio, en los

<sup>44</sup> Nótese que esta ecuación de señoreaje es análoga a la ecuación (13) sin suponer que  $n = 0$ .

que suponemos que el señoreaje es igual al impuesto inflacionario, suponiendo que las variaciones de la demanda por dinero son nulas en el estado estacionario, se muestran en el cuadro 8. La columna 2 registra los valores promedio del impuesto inflacionario ( $\bar{d}$ ) para la muestra completa y para el periodo de objetivos de inflación.<sup>45</sup>

CUADRO 8. *Equilibrios inflacionarios duales*<sup>a</sup>  
( $\hat{\alpha} = 2.08$ )

Muestra	$\bar{d}$	n	$\pi_1^*$	$\pi_2^*$
1986-2009	0.7	2.3	-1.62	288.52
2001-2009	0.2	1.2	-1.02	360.61

<sup>a</sup> Todos los resultados se registran en términos porcentuales. La solución de la ecuación no lineal se realizó en Matlab 7.6.

Por último, evaluamos la estabilidad de los equilibrios inflacionarios desde la perspectiva del ajuste gradual de los saldos reales. Este enfoque supone que los saldos reales se ajustan en forma rezagada hacia un nivel deseado de largo plazo. Esto es precisamente lo que perciben los modelos de corrección de error (MCE), por lo que la ecuación (9) puede considerarse como aproximación de la ecuación (15). Así, omitiendo la dinámica de corto plazo por sencillez, podemos reescribir la ecuación (9) como:

$$\Delta(m-p)_t = 0.05[(1.50y_{t-1} - 1.67i_{t-1} - 0.96) - (m-p)_{t-1}] \quad (9')$$

El término  $(1.50y_{t-1} - 1.67i_{t-1} - 0.96)$  es la demanda por dinero deseada, mientras que  $(m-p)_{t-1}$  son los saldos reales efectivamente obtenidos. En esta ecuación (9') se observa directamente que el parámetro de velocidad de ajuste del MCE estimado (con signo positivo) es el parámetro  $\lambda$ , del cual depende la estabilidad de la ecuación (18). Así, tenemos que  $\hat{\lambda} = 0.05$  implica que  $\hat{\alpha}\hat{\lambda} = 0.08 < 1$ , y por tanto el equilibrio de baja inflación es estable, mientras que el equilibrio de alta inflación es inestable.

## 2. Demanda por dinero, la brecha del dinero y la inflación<sup>46</sup>

Para la toma de decisiones de política monetaria es fundamental efectuar un análisis sistemático de un extenso conjunto de indicadores que proporcio-

<sup>45</sup> El valor calculado de los equilibrios inflacionarios presentados en el cuadro 8 sólo cambia por milésimas al calcular la banda de +/- dos errores estándar.

<sup>46</sup> Estos ejercicios se presentan con mayor detalle en Capistrán, Ibarra y Ramos-Francia (2011).

nen información de la futura trayectoria de la inflación. Una de las razones fundamentales para el estudio de la demanda por dinero es que permite verificar empíricamente la existencia de una relación de largo plazo entre dinero, precios y las principales variables que determinan la cantidad demandada de dinero. Como se analizó líneas arriba, la existencia de una demanda por dinero estable es un requisito para el uso de los agregados monetarios como indicadores adelantados del comportamiento de los precios en la economía. La sección II de este estudio muestra que la demanda por dinero ha permanecido estable a lo largo del periodo en análisis, por lo que en esta sección nos disponemos a explorar si la demanda por dinero estimada es de utilidad para analizar y/o predecir los precios e inflación para la economía mexicana.

En particular, nos enfocamos en un par de indicadores construidos con base en los parámetros estimados de la demanda por dinero, y que algunos estudios empíricos internacionales recientes han mostrado que pueden ser de utilidad para predecir la inflación. Primero, se presentan los resultados de usar el indicador denominado  $\tilde{m}_t$ , introducido por Reynard (2006, 2007), y segundo, se emplea el indicador conocido como “brecha del dinero”.

a) Indicador  $\tilde{m}_t$ . Como en Reynard (2007), utilizamos una versión ajustada del agregado monetario, que denominaremos  $\tilde{m}_t$ :

$$\tilde{m}_t \equiv m_t - y_t^* + \alpha i_t^* + c \quad (20)$$

en la que  $m_t$  es  $M1$ ,  $y_t^*$  denota el producto real potencial,  $i_t^*$  la tasa de CETES a 91 días que ha sido filtrada con el filtro de Hodrick-Presscott,  $\alpha$  representa una semielasticidad estimada de la demanda por dinero a la tasa de interés, y  $c$  una constante, estimada también con una función de demanda por dinero.<sup>47</sup>

