



EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE MAESTRO EN
ECONOMÍA

*DEMANDA POR DINERO: LA PERSISTENCIA
DE LA BASE MONETARIA Y LA EXPECTATIVA
DE INFLACIÓN QUE LA SUSTENTA*

RODRÍGUEZ PÉREZ CID ALONSO

PROMOCIÓN 2002 - 2004

ASESOR: DR. ANTONIO NORIEGA MURO

OCTUBRE 2008

*Para
Magdalena López Borrego*

DEMANDA POR DINERO: LA PERSISTENCIA DE LA BASE MONETARIA Y LA EXPECTATIVA DE INFLACIÓN QUE LA SUSTENTA

Resumen

Este estudio vuelve a visitar las interrogantes planteadas por Ramos–Francia y Santaella (2003), que en la actualidad siguen siendo relevantes: ¿Qué características tiene la demanda por base monetaria que le imprimen una persistencia peculiar?, y ¿Qué expectativas de inflación han sustentado su crecimiento? El trabajo intenta responder estas preguntas en base a la estimación de una demanda por dinero para México, utilizando datos mensuales que abarcan el periodo enero de 1996 a mayo de 2007, y verificar si es que existe retroalimentación entre ésta y la evolución de los precios. Así, se plantea un sistema monetario descrito por los saldos reales, la producción, la tasa de interés y la inflación. A través de la estimación de un modelo vectorial de corrección de error, se emplea la metodología de Johansen (1988) para probar la presencia de co-integración entre las variables del sistema. Nuestros resultados muestran la existencia de dos relaciones de co-integración. El primer vector refleja una demanda por saldos reales clásica que depende en forma positiva del producto y en forma negativa de la tasa de interés. El segundo vector co-integrador muestra la respuesta de la inflación ante choques de oferta, y estima una relación entre inflación y tasa de interés que captura la correlación positiva observada en la segunda mitad de los noventa entre la inflación y el tipo de cambio, y entre éste y la tasa de interés. En base a estos resultados se muestra como el persistente crecimiento de la base monetaria observado en los últimos años es consistente con la evolución de la demanda por dinero, y es explicado por las variaciones sufridas en las variables que la determinan. Además, dado el rechazo de la exogeneidad débil por los precios, es posible estimar una ecuación de inflación que es congruente con la demanda de dinero, y se verifica empíricamente que puede ser interpretada como una especificación de las expectativas de inflación. Esto implica que la información contenida en las principales variables que describen el mercado monetario puede ser suficiente para efectuar un pronóstico eficiente de la inflación.

Índice

1	INTRODUCCIÓN	1
2	DEMANDA POR DINERO Y EXOGENEIDAD DE PRECIOS	4
2.1	LA DEMANDA POR DINERO	4
2.2	EXOGENEIDAD DE PRECIOS	5
3	METODOLOGÍA ECONOMETRICA	7
3.1	ORDEN DE INTEGRACIÓN	7
3.2	PRUEBA DE CO-INTEGRACIÓN	7
3.3	EXOGENEIDAD DÉBIL Y VELOCIDADES DE AJUSTE	8
3.4	METODOLOGÍA DE LO GENERAL A LO ESPECÍFICO	9
3.5	PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO Y ESPECIFICACIÓN	10
3.6	FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA GENERALIZADAS	10
3.7	SIMULACIÓN DEL MODELO Y PRONÓSTICO EX-POST	10
3.8	DE UNA ESPECIFICACIÓN DE LA INFLACIÓN A LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN	11
4	EVIDENCIA EMPÍRICA	13
4.1	ESTIMACIÓN DEL MODELO	13
4.1.1	<i>Datos y pruebas de raíz unitaria</i>	13
4.1.2	<i>Co-integración y Exogeneidad Débil</i>	15
4.1.3	<i>Reducción de lo General a lo Específico y Pruebas de Diagnóstico</i>	20
4.1.4	<i>Funciones Impulso Respuesta Generalizadas</i>	23
4.2	DEMANDA POR DINERO: SU PERSISTENCIA Y LA EXPECTATIVA DE INFLACIÓN QUE LA SUSTENTA	27
4.2.1	<i>La Persistencia del Crecimiento de la Base Monetaria</i>	27
4.2.1.1	Simulación del Crecimiento Monetario 1998-2007	27
4.2.1.2	Pronóstico Ex-post (2006)	29
4.2.2	<i>Expectativas de Inflación que Sustentan la Base Monetaria</i>	30
4.2.2.1	Verificación de la Racionalidad de las Expectativas de Inflación	30
4.2.2.2	Cálculo de las Expectativas de Inflación	32
5	CONCLUSIONES	36
6	REFERENCIAS	37
7	APÉNDICES	41

1 Introducción

A pesar de que en la actualidad el interés por el estudio de la demanda por dinero es menor que en el pasado, dado que varios bancos centrales utilizan como instrumento de operación de la política monetaria a la tasa de interés en vez de la cantidad de algún agregado monetario, la demanda por dinero sigue siendo útil para los bancos centrales para tener un estimado de la emisión de circulante, así como para el análisis del panorama económico. Para que la demanda de saldos reales sirva para estos fines es importante contar con un modelo econométrico de ésta que realice un buen ajuste de los datos y genere pronósticos eficientes. Otro aspecto importante a considerar es el de la exogeneidad de las variables relacionadas a la demanda por saldos reales, con el fin de verificar si el contenido informativo de los saldos monetarios es relevante en la predicción de la inflación y de la actividad económica. De tal forma que el análisis de la demanda por dinero y la exogeneidad de las variables relacionadas a ésta sigue siendo de interés, en particular en una etapa de la economía mexicana donde han ocurrido modificaciones en la política monetaria y se ha avanzado en la estabilidad de la economía.

La crisis cambiaria y financiera ocurrida a finales de 1994 y a lo largo de 1995, obligó a las autoridades monetarias a adoptar un régimen cambiario de libre flotación, abandonando como ancla nominal de la economía al tipo de cambio. Ante este escenario, se implementaron diversas medidas persiguiendo la estabilidad macroeconómica¹, entre las cuales se orientó a la política fiscal y monetaria a contener las presiones inflacionarias inducidas por la devaluación inicial. Las primeras acciones de la política monetaria, como el establecimiento de límites a la expansión del crédito doméstico, se dirigieron primordialmente a restaurar el orden de los mercados financieros. Posteriormente el Banco de México empezó a adoptar medidas más directas con la intención de reducir las presiones inflacionarias. Ejemplos de lo anterior son el establecimiento de un objetivo no negativo para la acumulación de reservas internacionales netas y el inicio de la publicación de una proyección de la base monetaria, principalmente como una referencia para guiar las expectativas de inflación, aunque no se adoptó formalmente un objetivo sobre los agregados monetarios estrechos.

Estas medidas aunadas a las de la política fiscal lograron estabilizar la economía, y el Banco Central dirigió sus esfuerzos a reducir la inflación. La estrategia consistió básicamente de tres elementos: mejorar la transparencia en la implementación de la política monetaria, mantener una estrategia clara para inducir una reducción sostenible de la inflación, y responder adecuadamente ante los choques inflacionarios. Siguiendo los tres elementos mencionados, la autoridad monetaria fue implementando gradualmente diversas modificaciones en su accionar, iniciando una transición hacia una política monetaria de objetivos de inflación. Desde 1995 el Banco de México tuvo como principal instrumento al objetivo de los saldos acumulados de los bancos comerciales en la cuenta corriente de éste (“el corto”), y los anuncios de las modificaciones en este instrumento fueron acompañados de una discusión del porque de éstas, desde 1998. En 1999, el objetivo de inflación de mediano plazo fue definido como la convergencia de la inflación doméstica a 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 por ciento +/- un punto porcentual. Los anuncios de política monetaria fueron hechos en fechas

¹ Para una discusión amplia de este período de la economía mexicana, véase Ramos-Francia y Torres (2005), Martínez, Sánchez y Werner (2001) y Carstens y Werner (1999).

predeterminadas desde 2003, y en el tercer trimestre de 2007 el Banco de México anunció que a partir de enero de 2008 se adoptaría como objetivo operacional a la tasa de interés interbancaria de un día (tasa de fondeo bancario) en sustitución del llamado “corto”, aunque como el Banco de México menciona en el informe sobre la inflación julio-septiembre, se puede considerar que el mercado operó “de facto” siguiendo una tasa señalada por el Banco de México desde abril de 2004².

Dado este contexto de desinflación y transición hacia un esquema de objetivos de inflación, resulta intrigante la cuestión de la inusitada persistencia que se ha observado en el crecimiento de la base monetaria durante los últimos años. La Figura 1 muestra el crecimiento anual, tanto nominal como real de la base monetaria de enero de 1997 a mayo de 2007. El crecimiento mostrado por la base monetaria para 1997 y 1998 puede entenderse por el ambiente de elevada inflación que aunque mostraba una trayectoria descendente aún se situaba en niveles de alrededor de 15 por ciento. Además, este comportamiento es consistente con el objetivo de crecimiento de la base monetaria según las proyecciones anunciadas por el Banco Central³. Puede apreciarse que a lo largo de 1999 la base monetaria creció a un ritmo relativamente elevado, Ramos–Francia y Santaella (2003) argumentan que este incremento se debió fundamentalmente al cambio informático del año 2000. En el 2000 la base monetaria empieza con un elevado crecimiento, pero se puede observar un considerable descenso hasta alcanzar niveles de 10 por ciento al final del año. Sin embargo, a partir de 2001 destaca el elevado crecimiento monetario tanto en términos nominales como reales de los años 2002 y 2006, que alcanzó niveles superiores al 16 por ciento anual, en términos nominales, y mayores al 12 por ciento en términos reales. Así, este trabajo intenta explicar este comportamiento de la base monetaria por medio de la estimación de una demanda por dinero que abarque la información disponible hasta mayo de 2007.

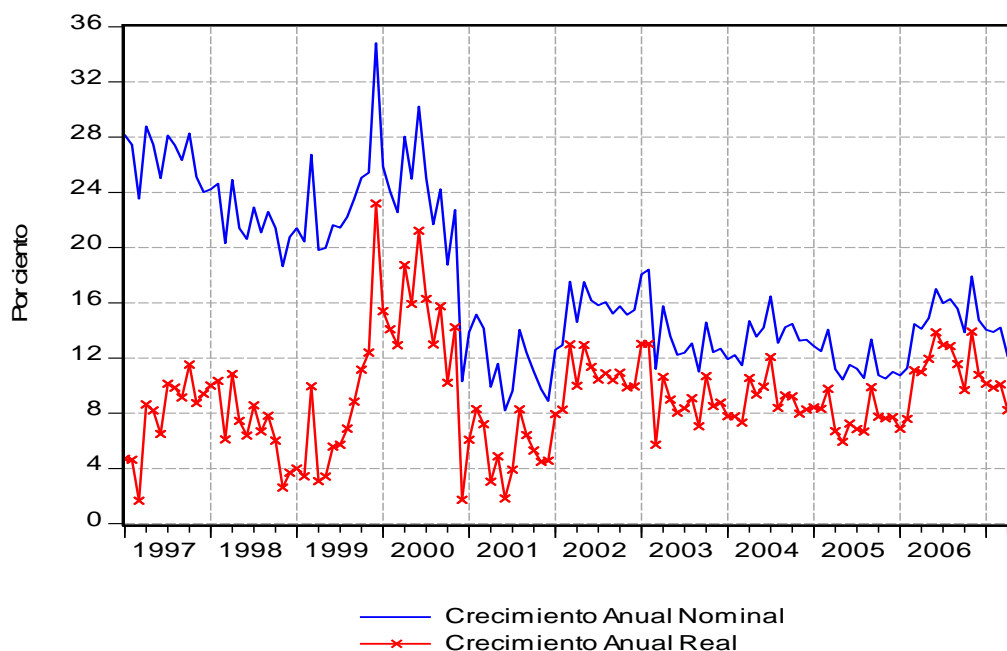
Por otro lado, bajo el esquema actual de objetivos de inflación pierde relevancia el uso de objetivos intermedios de política monetaria, puesto que ésta se orienta directamente hacia el objetivo final de inflación. En este caso las expectativas de inflación tienen un papel fundamental para conocer la percepción de los agentes económicos con respecto al cumplimiento del objetivo de inflación. Así, es indispensable para el Banco Central un análisis sistemático de un extenso conjunto de indicadores que proporcionen información sobre la futura trayectoria de la inflación. Así, este trabajo explora la posibilidad de obtener un indicador de las expectativas de inflación, en base a las propiedades de exogeneidad débil de los precios, que sea congruente con la demanda por dinero en México.

En síntesis, en base a la estimación de una demanda por dinero, este estudio vuelve a visitar las interrogantes planteadas por Ramos–Francia y Santaella (2003), que en la actualidad siguen siendo relevantes: ¿Qué características tiene la demanda por base monetaria que le imprimen una persistencia peculiar?, y ¿Qué expectativas de inflación han sustentado su crecimiento?

² El informe sobre inflación menciona “Los anuncios de política monetaria a partir de abril de 2004 han establecido tasas de interés mínimas, por lo que el mercado ha operado “de facto” siguiendo una tasa señalada por el Banco de México. Vale la pena destacar que el último movimiento de las tasas de fondeo interbancario relacionado con un cambio en el “corto” fue en febrero de 2005”. Véase Banco de México (2007).

³ El objetivo de crecimiento de la base monetaria para 1997 y 1998 fue de 24.5 y 22.5 por ciento, respectivamente. Véase Martínez, Sánchez y Werner (2001).

**Figura 1. Crecimiento Nominal y Real de Billetes y Monedas en Poder del Público
enero 1997–mayo 2007**



El trabajo se organiza como sigue. En la segunda sección se presenta una breve discusión respecto a las consideraciones teóricas y empíricas de la demanda por dinero; además, se introduce al concepto de exogeneidad (débil) y a los supuestos empleados para interpretar una ecuación de inflación como una medida de las expectativas inflacionarias. La sección 3 se ocupa de la descripción de las herramientas econométricas que son aplicadas en la sección 4. Los resultados de la estimación y análisis de la demanda por billetes y monedas para México son presentados en la cuarta sección, y en base a estos resultados se da respuesta a las dos interrogantes objetivo del estudio. Se muestra como el persistente crecimiento de la base monetaria observado en los últimos años puede ser explicado por la demanda de saldos reales estimada, y se estima una ecuación de inflación que es congruente con la demanda de dinero y se verifica empíricamente que puede ser interpretada como una especificación de las expectativas de inflación. Por último se presentan las conclusiones.

2 Demanda por Dinero y Exogeneidad de Precios

2.1 La Demanda por Dinero

Existen diversas teorías que buscan explicar los motivos por los cuales los individuos demandan dinero: la versión clásica de la teoría cuantitativa del dinero de Fisher (1911), la teoría de la preferencia por la liquidez de Keynes (1936), la reformulación de la teoría cuantitativa de Friedman (1956), el enfoque de cartera de Baumol (1952) y Tobin (1956), entre otras. Estas teorías, como señala Serletis (2007), tienen la implicación de que la demanda por dinero debe ser lineal (o lineal en logaritmos) y debe de tener como argumentos a un conjunto reducido de variables⁴. Estos diferentes acercamientos tratan de explicar la demanda por dinero desde diferentes ángulos. Sin embargo, comparten elementos importantes y por tanto las implicaciones que se pueden extraer para la formulación de una demanda por dinero son casi las mismas.

En particular, estas teorías sugieren una relación entre la cantidad de dinero demandada y un número reducido de variables relevantes que representen importantes vínculos con el nivel de actividad económica. En general, esta relación teórica de la demanda por dinero puede ser escrita como

$$\frac{M_t}{P_t} = f(i_t, Y_t)$$

Donde M_t son los saldos monetarios nominales demandados, P_t es el índice de precios, Y_t es la variable de escala relacionada a la actividad del sector real de la economía, e i_t es el costo de oportunidad de mantener dinero. De esta forma la teoría plantea que la cantidad óptima de saldos monetarios reales esta relacionada en forma inversa con el costo de oportunidad y en forma positiva con la variable de escala. En general, como argumenta Sriram (2001), las principales diferencias recaen sobre las variables apropiadas a utilizar para las transacciones y el costo de oportunidad de tener dinero. Evidencia internacional sobre esta especificación puede encontrarse en 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)⁵. Para el caso de mexicano, puede encontrarse evidencia en Ortiz (1980), Ramos-Francia (1993), Román y Vela (1996), Cuthbertson y Galindo (1999), Khamis, y Leone (2001), Turner, y Benavides (2001), Garcés (2003) y Ramos-Francia y Santaella (2003), entre otros. En general, los trabajos empíricos plantean una función log-lineal de la forma

$$m_t = \mu + \beta_p p_t + \beta_y y_t + \beta_i i_t$$

Así, la teoría económica sugiere las restricciones $\beta_p = 1$, $\beta_y > 0$ y $\beta_i < 0$. De esta forma, si no se puede rechazar estadísticamente que el parámetro β_p es igual a uno, entonces es posible transformar el modelo a una especificación para los saldos monetarios reales:

$$m_t - p_t = \mu + \beta_y y_t + \beta_i i_t$$

⁴ Véase Serletis (2007), Duca & VanHoose (2004), Sriram (1999), Román y Vela (1996), para una discusión detallada de las diferentes teorías de la demanda por dinero

⁵ Sriram (2001) hace una revisión de diferentes estudios de demanda por dinero para distintos países, destacando las diferentes variables que se utilizan para medir la variable de escala y al costo de oportunidad.

Sin embargo, esta especificación, como se mencionó anteriormente, es sólo una posibilidad entre muchas otras para modelar la demanda de dinero. Además, en Sriram (2001) se ilustra como uno de los aspectos más importantes de modelar la demanda de dinero es la selección de las variables apropiadas del costo de oportunidad, destacando el papel que juegan los rendimientos alternativos al dinero como lo son el rendimiento de los activos financieros y el rendimiento de los activos reales usualmente medido por la inflación esperada. La propia tasa de rendimiento del dinero es otro factor de costo de oportunidad que se debe tomar en cuenta, sobre todo cuando se trata de definiciones amplias de los agregados monetarios. En el caso de billetes y monedas se argumenta que su tasa de rendimiento es prácticamente cero, por lo cual puede ignorarse del análisis empírico.

En su reformulación de la teoría cuantitativa Friedman (1956) argumenta que los determinantes de la demanda de dinero incluyen tanto a la riqueza de los individuos como a las tasas de rendimiento ofrecidas por el propio dinero y por otros activos, como los bonos, las acciones, los bienes raíces y los bienes de consumo duradero. Friedman señala que las variaciones en el nivel general de precios afectan el valor real de los activos, entre ellos el valor real de las tenencias monetarias, por lo que la tasa de inflación esperada debe de ser un determinante de la demanda de dinero, la cual debía interpretarse como la tasa propia de rendimiento del dinero. La inflación esperada generalmente afecta a la demanda de dinero negativamente conforme los individuos prefieren mantener activos reales en períodos de inflación creciente. Como Baba, Hendry y Starr (1992) argumentan, tanto la tasa de inflación como la tasa de interés representan un costo de oportunidad de los saldos monetarios, por lo que la tasa de inflación también debe de ser considerada en la estimación de la demanda por dinero.