De acuerdo con los hallazgos en Reynard (2007), cuando el agregado monetario se ajusta por la velocidad de equilibrio (o sea, por cambios de baja frecuencia en el costo de oportunidad de mantener dinero) y por el producto potencial, como en la ecuación (20), existe una relación uno a uno entre las tasas promedio del crecimiento del dinero y la inflación, es decir, entre  $\mu_t^* = 400(\tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1})$  y  $\pi$ .<sup>48</sup> El cuadro 9 presenta estos prome-

<sup>47</sup> El filtro para obtener  $y_t^*$  e  $i_t^*$  utiliza un valor de 1 600 para el parámetro de suavizamiento, que es el recomendado por Hodrick y Prescott (1997) para datos trimestrales. Además, se supone una elasticidad ingreso unitaria.

<sup>48</sup> Por tratarse de información trimestral, se anualiza el cambio en  $\tilde{m}$  multiplicándolo por  $(4)^* (100)$ , y así obtener el porcentaje anualizado.

CUADRO 9. *Promedios para diferentes submuestras*  
(Porcentaje anualizado)

	$\pi$	$\mu^*$	$\mu^*/\pi$
1986:2-2010:2	18.25	14.51	0.79
1986:2-1994:4	32.29	22.70	0.70
1986:2-2000:4	27.15	19.16	0.71
1988:2-2010:2	11.99	12.61	1.05
1995:1-2010:2	10.33	9.88	0.96
2001:1-2010:2	4.44	7.28	1.64
2003:1-2010:2	4.25	7.55	1.77
2009:1-2010:2	3.97	5.91	1.49

dios anualizados para diferentes submuestras. Como se observa, periodos de tasas de inflación altas/bajas están asociados con periodos de altas/bajas tasas de crecimiento monetario. La columna 4 muestra el cociente de crecimiento monetario/inflación ( $\mu^*/\pi$ ), en la que se observa que, para la muestra completa, el cociente (0.79) indica que los precios crecieron 25% más que el crecimiento monetario. En el cuadro 9 notamos una relación similar para submuestras tempranas: para la submuestra anterior a la crisis de 1995 y para la submuestra anterior a la introducción del esquema de objetivos de inflación. En el siguiente bloque se presentan dos submuestras para las que la relación entre el crecimiento monetario y de precios fue de uno a uno, aproximadamente. Finalmente, el último bloque presenta que para las submuestras que empiezan con el periodo de introducción del esquema de objetivos de inflación (2001:1), o posterior, el cociente se encuentra por encima de 1, lo que implica que la tasa de crecimiento monetario ha sido mayor que la inflación. En particular, de las cifras que registra el cuadro 9 en su último bloque, puede deducirse que el indicador monetaria ha estado creciendo en promedio aproximadamente 63% más que la inflación.

Consideremos ahora la diferencia entre  $\tilde{m}_t$  y  $p_t$ , a la que Reynard (2007) se refiere como una medida de “exceso de liquidez” (véase en Reynard más pormenores).<sup>49</sup> En un ambiente de inflación estable, podríamos esperar que esta diferencia fuera estacionaria.<sup>50</sup>

<sup>49</sup> Con base en Reynard (2007), nótese que la diferencia entre  $\tilde{m}_t$  y los precios observados,  $p_t$ , es una medida de exceso de liquidez. De acuerdo con la ecuación (20) en el texto, la diferencia  $\tilde{m}_t - p_t$  puede expresarse como:  $\tilde{m}_t - p_t = m_t - \hat{m}_t$ , en la que  $\hat{m}_t$  es la demanda por dinero de equilibrio dado los precios actuales, esto es,  $\hat{m}_t = p_t + y_t^* - \alpha i_t^* - c$ . Así,  $\tilde{m}_t - p_t$  es el exceso de dinero de una demanda por dinero de equilibrio estimada.

<sup>50</sup> Esto equivale a esperar que el mercado monetario pueda desviarse solamente de manera temporal



La gráfica 8 muestra el indicador  $\tilde{m}_t$  y los precios,  $p_t$ , (parte superior), la brecha del producto (parte media),  $(y_t - y_t^*)$ , y la tasa de crecimiento anual de los precios y del dinero (parte inferior); las áreas sombreadas ilustran los periodos en que  $\tilde{m}_t > p_t$ . Existen tres periodos en los que el indicador  $\tilde{m}_t$  ha estado por encima de los precios.