Así, la teoría sugiere incluir a la inflación esperada en la estimación de la demanda por dinero. Sin embargo, ésta no es una variable observable en forma directa por lo que tiene que ser calculada mediante algún método estadístico. En la literatura empírica sobre la demanda por dinero se encuentran diferentes acercamientos para medir a la inflación esperada, algunos de ellos son: utilizar expectativas adaptativas o racionales; utilizar un promedio ponderado de valores pasados de la inflación observada; utilizar valores rezagados de la inflación; utilizar encuestas de opinión; utilizar la inflación observada en el período⁶. En el caso de México existe información recabada por encuestas de la inflación esperada desde 1995, por lo que podrían utilizarse como variable explicativa en las estimaciones.

Sin embargo, precisamente uno de los objetivos del estudio es obtener una ecuación de inflación que dependa de las variables monetarias, y verificar que ésta pueda interpretarse como una ecuación de expectativas de inflación. Por lo tanto, en nuestras estimaciones utilizamos a la inflación observada dentro del sistema monetario en términos reales.

2.2 Exogeneidad de Precios

El análisis de la exogeneidad del dinero y de los precios en los modelos de demanda por dinero, ha estado sujeta a escrutinio en diversos estudios empíricos. En particular, por los modelos que intentaban explicar la aparente inestabilidad de las convencionales

⁶ Distintos métodos empleados para inferir a la inflación esperada en estudios de demanda de dinero pueden ser consultados en Sriram (1999). Además, Sriram (2001) presenta un resumen de diferentes estudios de demanda de dinero, en que se muestra como una gran cantidad de éstos utiliza a la inflación observada en sus estimaciones.

ecuaciones de demanda por dinero en los setenta, bajo el argumento de que éstas eran realmente formas semi-reducidas de una ecuación de precios disfrazada, dado que la cantidad de dinero era la variable de control de la política monetaria, y por tanto la oferta monetaria era una variable exógena⁷. Sin embargo, Engle, Hendry y Richard (1983) muestran que la definición de una variable como (débilmente) exógena depende de las propiedades condicionales del proceso generador de datos.

En particular, Engle, Hendry y Richard (1983) definen una variable x_t como débilmente exógena para un conjunto de parámetros de interés λ en un modelo condicional, si la inferencia sobre λ condicionada sobre x_t no involucra pérdida de información. La densidad conjunta de variables aleatorias (w_t, x_t) siempre puede ser escrita como el producto de la función de densidad de w_t condicionada sobre x_t por la marginal de x_t . La exogeneidad débil de x_t implica que ésta última densidad es irrelevante para la inferencia y que todos los parámetros que aparecen en esta densidad marginal son parámetros “nuisance”.

Así, en el caso de la demanda por saldos reales si todas las variables consideradas resultan débilmente exógenas, entonces el análisis puede conducirse a través de modelos de regresión uniecuacionales. En el contexto de un modelo de corrección de error vectorial la ausencia de exogeneidad débil de algunas de las variables puede interpretarse como la existencia de retroalimentación entre estas variables. Esto será discutido más a detalle en la siguiente sección.

Como se mencionó al inicio de este estudio es de particular interés verificar la exogeneidad de precios, y si estadísticamente no se puede rechazar esta hipótesis, entonces es posible plantear una ecuación de la evolución de los precios en términos del mercado monetario.

Por otro lado, para que a tal especificación pueda dársele la interpretación de una medición de las expectativas de inflación es necesario imponer ciertos supuestos y verificarlos empíricamente. Para poder interpretar dicha ecuación de la inflación como una representación de expectativas de inflación, supondremos que las expectativas se forman racionalmente utilizando toda la información disponible, de tal modo que en promedio las expectativas sean iguales a la inflación observada: $\pi_t^e = E[\pi_t | I_{t-1}]$, donde I_{t-1} representa el conjunto de información hasta el período $t-1$. Así, siguiendo a Mankiw, Reis y Wolfers (2003), el supuesto de expectativas racionales en un sentido estadístico implica eficiencia en el pronóstico, y un pronóstico eficiente no tiene errores predecibles. De esta manera, verificar el supuesto de expectativas racionales consiste en comprobar si los errores, en este caso de una ecuación de inflación, son insesgados, no presentan problemas de autocorrelación y si se está explotando toda la información disponible para generar el pronóstico de la inflación. De esta forma, al aplicar las pruebas de diagnóstico tradicionales sobre la ecuación de inflación se verifican empíricamente los dos primeros supuestos. Sin embargo, para comprobar si se está explotando toda la información disponible será necesario aplicar pruebas adicionales, las cuales son planteadas en la siguiente sección.

⁷ Véase Fischer (1993).

3 Metodología Econométrica

Como se discute en las secciones anteriores, este estudio busca estimar una demanda por dinero para México y verificar si existe retroalimentación entre ésta y la evolución de los precios. Para esto, se emplea como base en la estimación de las relaciones de largo plazo entre las variables la metodología para probar la presencia de co-integración, desarrollada por Johansen (1988). Este procedimiento, como es sabido, tiene varias ventajas sobre otras metodologías pues no requiere que se defina a priori la variable a explicar, y no predetermina el número de vectores co-integradores en uno⁸. Además, parece el más adecuado para los propósitos de este trabajo, puesto que permite probar de una forma simple versiones restringidas de los vectores co-integradores y efectuar pruebas de exogeneidad débil (restricciones sobre los parámetros de velocidad de ajuste).

3.1 Orden de Integración

La metodología de Johansen (1988) para probar co-integración, no requiere efectuar pruebas univariadas de raíz unitaria sobre las variables del sistema antes de llevar a cabo la prueba de co-integración. Sin embargo, como es sugerido por Enders (1995), es una buena práctica evaluar el orden de integración para evitar mezclar variables con diferente orden de integración, o bien aplicar la metodología adecuada para tal caso. De esta manera, como un primer acercamiento en el análisis de los datos se llevan a cabo pruebas de raíz unitaria sobre los datos. Se aplican las pruebas de raíz unitaria donde la hipótesis nula de raíz unitaria es probada contra la alternativa de un proceso estacionario en tendencia usando los estadísticos MZ_α , MZ_t , MSB , y MPT de Ng y Perron (2001), empleando las modificaciones sugeridas por Perron y Qu (2007), donde el orden del rezago es elegido utilizando el criterio de información modificado de Akaike⁹.

3.2 Prueba de Co-Integración

La metodología de Johansen (1988) es una generalización multivariada de la prueba ADF (Dickey-Fuller Aumentada). Considérese un Vector autoregresivo con p variables, VAR(p), de orden k

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + u_t$$

Donde X_t es un vector $p \cdot 1$ y u_t es un vector de innovaciones $i.i.d.(0, \Sigma_u)$. Sea $\Delta = 1 - L$, donde L es el operador de rezagos, entonces esta ecuación puede ser rescrita como:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + u_t$$

El número de distintos vectores co-integradores existentes, entre los p elementos de X_t , está dado por el rango de la matriz Π , $rank(\Pi)$. En general, existen tres casos a

⁸ Pruebas de co-integración basadas en un modelo uniecuacional como la de de Engle y Granger (1987) entre otras, requiere que se defina a priori la variable a explicar y el resto de las variables como variables explicativas. Además de que al probar por co-integración usando tres o más variables es posible encontrar que existe más de un vector de co-integración. Otro problema es que este tipo de pruebas se lleva a cabo en dos etapas, por lo que cualquier error en la primera etapa es arrastrado a la segunda. La metodología de Johansen (1988) elimina esta problemática de las dos etapas y prueban la presencia de vectores co-integradores múltiples.

⁹ Este criterio de información modificado es utilizado para mejorar el poder de las pruebas, véase Perron y Qu (2007) para más detalles acerca de la realización de la prueba en muestras finitas.

considerar: (i) $rank(\Pi)=0$, existen p raíces unitarias en el sistema y no existe co-integración entre las variables; (ii) $rank(\Pi)=p$, todos los elementos de X_t son estacionarios, así como todas las combinaciones lineales de sus elementos; (iii) $0 < rank(\Pi) = r < p$, existen r relaciones de co-integración entre los elementos de X_t y $(p-r)$ tendencias estocásticas comunes.

Para determinar estadísticamente el número de vectores co-integradores Johansen (1988) propone el estadístico de la traza y el del máximo eigenvalor que se definen como sigue,

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Donde $\hat{\lambda}_i$, $i=1, \dots, p$, son los eigenvalores estimados, obtenidos de la matriz estimada $\hat{\Pi}$, y T es el número de observaciones. En la prueba basada en el estadístico de la traza, $\lambda_{trace}(r)$, la hipótesis nula es que existen a lo más r vectores de co-integración contra una alternativa general. La prueba que utiliza el estadístico del máximo eigenvalor, $\lambda_{max}(r, r+1)$, considera la hipótesis nula de r vectores co-integradores contra la alternativa de $r+1$ vectores de co-integración. Johansen y Juselius (1990) proveen valores críticos para estos estadísticos; en general la distribución de los estadísticos depende del número de componentes no estacionarios bajo la hipótesis nula $(p-r)$ y de los componentes determinísticos incluidos en la especificación del sistema.