Como se aprecia, para el primer episodio se observa un gran incremento contemporáneo en precios, que cierra la brecha entre ambas variables, para posteriormente experimentar una reducción en su tasa de crecimiento. Para el segundo episodio (1991:4-1995:1) ambas variables siguieron una tendencia similar, hasta que repentinamente los precios “brincan” por encima del indicador monetario, para permanecer así por más de 10 años, hasta 2005:4.<sup>51</sup> A partir de 2006 la economía mexicana parecería, según este enfoque, mostrar un modesto exceso de liquidez. Sin embargo, debe destacarse que la metodología utilizada puede ser apropiada para detectar presiones inflacionarias de baja frecuencia o, inclusive, a lo largo de un ciclo económico, pero ello no forzosamente implica su eficacia para hacer inferencias en el margen. Lo mismo puede decirse de los ejercicios presentados en la siguiente subsección. A manera de ejemplo, en la actualidad en la alta frecuencia, posiblemente sería necesario introducir el diferencial de tasas de interés en pesos y dólares en la demanda de dinero, sobre todo a la luz del entorno de liquidez mundial y los flujos de capital que se han dirigido a México.<sup>52</sup> Ello explicaría una mayor demanda por dinero y no un “exceso de liquidez” que pudiera eventualmente presionar a los precios en la economía. Por supuesto, modelar con mayor precisión la demanda de dinero en el corto plazo no es el propósito de este estudio, aunque sería necesario hacerlo para que el análisis presentado en esta subsección fuera de mayor utilidad en la alta frecuencia.

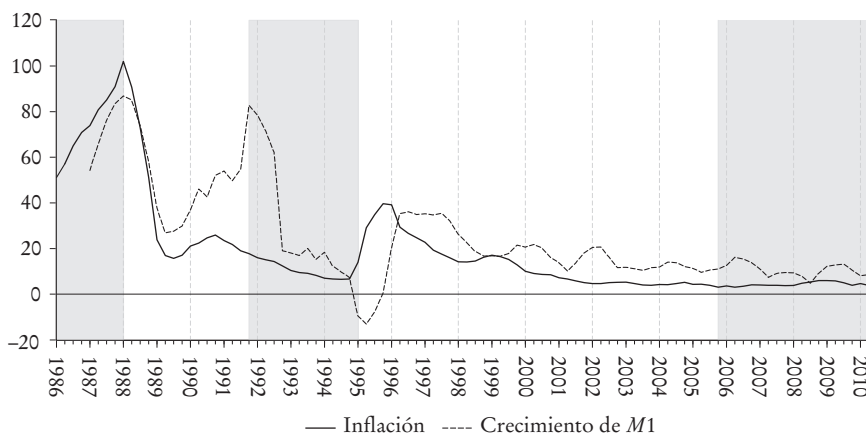
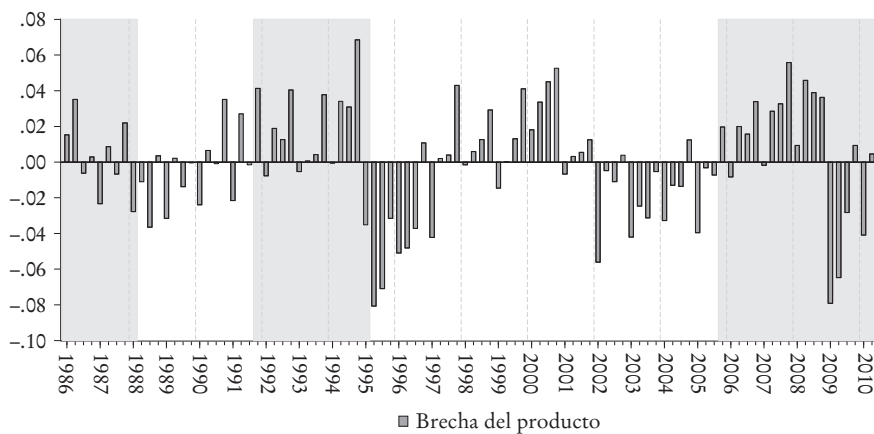
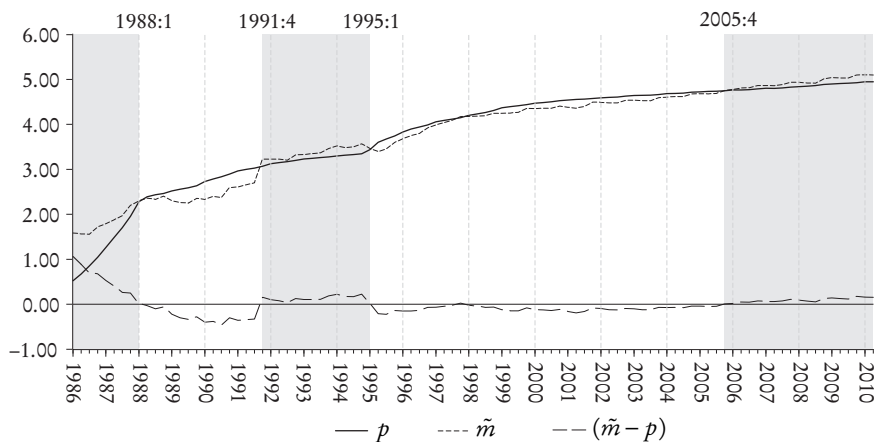
Contrario a lo encontrado por Reynard (2007), en general no se observa una brecha del producto positiva posterior al incremento monetario (véase la parte media de la gráfica 8). Por otra parte, enfocándonos en los periodos en que  $\tilde{m}_t < p_t$  (zonas blancas), al igual que en Reynard (2007), no se ven disminuciones en los precios, pero sí una reducción en la tasa de inflación.

de una situación de equilibrio. En otras palabras, ante un choque exógeno el equilibrio finalmente se restablece.

<sup>51</sup> La única excepción es el periodo 1997:4, para el cual se tiene que  $m_t > p_t$ .

<sup>52</sup> Otras variables que podrían entrar en una demanda de dinero de corto plazo serían las remesas familiares, el gasto asociado a elecciones, así como alguna variable dicotómica que controle por los efectos de la entrada en vigor del Impuesto a los Depósitos en Efectivo (IDE).

GRÁFICA 8. *Dinero, precios y producto*



Finalmente, la parte inferior de la gráfica 8 muestra que la relación entre la inflación y el indicador  $\tilde{m}_t$ , depende de la submuestra que sea analizada. Se observa, por ejemplo, una clara relación entre los periodos en que los precios se encuentran por encima del indicador  $\tilde{m}_t$  con los periodos de desinflación de la economía mexicana.

b) *Brecha del dinero*. Recordemos que la ecuación de la demanda por dinero de largo plazo está dada por la siguiente ecuación:

$$(m1 - p)_t = 1.505y_t - 1.670i_t - 0.957 + ec_t$$

en la que el término residual,  $ec_t$ , representa una medida de exceso de dinero en términos reales (brecha del dinero). La brecha del dinero mide las desviaciones entre la oferta monetaria observada y la demanda por dinero estimada con base en variables fundamentales (Siklos, 2010).<sup>53</sup> Entonces, la brecha del dinero es la diferencia entre oferta y demanda de dinero de largo plazo

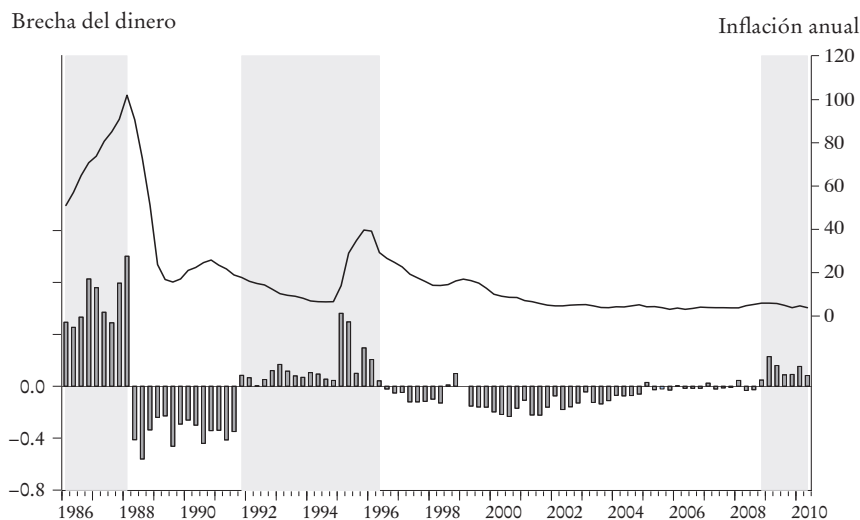
$$ec_t = (m1 - p)_t - (1.505y_t - 1.670i_t - 0.957)$$

De hecho, en la sección II se mostró que la variable  $ec_t$  es estacionaria, por lo cual eventualmente el exceso de dinero regresará a su media de 0.