Entonces, bajo la hipótesis de que las p variables son $I(1)$, el VAR co-integrado está dado por,

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \beta' X_{t-k} + u_t$$

Donde α y β son matrices de dimensión $p \cdot r$. Las propiedades de α y β son tales que: $\Pi = \alpha \beta'$. La matriz β es la matriz de parámetros co-integradores, mientras que α es la matriz de ponderaciones (pesos) con los cuales cada vector co-integrador entra dentro de las p ecuaciones del VAR. De esta manera, α puede ser vista como la matriz de parámetros de velocidad de ajuste y $\beta' X_{t-1}$ es un vector, $r \cdot p$, de relaciones estacionarias de co-integración, tal que todos los componentes estocásticos en la ecuación son estacionarios.

3.3 Exogeneidad Débil y Velocidades de Ajuste

La prueba de que algún renglón de α es cero es equivalente a probar si alguna variable en el sistema puede ser considerada débilmente exógena respecto a los parámetros de largo plazo β ¹⁰, es decir, como fue definido en la segunda sección, una variable es considerada débilmente exógena, en el sentido de Engle, Hendry y Richard (1983), si no responde a los desequilibrios pasados de los vectores de co-integración. La hipótesis de que una variable ha influenciado el patrón estocástico de largo plazo de otras variables del sistema, mientras al mismo tiempo no ha sido influenciada por ellas, es llamada hipótesis de “no-levels-feedback” o exogeneidad débil de largo plazo, cuando los parámetros de interés son β . Si es que existe co-integración, el número de

¹⁰ Véase Johansen (1992).

renglones diferentes de cero de α debe de ser mayor o igual a r . Esto debido a que una variable que tiene un renglón cero en α no se ajusta a las relaciones de largo plazo. Así, si por ejemplo una variable resulta débilmente exógena, entonces es posible llevar a cabo una inferencia válida sobre β a través de un sistema descrito por las $(p-1)$ variables restantes del sistema condicionado sobre la variable débilmente exógena¹¹.

Por lo tanto, cuando existen $q = p - r$ restricciones de cero sobre los renglones de α entonces podemos dividir las p ecuaciones en $p - q$ ecuaciones que exhiben retroalimentación y q ecuaciones sin retroalimentación. Dado a que las q variables débilmente exógenas no contienen información respecto a los parámetros de largo plazo, es posible obtener estimadores completamente eficientes de β de las $p - q$ ecuaciones condicionadas sobre el modelo marginal de las q variables débilmente exógenas. Así, la exogeneidad débil nos da la condición de cuándo un modelo parcial puede ser usado para estimar eficientemente β sin pérdida de información.

3.4 Metodología de lo General a lo Específico

Dados los resultados de exogeneidad débil es posible concentrar el resto del análisis en un modelo de corrección de error de $p - q$ ecuaciones, para determinar la dinámica de corto plazo para cada ecuación, tal que la dinámica de corto plazo de al menos una de las variables en el sistema es influenciada por las desviaciones de las relaciones de co-integración encontradas. Como Sriram (2001) menciona, una de las mayores ventajas de los modelos de corrección de error es que la teoría económica se encarga de especificar las relaciones de equilibrio de largo plazo mientras que la dinámica de corto plazo puede ser definida por los datos. De esta forma, la metodología de la general a lo específico plantea que la especificación estadística de un modelo debe de tomar en cuenta no sólo la información teórica sino también la naturaleza de los datos observados.

Así, en este trabajo para obtener las especificaciones de corrección de error se incluyeron las desviaciones del equilibrio de las relaciones de largo plazo estimadas por la metodología de Johansen (1988) anteriormente descrita, *i.e.* se dejan fijas las estimaciones del parámetro β . La justificación estadística para dejar fijas las estimaciones de las relaciones de largo plazo, es que la estimación de estos parámetros es superconsistente¹².

Específicamente, la metodología de lo general a lo específico que es empleada en la parte empírica de este trabajo procede como sigue: se prueban combinaciones de uno hasta 12 rezagos de las primeras diferencias de cada una de las p variables incluidas en el sistema, además de contemplar la posibilidad de que el modelo resultante no incluya a la variable en primeras diferencias. Así, se elige la especificación con el mejor AIC (Akaike Information Criterion)¹³ de entre todas las $(13)^p$ combinaciones que se consideran. Dado que la especificación resultante con menor AIC puede contener regresores que no sean estadísticamente distintos de cero, si este es el caso, se procede a

¹¹ Este argumento está basado sobre la partición de una densidad conjunta en la densidad condicional y marginal. Para más detalles véase Juselius (2006, p. 197), y Engle, Hendry y Richard (1983).

¹² Para más detalles véase Juselius (2006).

¹³ También se obtuvieron resultados de la especificación con el menor BIC (Bayesian Information Criterion), sin embargo, estas especificaciones no resultaron tan satisfactorias desde el punto de vista estadístico y económico. Por lo cual estas estimaciones no son reportadas en el apartado de resultados.

una segunda etapa donde se eliminan sucesivamente los regresores que no sean significativamente distintos de cero, al nivel de significancia de 10 por ciento.

3.5 Pruebas de Diagnóstico y Especificación

Una vez aplicado el método de lo general a lo específico, se efectúan un conjunto de pruebas de diagnóstico, especificación y estabilidad sobre las ecuaciones resultantes. Para verificar el buen comportamiento de los residuales, se utilizan diferentes pruebas: Jarque-Bera de normalidad, Breusch-Godfrey de correlación serial, White de heteroscedasticidad y la prueba de heteroscedasticidad condicional que se basa en la relación del cuadrado de los residuales con rezagos de éstos mismos. Por otro lado, para comprobar la correcta especificación del modelo, se aplica la denominada prueba RESET (Regression Specification Error Test) de Ramsey (1969) de no-linealidad, la cual, se realiza incluyendo como variable explicativa adicional en el modelo, al cuadrado de la serie ajustada por la especificación original, tal que implícitamente introduce los términos cuadrados y productos cruzados de los coeficientes estimados y las variables incluidas en la especificación. En lo referente a la estabilidad del modelo, se consideran distintas pruebas que comúnmente son aplicadas para verificar la estabilidad de la ecuación, como lo son los residuales y coeficientes recursivos, y las pruebas de CUSUM y CUSUM de los cuadrados.

3.6 Funciones Impulso Respuesta Generalizadas

Una vez evaluadas las ecuaciones estimadas, se realiza un ejercicio de simulación tipo impulso respuesta con el fin de observar el proceso de ajuste dinámico del modelo estimado. Específicamente, se observa la respuesta de las $p-q$ variables endógenas ante choques o incrementos permanentes de las variables débilmente exógenas.

Siguiendo a Pesaran y Shin (1989) la medida generalizada impulso respuesta es definida como sigue:

$$GI(n, \delta_j, I_{t-1}) = E(X_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, I_{t-1}) - E(X_{t+n} | I_{t-1})$$

Donde la medida de la respuesta es una función del horizonte de tiempo, n , el choque introducido, δ_j , y el conjunto de información en el período $t-1$, I_{t-1} . Intuitivamente, una medida impulso respuesta examina la diferencia entre los valores pronosticados de X_{t+n} , dado un choque, y los valores pronosticados de X_{t+n} , cuando se omite dicho choque. Así, Pesaran y Shin (1998) proponen una medida alternativa impulso respuesta a la solución tradicional que utiliza la descomposición de Cholesky: se impacta un elemento de la matriz δ , por ejemplo el j -ésimo elemento, δ_j , mientras el comportamiento correspondiente de los otros términos de error son ignorados usando la distribución asumida de los términos de error. De esta manera se estima la relación entre los términos de error al usar la relación de varianza-covarianza. En esta forma, el único supuesto requerido respecto a los otros términos de error es que siguen su comportamiento histórico y, por tanto, la medida no esta sujeta a las mismas dificultades como en el acercamiento tradicional.

3.7 Simulación del modelo y Pronóstico Ex-Post

Para verificar si una especificación de la demanda por saldos reales imita bien el comportamiento del crecimiento de la base monetaria mostrado en la Figura 1, se llevan a cabo simulaciones estáticas y dinámicas. La simulación estática produce un conjunto de pronósticos de un paso hacia delante sobre los datos históricos, por lo que puede

verse como una evaluación del desempeño histórico del modelo. Por su parte, la simulación dinámica puede verse como la realización ex-ante de un pronóstico de varios períodos hacia adelante (multi-step forecast) ¹⁴. Para comparar el desempeño de estas simulaciones, se emplean dos medidas tradicionales de comparación entre pronósticos, la raíz del error cuadrático medio (RMSE) y el error absoluto medio (MAE), por sus siglas en inglés.

Como ejercicio complementario para evaluar qué tanto capturan las estimaciones de la demanda por dinero la conducta observada por la base monetaria, se calcula el pronóstico del crecimiento de los billetes y monedas que hubiera sido proyectado por el modelo estimado. Para ello se lleva a cabo un ejercicio de pronóstico donde el modelo es re-estimado dejando fuera las observaciones correspondientes al 2006, y se efectúa el pronóstico de ese año.

3.8 De una especificación de la inflación a las expectativas de inflación

Si las pruebas de exogeneidad débil concluyen que los precios no son débilmente exógenos, entonces es posible obtener una ecuación que describa la dinámica de los precios. Para poder interpretar dicha ecuación de la inflación como una representación de expectativas de inflación, como se discutió en la sección anterior, supondremos que las expectativas se forman racionalmente utilizando toda la información disponible, de tal modo que en promedio las expectativas sean iguales a la inflación observada: $\pi_t^e = E[\pi_t | I_{t-1}]$. Por tanto, se busca confirmar mediante pruebas estadísticas que la ecuación estimada pueda interpretarse como un modelo de las expectativas de inflación.