La gráfica 9 muestra la trayectoria de la brecha del dinero (barras), mientras que en el cuadro 10 se detallan los periodos en que la brecha del dinero (exceso de dinero) ha sido positiva o negativa. Nótese que en promedio cada 6.5 trimestres cruza su media de 0. A partir de la gráfica 9 se puede explorar el posible vínculo entre la brecha del dinero y la inflación en México. La comparación se hace con la inflación anual debido a que es precisamente sobre ésta que el Banco de México tiene fijado su objetivo de inflación. Las áreas sombreadas muestran los periodos en que por más de tres trimestres consecutivos se obtuvieron brechas de dinero positivas. Como se observa, las tres áreas sombreadas con brechas de dinero positivas parecen tener una asociación contemporánea con incrementos de la inflación (sobre todo las primeras dos), mientras que las áreas de desinflación parecen estarlo con las brechas negativas.

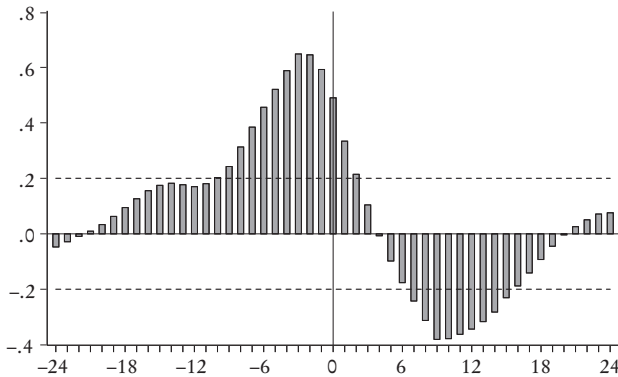
Por último, en la gráfica 10 se muestra las correlaciones cruzadas junto a las bandas de dos errores estándar (calculadas como  $\pm 2/\sqrt{T}$ ). Como se ob-

<sup>53</sup> Véase evidencia internacional de la relación entre la brecha del dinero y la inflación en, por ejemplo, Baltensperger, Jordan y Savioz (2001), y Kirchgassner y Wolters (2010).

GRÁFICA 9. *Exceso de dinero (1986:1-2010:2)*CUADRO 10. *Brecha del dinero: Cambios de signo*

<i>Inicio-fin</i>	<i>Periodos</i>	<i>signo</i>
1986:1-1988:1	9	+
1988:2-1991:3	14	-
1991:4-1996:2	19	+
1996:3-1998:2	8	-
1998:3-1998:4	2	+
1999:1-2004:4	24	-
2005:1-2005:1	1	+
2005:2-2005:4	3	-
2006:1-2006:1	1	+
2006:2-2006:4	3	-
2007:1-2007:1	1	+
2007:2-2007:4	3	-
2008:1-2008:1	1	+
2008:2-2008:3	2	-
2008:4-2010:2	7	+

serva, la evidencia muestra que parece existir una correlación positiva entre el exceso de dinero rezagado (o brecha positiva del dinero) y la inflación. La correlación es significativa a partir del rezago 9, ocurriendo el máximo de estas correlaciones en el tercer rezago, con un valor de 0.65 que sólo es un poco superior al de la correlación con el segundo rezago del exceso del

GRÁFICA 10. *Correlaciones cruzadas entre inflación y brecha del dinero*

dinero. Así, en general, esta evidencia en su conjunto sugiere que en el pasado el exceso de dinero en algunos episodios podría haber tenido capacidad para predecir futuros hechos inflacionarios en la economía mexicana.

### CONCLUSIONES

En este artículo se estima económicamente una función de demanda por  $M1$  para México, utilizando información trimestral entre 1986 y 2010. La evidencia encontrada en este trabajo sugiere que la relación tanto de corto como de largo plazo entre los saldos reales, el ingreso y la tasa de interés permaneció estable a lo largo de la muestra considerada. Este resultado es relevante al tomar en cuenta que el periodo en estudio abarca una etapa de la economía mexicana caracterizada por diversos cambios de política económica, además de atravesar por una crisis financieras interna y otra global.

Por otra parte, de acuerdo con los parámetros estimados de la demanda por dinero, se calcula la inflación que maximiza el señoreaje, así como los equilibrios inflacionarios duales y su estabilidad según una “teoría fiscal” de la inflación. Los resultados muestran que el señoreaje es maximizado con una tasa de inflación de 46%. Además, las pruebas muestran que para los valores estimados de los parámetros, y dado el señoreaje promedio en los años recientes en México, según este enfoque, se concluye que el equilibrio de baja inflación es estable.

El análisis de agregados monetarios, basado en la demanda por dinero estimada, parece indicar que el crecimiento monetario ha sido mayor a la inflación a partir de la introducción del esquema de objetivos de inflación. El

resultado contrario se obtiene para submuestras que incluyen información de los años ochenta. En un primer término, esto podría parecer contraintuitivo. No obstante, no sorprende que en episodios inflacionarios la demanda por saldos reales caiga de manera importante, mientras que en episodios de inflación baja y estable la economía presente una remonetización mayor que la que incluso puede captar una demanda de dinero estimada como en este artículo. Por otra parte, parece difícil utilizar la relación entre precios y la medida de exceso de liquidez para inferir movimientos futuros en precios, debido a la reacción heterogénea de los precios al presentarse excesos de liquidez en la economía.

Por su parte, la medida que utilizamos de la “brecha del dinero” parecería haber tenido, en retrospectiva, y con una perspectiva de baja frecuencia, cierta capacidad para predecir futuros hechos inflacionarios. Sin embargo, este es sólo un elemento que contribuye a evaluar los determinantes de la inflación y, como ya se señaló, asimismo los resultados deben de interpretarse con cautela, sobre todo para hacer inferencias en la alta frecuencia.

Finalmente, en Capistrán, Ibarra y Ramos-Francia (2011) se presenta resultados que muestran que en los episodios de los años ochenta y noventa las presiones sobre la inflación posiblemente tuvieron un origen monetario. Sin embargo, hoy día no parece haber evidencia de un posible exceso de liquidez en la economía.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrews, D. W. K. (1993), “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point”, *Econometrica*, 61(4), pp. 821-856.
- \_\_\_\_\_, y W. Ploberger (1994), “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative”, *Econometrica*, 62(6), pp. 1383-1414.
- Baba, Y., D. F. Hendry y R. M. Starr (1992), “The Demand for M1 in the USA, 1960-1988”, *Review of Economic Studies*, 59, pp. 25-61.
- Bali, T. G., y T. Thurston (2000), “Empirical Estimates of Inflation Tax Laffer Surface: a 30-Country Study”, *Journal of Development Economics*, 63, pp. 529-546.
- Baltensperger, E., J. Jordan y M. R. Savioz (2001), “The Demand for M3 and Inflation Forecasts: An Empirical Analysis for Switzerland”, *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 137(2), pp. 244-272.
- Banco Central Europeo (2003), *Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy*, Ed. Otmar Issing, Banco Central Europeo.
- Banco de México, *Informe Anual del Banco de México de 1987*.

- Banco de México, *Informe Anual del Banco de México de 1991*.
- Baumol, W. J. (1952), "The Transactions Demand for Cash: an Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 66, pp. 545-556.
- Bruggeman, A., P. Donati y A. Warne (2003), "Is the Demand for Euro Area M3 Stable?", Working Paper núm. 255, Banco Central de Europa.
- Bruno, M. (1989), "Econometrics and the Design of Economic Reform", *Econometrica*, 57(2), pp. 275-306.
- \_\_\_\_\_, y S. Fischer (1990), "Seigniorage Operating Rules and the High Inflation Trap", *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), pp. 353-374.
- Cagan, P. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", M. Friedman (comp.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, University of Chicago Press.
- Capistrán, C., R. Ibarra y M. Ramos-Francia (2011), "Uso de agregados monetarios como indicadores de la evolución futura de los precios al consumidor", mimeografiado.
- Carstens, A. G., y A. M. Werner (1999), "Mexico's Monetary Policy Framework under a Floating Exchange Rate Regime", Documento de Investigación núm. 9905, DGIE, Banco de México.
- Carstensen, K. (2006), "Stock Market Downswing and the Stability of European Monetary Union Money Demand", *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(4), pp. 395-402.
- Chiquiar, D., A. E. Noriega y M. Ramos-Francia (2010), "A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience", *Applied Economics*, 42, pp. 3067-3075, Documento de Investigación núm. 2007-01, DGIE, Banco de México.
- Chow, G. C. (1960), "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28, pp. 591-605.
- Cuthbertson, K., y L. Galindo (1999), "The Demand for Money in Mexico", *The Manchester School*, 67(2), pp. 154-166.
- Damjanovic, T., y C. Nolan (2010), "Seigniorage-Maximizing Inflation under Sticky Prices", *Journal of Money, Credit & Banking*, 42, 2-3, pp. 503-519.
- Dickey, D. A., y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- \_\_\_\_\_, y S. G. Pantula (1987), "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(4), pp. 455-461.
- Doornik, J. A. (1998), "Approximations to the Asymptotic Distribution of Cointegration Tests", *Journal of Economic Surveys*, 12, pp. 573-593.
- \_\_\_\_\_, (2009), "Autometrics", J. L. Castle y N. Shephard (comps.), *The Methodology and Practice of Econometrics*, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_, y H. Hansen (1994), "A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality", Discussion Paper, Nuffield College.