De hecho, una especificación VAR que cumple con los supuestos de ausencia de autocorrelación serial y heteroscedasticidad en los errores, puede ser interpretado económicamente como una representación racional de los planes de los individuos para el período t , dada la información disponible en las variables incluidas en el VAR hasta el período $t-1$. Juselius (2006, p. 46), siguiendo a Hendry y Richard (1983), explica como un modelo VAR puede ser interpretado en términos del comportamiento racional de los agentes económicos, planteando la idea de reinterpretar a la media condicional del modelo VAR, $\mu_t = E_{t-1}(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-k}) = \mu_0 + \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k}$, como una descripción de los planes de los agentes en el período $t-1$, dada la información disponible $X_{t-1}^0 = E_{t-1}(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-k})$. De acuerdo a los supuestos del modelo VAR, la diferencia entre la media y la realización observada es un proceso de ruido blanco, $x_t - \mu_t = \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim N_p(0, \Omega)$. Este supuesto sobre el comportamiento de los errores, $\varepsilon_t \sim N_p(0, \Omega)$, es consistente con agentes económicos racionales, en el sentido de que no cometen errores sistemáticos cuando hacen planes para el período t basados en la información disponible en el período $t-1$. Así, verificar los supuestos del modelo, no solo es crucial para la correcta inferencia estadística, sino también para la interpretación económica del modelo como una descripción aproximada del comportamiento racional de los agentes.

Sin embargo, esta interpretación sólo está basada en la información incluida en el VAR estimado, y para que la ecuación que representa a los precios pueda ser interpretada como una ecuación de expectativas de inflación es necesario comprobar si los agentes podrían haber mejorado su pronóstico de la inflación por encima de lo que

¹⁴ En la simulación dinámica sólo se utilizan los valores observados de las variables endógenas anteriores al período en que inicia la solución del modelo. Así, los rezagos de las variables endógenas son calculados usando las soluciones de períodos previos y no los valores históricos de las variables.

implica la ecuación estimada, es decir si se está empleando toda la información disponible en el período $t-1$. De esta forma se procede verificando si información adicional que podría ser utilizada por los agentes para actualizar su pronóstico de la inflación –es decir, si variables disponibles en el conjunto de información I_{t-1} – mejora el poder explicativo de la ecuación estimada de la inflación. Entonces, para verificar si la ecuación de inflación estimada puede interpretarse como un mecanismo racional de formación de expectativas, se realizan los siguientes ejercicios.

1. *Prueba de variables omitidas.* Sobre la ecuación estimada se prueba si los rezagos del tipo de cambio en primeras diferencias aportan alguna información que mejore la estimación de la ecuación del cambio en la inflación. A su vez se efectúa esta misma prueba para los rezagos de las primeras diferencias de las variables del sistema que no fueron incluidos en la ecuación obtenida por el método de lo general a lo específico. Si alguna de las variables incluidas mejorara la estimación entonces es posible afirmar que la ecuación estimada no es un mecanismo racional para la formación de expectativas.

2. *Prueba de variables omitidas sobre residuales.* En esta segunda prueba se corrió una regresión utilizando a los residuales de la ecuación estimada de precios como variable dependiente contra diferentes combinaciones de rezagos en primeras diferencias de las variables del sistema y del tipo de cambio. De forma análoga a la prueba de variables omitidas, si alguna de estas variables tuviera algún poder explicativo sobre los residuales, entonces podría afirmarse que la ecuación estimada no es un mecanismo racional para formar expectativas, puesto que excluye información relevante para pronosticar la inflación.

En síntesis, la metodología econométrica busca verificar la existencia de co-integración en un VAR por el método de Johansen (1988). Primeramente se plantea el sistema en términos nominales, bajo co-integración y si no es posible rechazar la hipótesis de elasticidad de precios unitaria, se procede a transformar el sistema en términos de los saldos monetarios reales. Entonces, sobre el sistema transformado, al que se le adhiere la inflación, se prueba la existencia de co-integración. Si existe co-integración, entonces se prosigue para aplicar las pruebas de exogeneidad débil sobre todas las variables, donde es de particular interés verificar si la inflación responde a los desequilibrios en la demanda de dinero. Así, si se rechaza la hipótesis nula de que la inflación es débilmente exógena, entonces es posible obtener una ecuación de la inflación en términos del mercado monetario que bajo el supuesto de expectativas racionales, el cual se verifica empíricamente, pueda ser interpretada como una especificación de las expectativas de inflación.

Entonces, de acuerdo a los resultados, el resto del análisis se enfoca a responder las dos interrogantes planteadas al inicio del estudio ¿Qué características tiene la demanda por base monetaria que le imprimen una persistencia peculiar?, y ¿Qué expectativas de inflación han sustentado su crecimiento?

4 Evidencia Empírica

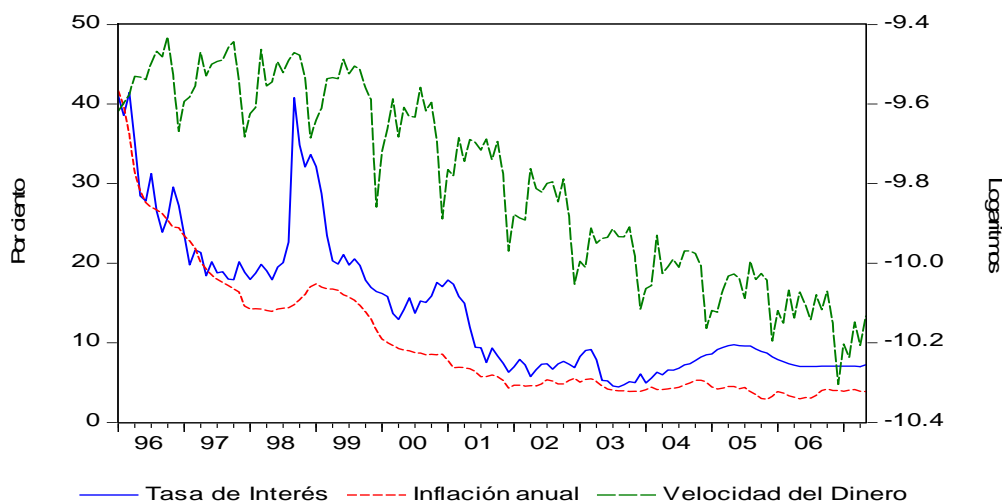
4.1 Estimación del Modelo

4.1.1 Datos y pruebas de raíz unitaria

El estudio emplea datos mensuales sin ajuste estacional, para el período de enero de 1996 a mayo de 2007, que abarca el periodo de tipo de cambio flexible, y deja fuera las fuertes fluctuaciones observadas durante 1995¹⁵. Las variables que se incluyen, ilustradas en las Figuras 2 y 3, son la base monetaria (M , billetes y monedas en poder del público, saldo registrado la final del periodo), el índice nacional de precios al consumidor (P), el índice del volumen de la producción industrial (Y), como una aproximación al ingreso real, y la tasa de Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES) a 28 días (i , tasa promedio expresada en por ciento anual). Los datos se transforman a logaritmos naturales (a excepción de i), y tal transformación es denotada con minúsculas.

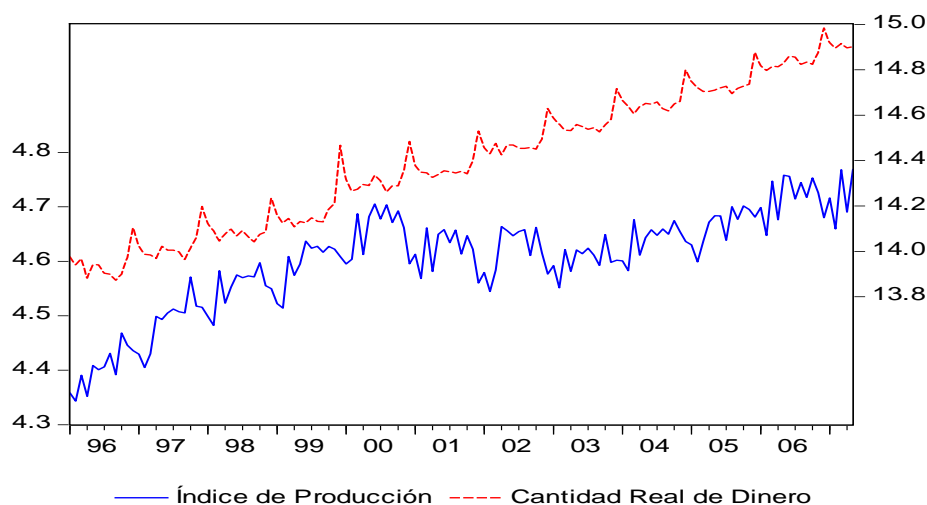
En la Figura 2 se ilustran la velocidad de circulación, la tasa de CETES y la inflación, que como se puede apreciar siguen un patrón de largo plazo similar. La velocidad del dinero presenta una notoria trayectoria descendente a lo largo del período contemplado, mientras que la tasa de interés y la tasa de inflación se estacionan alrededor de una media desde aproximadamente 2003. Además, cabe observar que salvo muy pocas excepciones, la figura muestra una tasa de interés real positiva durante el periodo de análisis.

Figura 2.- Velocidad mensual, Tasa de interés nominal y tasa de inflación anual, 1996-2007



Para comprender el comportamiento de la velocidad del dinero, la Figura 3 muestra dos de sus componentes, la cantidad real de dinero y la producción real. La continua caída que se observa en la velocidad de circulación a partir de 2000 puede atribuirse a la desaceleración de la producción real, combinada con un crecimiento relativamente estable de la cantidad real de dinero.

¹⁵ Como se discute en la introducción 1996 marca el inicio del periodo de desinflación en México, caracterizado por diferentes medidas de política. El uso de información anterior a 1996 genera resultados econométricos inestables.

Figura 3.- Componentes de la velocidad del dinero, 1996-2007

Como primer paso en el análisis de los datos se llevan a cabo pruebas para determinar el orden de integración de las series. En el Cuadro 1 se resumen los resultados de la prueba de raíz unitaria de Ng y Perron (2001), aplicando la modificación sugerida por Perron y Qu (2007), para las distintas series en primeras diferencias y niveles¹⁶. Con excepción de los precios las demás variables rechazan la nula de raíz unitaria en primeras diferencias, por lo cual se puede concluir que tanto billetes y monedas, como la tasa de interés y el producto son integradas de orden uno, $I(1)$. En contraste, los precios no pueden rechazar la existencia de dos raíces unitarias, por lo que podríamos concluir que esta variable es integrada de orden dos.

Cuadro 1
Pruebas de Raíz Unitaria, Ng y Perron (2001)

Variable en	Estadísticos de Prueba			
	MZa	MZt	MSB	MPT
Primeras Diferencias				
Billetes y Monedas ^a	-71.741 ***	-5.989 ***	0.083 ***	0.342 ***
Precios (INPC) ^b	-0.731	-0.596	0.815	121.515
Producto (IVPI) ^a	-9.759 **	-2.096 **	0.215 **	2.951 **
Cetes 28 días ^b	-29.075 ***	-3.812 ***	0.131 ***	3.142 ***
Niveles				
Billetes y Monedas ^b	-1.231	-0.582	0.472	47.166
Producto (IVPI) ^b	-1.865	-0.954	0.512	48.043
Cetes 28 días ^b	-6.194	-1.666	0.269	14.678

***, ** y * Rechazo de la hipótesis nula al nivel de 1%, 5% y 10% respectivamente.

Kmax=12, el rezago a incluir en la prueba se elige a través del MAIC como sugieren Perron y Qu (2007).

^a Incluye constante; ^b constante y tendencia.

¹⁶ Para determinar la inclusión de los términos determinísticos, previo a las pruebas de raíz unitaria se realizaron estimaciones para determinar, en base a su significancia, si se incluía constante o constante y tendencia en cada prueba.

Sin embargo, Chiquiar, Noriega y Ramos–Francia (2007), siguiendo la metodología propuesta por Harvey, Leybourne y Taylor (2006), demuestran que existe un cambio en persistencia en las primeras diferencias de los precios en diciembre del 2000¹⁷; esto es, se detecta la existencia de un cambio en el orden de integración de la inflación mensual, de $I(1)$ a $I(0)$. Así las cosas, dado que no existe en la literatura una metodología para la estimación de modelos multivariados de series de tiempo entre variables que cambian su orden de integración, y como en la mayor parte de nuestra muestra los precios se comportan como integrados de orden uno según Chiquiar, Noriega y Ramos–Francia (2007), en lo sucesivo se procede con la metodología de co-integración propuesta por Johansen (1988) asumiendo que todas las variables son integradas del mismo orden, $I(1)$.

4.1.2 Co-integración y Exogeneidad Débil

Los resultados de la prueba de co-integración para la especificación en términos nominales se muestran en el Cuadro 2¹⁸. Tanto el estadístico de la traza como el de máximo eigenvalor coinciden en que existe un solo vector co-integrador, mientras que todos los coeficientes de la relación de largo plazo son significativos y muestran los signos esperados. El segundo panel de resultados muestra los coeficientes estimados de la relación de co-integración, y como se puede apreciar el coeficiente estimado relacionado a los precios es muy cercano a la unidad en valor absoluto con un error estándar muy pequeño. El tercer bloque del Cuadro 2 presenta los resultados de la prueba de homogeneidad de grado uno en precios, de la cual se puede concluir que no es posible rechazar la hipótesis de que los coeficientes de los saldos monetarios nominales y los precios son iguales en valor absoluto y de signo contrario. Dados estos resultados, entonces en adelante se conduce el análisis en términos de los saldos monetarios reales.

Se aplican las pruebas de co-integración en un VAR que incluye a los saldos monetarios reales, al índice de producción industrial, a la tasa de interés de los Cetes a 28 días y a la inflación anualizada. Los resultados de la prueba de co-integración para esta especificación se muestran en el Cuadro 3. Como se puede apreciar, tanto el estadístico de la traza como el del máximo-eigenvalor coinciden en que existen dos vectores de co-integración. Al tener dos vectores de co-integración la identificación de la estructura de las relaciones de largo plazo se hace relativamente más compleja; esta cuestión se analiza a detalle en el Apéndice I, mientras que en el Cuadro 4 se resumen los resultados de la estimación de los dos vectores de co-integración.

Los vectores de co-integración normalizados se muestran en el primer bloque del Cuadro 4. El primer vector refleja una demanda de saldos reales que como predice la teoría depende en forma positiva del índice de producción industrial y en forma negativa de la tasa de interés. El segundo vector co-integrador parece representar una relación negativa entre la inflación y el índice de producción industrial, y en forma positiva entre la inflación y la tasa de interés nominal. Además, todos los coeficientes de ambos vectores de co-integración son significativamente distintos de cero, con excepción del coeficiente relacionado a la tendencia lineal modelada en el segundo vector co-integrador. En el segundo panel del Cuadro 4 se presentan los resultados de las pruebas de exogeneidad débil, de donde es posible concluir que tanto el índice de

¹⁷ Chiquiar, Noriega y Ramos–Francia (2007), realizan la prueba de cambio en persistencia sobre la inflación mensual para el período que va de enero de 1995 a diciembre de 2006.

¹⁸ Todas las estimaciones que se presentan en este documento fueron realizadas en Eviews 5.1.

producción industrial como la tasa de interés son débilmente exógenos, mientras que la inflación y los saldos monetarios reales rechazan la hipótesis de exogeneidad débil.

Cuadro 2
Pruebas de Cointegración para la Demanda de Dinero Nominal (enero 1996–mayo 2007)

I. Eigenvalores y Pruebas Estadísticas Relacionadas							
Número de Vectores de Cointegración	Eigenvalor	Estadístico de la Traza			Estadístico Máximo-Eigenvalor		
		Estadístico	Valor Crítico al 5%	Valor-p**	Estadístico	Valor Crítico al 5%	Valor-p**
Ninguno	0.252	73.460	63.876	0.006	35.973	32.118	0.016
A lo más 1	0.162	37.488	42.915	0.157	21.895	25.823	0.152
A lo más 2	0.076	15.592	25.872	0.526	9.810	19.387	0.639
A lo más 3	0.046	5.783	12.518	0.488	5.783	12.518	0.488

II. Coeficientes Estimados de la Ecuación de Cointegración

Coeficientes de Cointegración Normalizados				
<i>m</i>	<i>p</i>	<i>y</i>	<i>i</i>	<i>t</i>
1.000	-1.100	-0.420	0.848	-0.007
	(0.108)	(0.174)	(0.137)	(0.000)
	[-10.140]	[-2.420]	[6.181]	[-16.437]
Coeficientes de Ajuste				
α_m	α_p	α_y	α_i	
-0.157	0.039	-0.091	-0.071	
(0.070)	(0.010)	(0.084)	(0.090)	
[-2.227]	[3.918]	[-1.085]	[-0.793]	

III. Prueba de Elasticidad Unitaria de Precios

Ho. $\beta_p = 1$	
χ^2 (1 g.l.)	0.703
Valor p	0.402

**Valores p calculados en E-views de acuerdo a MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas. La estructura de rezagos estimada para el VAR incluye los rezagos 1, 2, 7, 11 y 12, la elección se debió a la necesidad de obtener residuales sin correlación serial. Entre paréntesis se muestra el error estándar del coeficiente estimado y entre corchetes el correspondiente estadístico t que prueba la hipótesis nula de que los coeficientes son cero.

Cuadro 3
Resultados de las Pruebas de Co-integración
(Variables Incluidas: Saldos monetarios reales, índice producción industrial, CETES a 28 días e Inflación)

I. Eigenvalores y Pruebas Estadísticas Relacionadas							
Número de Vectores de Cointegración	Eigenvalor	Estadístico de la Traza			Estadístico Máximo-Eigenvalor		
		Estadístico	Valor Crítico al 5%	Valor-p*	Estadístico	Valor Crítico al 5%	Valor-p*
Ninguno	0.376	114.361	63.876	0.000	58.551	32.118	0.000
A lo más 1	0.249	55.810	42.915	0.002	35.448	25.823	0.002
A lo más 2	0.107	20.362	25.872	0.208	14.056	19.387	0.250
A lo más 3	0.050	6.306	12.518	0.422	6.306	12.518	0.422

*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores-p. Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas. La estructura de rezagos estimada para el VAR incluye los rezagos 1, 3, 6, 8 y 11, esta elección se debió a la necesidad de obtener residuales sin correlación serial.