- Doornik, J., D. F. Hendry y B. Nielsen (1998), "Inference in Cointegrating Models: UK M1 Revisited", *Journal of Economic Surveys*, 12(5), pp. 533-572.
- \_\_\_\_\_, y \_\_\_\_ (2007), *PcGive 12*, Londres, Timberlake Consultants Ltd.
- Duca J. V., y D. D. VanHoose (2004), "Recent Developments in Understanding the Demand for Money", *Journal of Economics and Business*, 56(4), pp. 247-272.
- Easterly, W. P., P. Mauro y K. Schmidt-Hebbel (1995), "Money Demand and Seigniorage-Maximizing Inflation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(2), páginas 583-603.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1007.
- \_\_\_\_\_, D. F. Hendry y J. F. Richard (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51, pp. 277-304.
- \_\_\_\_\_, y C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Ericsson, N. R., D. F. Hendry y K. M. Prestwich (1998), "The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878-1993", *Scandinavian Journal Economics*, 100(1), pp. 289-324.
- \_\_\_\_\_, y S. B. Kamin (2008), "Constructive Data Mining: Modeling Argentine Broad Money Demand", *International Finance Discussion Papers* 943, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Feenstra, R. C. (1986), "Functional Equivalence Between liquidity Costs and the Utility of Money", *Journal of Monetary Economics*, 17(2), pp. 271-291.
- Fischer, B., M. Lenza, H. Pill y L. Reichlin (2009), "Monetary Analysis and Monetary Policy in the Euro Area 1999-2006", *Journal of International Money and Finance*, 28, pp. 1138-1164.
- Fisher, I. (1911), *The Purchasing Power of Money*, Londres, Macmillan.
- Frances, P. H. (1991), "Moving Average Filters and Unit Roots", *Economics Letters*, 37, pp. 399-403.
- Friedman, B. M. (1956), "The Quantity Theory of Money: A Restatement", *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, University of Chicago Press.
- Garcés, D. G. (2003), "Agregados monetarios, inflación y actividad económica en México", *Estudios Económicos*, 18(1), pp. 37-78.
- Georgopoulos, G. J. (2006), "Estimating the Demand for Money in Canada: Does Including an Own Rate of Return Matter?", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, pp. 513-529.
- Godfrey, L. G. (1978), "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, 46, pp. 1303-1313.
- Granger, W. J. (1983), "Cointegrated Variable and Error Correction Models", Discussion Paper núm. 83-13, Department of Economics, San Diego, University of California at San Diego.



- Granger, W. J. (1986), "Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 1986, pp. 213-228.
- Hansen, H., y S. Johansen (1999), "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models", *Econometrics Journal*, 2(2), pp. 306-333.
- Haug, A. A. (2006), "Canadian Money Demand Functions: Cointegration-rank Stability", *The Manchester School*, 74(2), pp. 214-230.
- Hendry, D. F., y N. R. Ericsson (1991), "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States", *European Economic Review*, 35, pp. 833-886.
- Hendry, D. F., y H. M. Krolzig (2001), *Automatic Econometric Model Selection Using PcGets 1.0*, Londres, Timberlake Consultants Press.
- Hodrick, R. J., y E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp. 1-16.
- Hoover, K. D., y S. J. Pérez (1999), "Data Mining Reconsidered: Encompassing and the General-to-specific Approach to Specification Search", *Econometrics Journal*, 2(2), pp. 167-191.
- Jarque, C. M., y A. K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, 55, pp. 163-172.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- \_\_\_\_ (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59(6), pp. 1551-1580.
- \_\_\_\_ (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
- \_\_\_\_, y K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Nueva York, Oxford University Press, Inc.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Londres y Nueva York, Macmillan Cambridge University Press [versión en español del FCE].
- Khamis, M., y A. M. Leone (2001), "Can Currency Demand be Stable under a Financial Crisis? The Case of Mexico", *IMF Staff Papers*, 48(2).
- Kiguel, M. A. (1989), "Budget Deficit, Stability, and the Monetary Dynamics of Hyperinflation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 21, núm. 2.
- \_\_\_\_, y P. Neumeyer (1995), "Seigniorage and Inflation: The Case of Argentina", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(3), pp. 672-682.
- Kimbrough, K. P. (2006), "Revenue Maximizing Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 53, pp. 1967-1978.
- Kirchgassner, G., y J. Wolters (2010), "The Role of Monetary Aggregates in the Policy Analysis of the Swiss National Bank", CESIFO Working Paper núm. 2928.