Cuadro 4
Resultados de la Estimación con 2 Vectores de Cointegración

I. Coeficientes Estimados de las Ecuaciones de Cointegración						
Coeficientes de Cointegración Normalizados						
	$m-p$	y	i	Δp	t	
[1]	1.000	-0.139 (0.063) [-2.22711]	0.179 (0.050) [3.56890]	0.000	-0.007 (0.0002) [-46.4098]	
[2]	0.000	0.235 (0.113) [2.07356]	-0.496 (0.091) [-5.47188]	1.000	-0.0001 (0.0003) [-0.46258]	
Coeficientes de Ajuste						
	α^1_{m-p}	α^1_y	α^1_i	$\alpha^1_{\Delta p}$		
[1]	-0.627 (0.125) [-5.010]	-0.246 (0.171) [-1.440]	0.051 (0.181) [0.284]	0.348 (0.229) [1.521]		
	α^2_{m-p}	α^2_y	α^2_i	$\alpha^2_{\Delta p}$		
[2]	-0.164 (0.070) [-2.326]	0.024 (0.096) [0.24554]	0.136 (0.102) [1.33236]	-0.597 (0.128) [-4.65055]		
II. Pruebas sobre los Coeficientes de Ajuste						
Pruebas Individuales						
	$\alpha^1_{m-p}=0$	$\alpha^1_y=0$	$\alpha^1_i=0$	$\alpha^1_{\Delta p}=0$		
χ^2 (1 g.l.)	25.663	2.274	0.110	3.422		
Valor p	0.000	0.132	0.740	0.064		
	$\alpha^2_{m-p}=0$	$\alpha^2_y=0$	$\alpha^2_i=0$	$\alpha^2_{\Delta p}=0$		
χ^2 (1 g.l.)	7.475	0.069	2.378	23.945		
Valor p	0.006	0.793	0.123	0.000		
Pruebas Conjuntas						
	$\alpha^1_{m-p}=0$	$\alpha^1_y=0$	$\alpha^1_i=0$	$\alpha^1_{\Delta p}=0$	$\alpha^1_{m-p}=0$	$\alpha^1_y=0$
	$\alpha^2_{m-p}=0$	$\alpha^2_y=0$	$\alpha^2_i=0$	$\alpha^2_{\Delta p}=0$	$\alpha^2_{m-p}=0$	$\alpha^2_y=0$
					$\alpha^1_{\Delta p}=0$	$\alpha^1_i=0$
					$\alpha^2_{\Delta p}=0$	$\alpha^2_i=0$
χ^2	36.759	2.333	2.941	24.938	61.307	5.226
Valor p	0.000	0.311	0.230	0.000	0.000	0.265

**Valores p calculados en E-views de acuerdo a MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables *dummies* estacionales centradas. La estructura de rezagos estimada para el VAR incluye los rezagos 1, 3, 6, 8 y 11, la elección se debió a la necesidad de obtener residuales sin correlación serial. Entre paréntesis se muestra el error estándar del coeficiente estimado y entre corchetes el correspondiente estadístico t que prueba la hipótesis nula de que los coeficientes son cero.

En el Cuadro 5 se presentan los resultados de la estimación de las relaciones de co-integración imponiendo el resultado de que el índice de producción industrial y la tasa de interés son débilmente exógenos. Así, la demanda por saldos monetarios reales de largo plazo está dada por la siguiente ecuación¹⁹:

$$(m_t - p_t) = 0.189y_t - 0.194i_t + 0.007t + 4.727 \quad (1)$$

La relación de largo plazo de la inflación estimada en el sistema esta dada por²⁰:

$$\Delta p_t = -0.257y_t + 0.459i_t + 1.244 \quad (2)$$

Cuadro 5
Resultados de la Estimación Restringida con 2 Vectores de Cointegración

Coeficientes de Co-integración Normalizados					
	$m-p$	y	i	Δp	t
[1]	1.000	-0.189 (0.065) [-2.929]	0.194 (0.052) [3.763]	0.000	-0.007 (0.0002) [-44.437]
[2]	0.000	0.257 (0.116) [2.206]	-0.459 (0.093) [-4.925]	1.000	-0.0001 (0.0003) [-0.376]
Coeficientes de Ajuste					
	α^1_{m-p}	α^1_y	α^1_i	$\alpha^1_{\Delta p}$	
[1]	-0.658 (0.122) [-5.412]	0.000	0.000	0.334 (0.217) [1.542]	
[2]	α^2_{m-p} -0.152 (0.069) [-2.193]	α^2_y 0.000	α^2_i 0.000	$\alpha^2_{\Delta p}$ -0.653 (0.123) [-5.294]	

Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas. La estructura de rezagos estimada para el VAR incluye los rezagos 1, 3, 6, 8 y 11, la elección se debió a la necesidad de obtener residuales sin correlación serial. Entre paréntesis se muestra el error estándar del coeficiente estimado y entre corchetes el correspondiente estadístico t que prueba la hipótesis nula de que los coeficientes son cero.

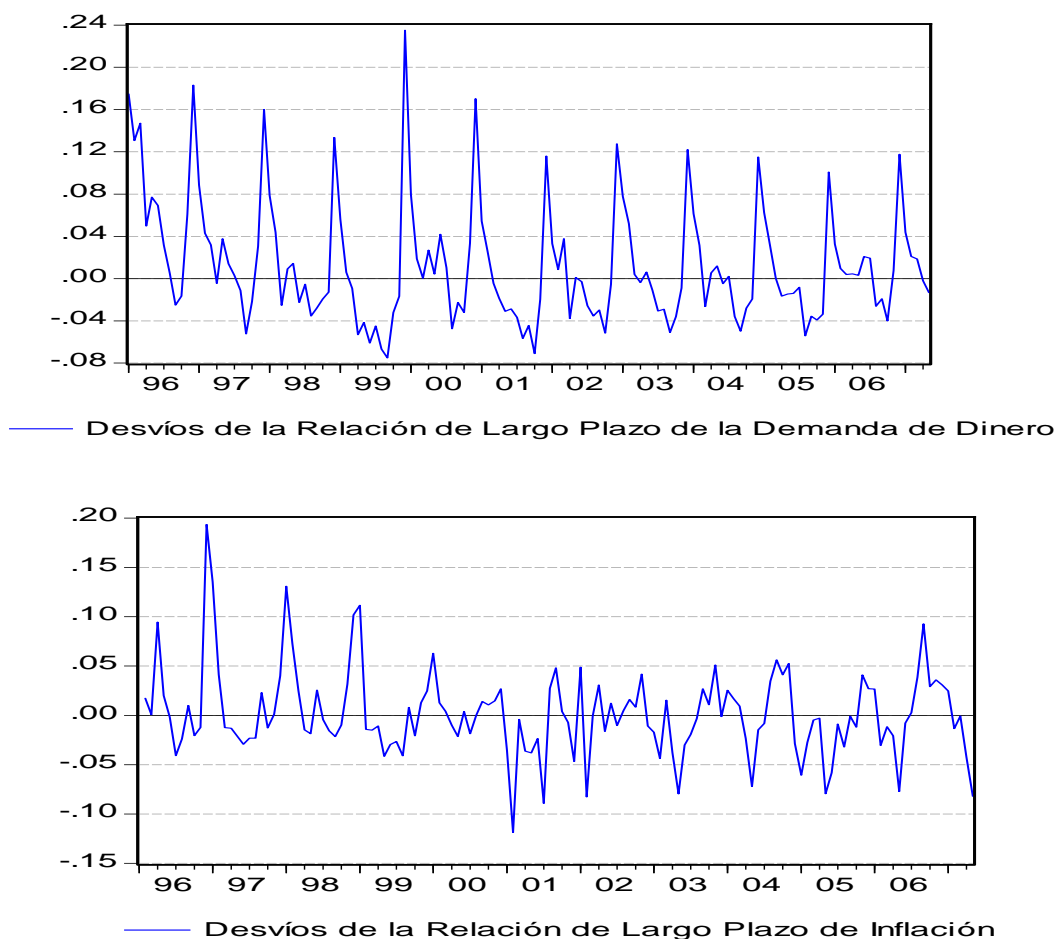
Esta ecuación de inflación, como ya se mencionó, depende en forma negativa del índice de producción, que puede interpretarse como la respuesta de la inflación ante choques de oferta, mientras que el coeficiente de largo plazo de la tasa de interés probablemente está capturando la correlación positiva que se ha observado entre la inflación y el tipo de cambio, y entre éste y la tasa de interés. En Martínez, Sánchez y

¹⁹ Como un planteamiento alternativo, se realizaron estimaciones en donde se excluye a la tasa de inflación esperada del sistema. En ese caso se encuentra que sólo existe un vector co-integrador, y la demanda por dinero de largo plazo toma la forma: $(m_t - p_t) = 0.1897y_t - 0.1895i_t + 0.007t + 6.101$. Así, la elasticidad respecto al ingreso y la semi-elasticidad respecto a la tasa de interés son prácticamente las mismas que las reportadas en la ecuación (1). Los resultados de esta especificación alternativa del sistema se muestran en el Apéndice II.

²⁰ En la ecuación (2) se omite el coeficiente de la tendencia lineal estimado en el vector co-integrador, debido a que no es significativamente distinto de cero.

Werner (2001) se discute ampliamente la correlación histórica que ha existido entre la depreciación cambiaria y la tasa de inflación en México, y muestran evidencia de un efecto positivo de la depreciación del tipo de cambio sobre la tasa de interés de corto plazo. De acuerdo a Martínez et. al. este efecto puede deberse a dos factores. Primero, a que al depreciarse el tipo de cambio, debido a un aumento en la tasa de interés externa o en el riesgo país, ocurre un deterioro de las expectativas de inflación, el cual induce un incremento en la tasa de interés. Por otro lado, en el contexto de un instrumento de política monetaria que afecta las condiciones de mercado a través de una restricción cuantitativa como el “corto”, éste efecto se puede interpretar como producto de la reacción restrictiva de la autoridad monetaria. De esta manera, al observar el efecto de la perturbación externa sobre el tipo de cambio ésta intensifica la restricción monetaria, dado que la depreciación del tipo de cambio es capaz de contaminar las expectativas de inflación y la inflación misma²¹.