- Lucas Jr., R. E. (1988), "Money Demand in the United States: A Quantitative Review", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29, pp. 137-168.
- \_\_\_\_ (2000), "Inflation and Welfare", *Econometrica*, 68(2), pp. 247-274.
- MacDonald, R., y M. P. Taylor (1992), "A Stable US Money Function, 1874-1975", *Economics Letters*, (39), pp. 191-198.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), pp. 601-618.
- \_\_\_\_, A. A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, páginas 563-577.
- Martínez, L., O. Sánchez y A. Werner (2001), "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México", Documento de Investigación núm. 2001-02, DGIE, Banco de México.
- Noriega, A. E., y M. Ramos-Francia (2009), "Sobre la dinámica de la persistencia de la inflación alrededor del Mundo", Documento de Investigación núm. 2009-02, DGIE, Banco de México.
- Nyblom, J. (1989), "Testing for the Constancy of Parameters Over Time", *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), pp. 223-230.
- Ortiz, G. (1980a), "La demanda de dinero en México: Primeras estimaciones", Documento de Investigación núm. 28, DGIE, Banco de México.
- \_\_\_\_ (1980b), "La estabilidad de la demanda de dinero en México", Documento de Investigación núm. 30, DGIE, Banco de México.
- Pantula, S. G. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series", *Econometric Theory*, 5, pp. 56-271.
- Paulsen, J. (1984), "Order Determination of Multivariate Autoregressive Time Series with Unit Roots", *Journal of Time Series Analysis*, 5(2), pp. 115-127.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- Pétursson, T. G. (2000), "The Representative Household's Demand for Money in a Cointegrated VAR Model", *Econometrics Journal*, 3(2), pp. 162-176.
- Phillips, P. C. B., y S. Ouliaris (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, 58(1), pp. 165-193.
- Phylaktis, K., y M. P. Taylor (1993), "Money Demand, the Cagan Model and the Inflation Tax: Some Latin American Evidence", *The Review of Economics and Statistics*, 75(1), pp. 32-37.
- Ramos-Francia, M. (1993a), "Essays on Money and Inflation in Mexico", tesis doctoral, Yale University.
- \_\_\_\_ (1993b), "The Demand for Money in an Instable Economy: A Cointegration Approach for the Case of Mexico", Discusión Paper Series, núm. 9306, Centro de Investigación Económica, ITAM.

- Ramos-Francia, M., y A. Torres (2005), "Reducing Inflation through Inflation Targeting: The Mexican Experience", Documento de Investigación núm. 2005-01, DGIE, Banco de México.
- Ramsey, J. B. (1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31, pp. 350-371.
- Reimers, H. E. (1992), "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration", *Statistical Papers*, 33, 393-397.
- Reynard, S. (2006), "Money and the Great Disinflation", Swiss National Bank Working Papers 2006-7.
- \_\_\_\_ (2007), "Maintaining Low Inflation: Money, Interest Rates, and Policy Stance", *Journal of Monetary Economics*, 54, pp. 1441-1471.
- Rodrigues, P. M. M. (2000), "A Note on the Application of the DF Test to Seasonal Data", *Statistics and Probability Letters*, 47, pp. 171-175.
- Román, F., y A. E. Vela (1996), "La demanda de dinero en México", Documento de Investigación núm. 9602, DGIE, Banco de México.
- Romer, D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, 3ra. Ed., McGraw-Hill.
- Sargent, T., J. y N. Wallace (1982), "The Real-Bills Doctrine versus the Quantity Theory: A Reconsideration", *Journal of Political Economy*, 90(6), p. 1212-36.
- Serletis, A. (2007), *The Demand for Money: Theoretical and Empirical Approaches*, Nueva York, Ed. Springer.
- Siklos, P. L. (2010), "Taking Monetary Aggregates Seriously", *e-brief*, C. D. Howe Institute (disponible en [www.cdhowe.org](http://www.cdhowe.org)).
- Sriram, S. (1999), "Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models", IMF Working Paper 99/64.
- \_\_\_\_ (2001), "A Survey of Recent Empirical Money Demand Studies", IMF Staff Papers, 47(3).
- Tobin, J. (1956), "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash", *Review of Economics and Statistics*, 38, pp. 241-247.
- \_\_\_\_ (1958), "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk", *Review of Economic Studies*, 25(1), pp. 65-86.
- Turner, P., y G. Benavides (2001), "The Demand for Money and Inflation in Mexico 1980-1999: Implications for Stability and Real Seigniorage Revenues", *Applied Economics Letters*, 8(12), pp. 775-778.
- Warner, A. (2009), "Structural VAR" ([www.texlips.net/svar](http://www.texlips.net/svar)).
- White, H. (1980), "A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, pp. 817-838.