Figura 4. Desviaciones de las Relaciones de Largo Plazo, 1996-2007



²¹ Martínez, Sánchez y Werner (2001) estiman la respuesta de la tasa de interés de corto plazo a perturbaciones del tipo de cambio en México de marzo de 1996 a marzo de 2001, obteniendo un efecto positivo y significativo. Además, comparan este resultado con el caso de Nueva Zelanda durante el período en el cual el Banco Central instrumentó la política monetaria con base en el régimen de “Settlement Balances”, encontrando una respuesta cualitativamente igual a la de México.

La Figura 4 muestra las desviaciones del equilibrio de largo plazo de la demanda de saldos reales y de la relación de inflación. En ambos casos es de destacar cómo aproximadamente a mediados de 2001 se observa un cambio en el patrón de comportamiento de las desviaciones de las relaciones de largo plazo. En el caso de la demanda por saldos monetarios reales se observa que las desviaciones del equilibrio parecen presentar menor varianza después del 2001. Por otro lado, las desviaciones respecto a la relación de inflación estimada reflejan claramente el proceso de desinflación ocurrido en México hasta 2001 y la etapa más reciente de estabilidad económica.

4.1.3 Reducción de lo General a lo Específico y Pruebas de Diagnóstico

Dados los resultados de exogeneidad débil es posible concentrar el resto del análisis en el modelo de corrección de error de los saldos monetarios reales y de la inflación, para determinar la dinámica de corto plazo para cada ecuación. Así, para obtener las especificaciones de corrección de error se incluyeron las desviaciones del equilibrio de ambas relaciones de largo plazo en cada ecuación, *i. e.* se dejan fijas las estimaciones de los dos vectores de co-integración presentados en el Cuadro 5. Entonces, se procede aplicando la metodología de lo general a lo específico, como se explico en la sección de metodología econométrica, para determinar la estructura de corto plazo de cada ecuación. Los resultados de aplicar este procedimiento para las ecuaciones de los saldos monetarios reales y de la inflación se resumen en los Cuadros 6 y 7, respectivamente. En el primer panel, se presentan los coeficientes estimados de velocidad de ajuste, seguidos de los coeficientes relacionados a los rezagos de las variables que son incluidas en el modelo final. El segundo panel de resultados muestra las diferentes pruebas de diagnóstico y especificación aplicadas.

De los resultados reportados en el Cuadro 6 se desprende el hecho de que los saldos monetarios reales se ajustan no solo a los desequilibrios en el mercado monetario sino también son impactados por los desequilibrios de la relación de inflación estimada. Además, la velocidad de respuesta es aproximadamente cuatro veces mayor a las desviaciones de la demanda de dinero que a los desequilibrios inflacionarios. Por otro lado, en lo referente a las pruebas de diagnóstico el modelo no presenta síntomas de algún problema en los errores; sin embargo, la única prueba que muestra alguna evidencia de problemas en la especificación del modelo es la prueba de no-linealidades (RESET).

Por su parte, el Cuadro 7 presenta los resultados de la ecuación de las primeras diferencias de la inflación. Como es posible apreciar la ecuación resultante sólo incluye rezagos de las primeras diferencias de los saldos reales y de la inflación. Además, ambos términos de corrección de error resultan significativamente distintos de cero, por lo que los datos soportan la hipótesis de que excesos en el mercado de dinero causan inflación. En el panel inferior del Cuadro 7 se observa como la ecuación de los precios no presenta ningún problema en relación con las distintas pruebas de diagnóstico y especificación a que fue sometido el modelo estimado.

Cuadro 6
Estimación del Modelo Demanda de Saldos Reales enero 1996 mayo 2007
(Variable dependiente: $\Delta(m - p)_t$)

Variables Explicativas	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	valor-p
TCE_{SMR}	-0.551	0.071	-7.738	0.000
$TCE_{inflación}$	-0.123	0.038	-3.197	0.002
$\Delta(m - p)_{t-6}$	0.187	0.053	3.505	0.001
Δy_{t-1}	0.110	0.054	2.060	0.042
Δy_{t-6}	0.117	0.048	2.421	0.017
Δy_{t-9}	0.137	0.057	2.404	0.018
Δy_{t-10}	0.267	0.055	4.876	0.000
Δi_{t-6}	0.115	0.054	2.140	0.035
Δi_{t-7}	-0.143	0.054	-2.652	0.009
Δi_{t-9}	-0.240	0.057	-4.250	0.000
Δi_{t-10}	-0.169	0.058	-2.909	0.005
Δi_{t-11}	-0.108	0.055	-1.972	0.051
Δi_{t-12}	-0.152	0.054	-2.821	0.006
$\Delta^2 p_{t-2}$	0.061	0.034	1.807	0.074

	Estadístico	valor-p
R^2	0.960	
$R^2_{ajustada}$	0.949	
Error Estándar	0.012	
Normalidad (Jarque-Bera)	0.810	0.667
Breusch-Godfrey Prueba LM de Correlación Serial		
F(12,71)	0.680	0.766
$\chi^2(12)$	10.867	0.540
ARCH Test		
F(12,99)	1.228	0.275
$\chi^2(12)$	14.513	0.269
Prueba de White de Heteroscedasticidad		
F(69,54)	0.825	0.748
$\chi^2(69)$	36.215	0.683
RESET		
F(1,93)	2.520	0.116
$\chi^2(1)$	3.213	0.073

Donde:

$$TCE_{SMR} \equiv (m_{t-1} - p_{t-1}) - 0.189y_{t-1} + 0.194i_{t-1} - 0.007t - 4.727;$$

$$TCE_{inflación} \equiv \Delta p_{t-1} + 0.257y_{t-1} - 0.459i_{t-1} - 1.244.$$

Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas y una más correspondiente a diciembre de 1999.

Cuadro 7
Estimación del Modelo de Cambio en la Inflación enero 1996 mayo 2007
(Variable dependiente: $\Delta^2 p_t$)

Variables Explicativas	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	valor-p
TCE_{SMR}	0.261	0.120	2.165	0.033
$TCE_{inflación}$	-0.551	0.060	-9.118	0.000
$\Delta(m-p)_{t-1}$	0.266	0.131	2.028	0.045
$\Delta(m-p)_{t-2}$	0.293	0.112	2.604	0.011
$\Delta(m-p)_{t-6}$	0.249	0.093	2.673	0.009
$\Delta(m-p)_{t-9}$	0.289	0.093	3.124	0.002
$\Delta^2 p_{t-5}$	0.196	0.055	3.563	0.001

	Estadístico	valor-p
R^2	0.820	
$R^2_{ajustada}$	0.782	
Error Estándar	0.022	
Normalidad (Jarque-Bera)	1.151	0.562
Breusch-Godfrey Prueba LM de Correlación Serial		
F(12,92)	0.660	0.785
$\chi^2(12)$	10.067	0.610
ARCH Test		
F(12,102)	0.671	0.776
$\chi^2(12)$	8.411	0.752
Prueba de White de Heteroscedasticidad		
F(29,97)	1.344	0.144
$\chi^2(29)$	36.413	0.162
RESET		
F(1,103)	0.225	0.636
$\chi^2(1)$	0.277	0.599

Donde:

$$TCE_{SMR} \equiv (m_{t-1} - p_{t-1}) - 0.189y_{t-1} + 0.194i_{t-1} - 0.007t - 4.727;$$

$$TCE_{inflación} \equiv \Delta p_{t-1} + 0.257y_{t-1} - 0.459i_{t-1} - 1.244.$$

Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas y cuatro más correspondientes a diciembre de 1996, diciembre de 1998, enero 2001 y enero 2005.

Por último, en las Figuras 5 y 6 se ilustran los resultados de las pruebas de estabilidad para la ecuación de los saldos reales y de la inflación, respectivamente. En el panel (a) se presentan los resultados de los residuales recursivos, las pruebas CUSUM y CUSUM de los Cuadrados, mientras que en el panel (b) se muestran las estimaciones de los coeficientes recursivos. Como puede apreciarse en ninguno de los casos parece existir evidencia de inestabilidad en la estimación de las ecuaciones, los estadísticos CUSUM y CUSUM de los cuadrados en todos los casos se mantienen dentro de las bandas de significancia del 5%, mientras que los residuales recursivos presentan sólo un

par de puntos que salen de las bandas de dos errores estándar en el caso de la ecuación de los saldos reales.

4.1.4 Funciones Impulso Respuesta Generalizadas

Una vez evaluadas las ecuaciones estimadas, se realiza el ejercicio de simulación tipo impulso-respuesta con el fin de observar el proceso de ajuste dinámico de los saldos monetarios reales y la inflación implicado por las estimaciones. Específicamente, se observa la respuesta de los saldos reales y la inflación a incrementos permanentes del índice de producción industrial y de los Cetes a 28 días.

Para observar la respuesta de cada variable es necesario modelar la retroalimentación existente entre las ecuaciones estimadas. Por lo tanto, se crea un modelo conteniendo las ecuaciones resumidas en los Cuadros 6 y 7, de donde es posible simular la respuesta de los saldos reales y de la inflación a un incremento permanente de:

- i. 10% en el índice de producción industrial;
- ii. 1 punto porcentual en la tasa de interés.

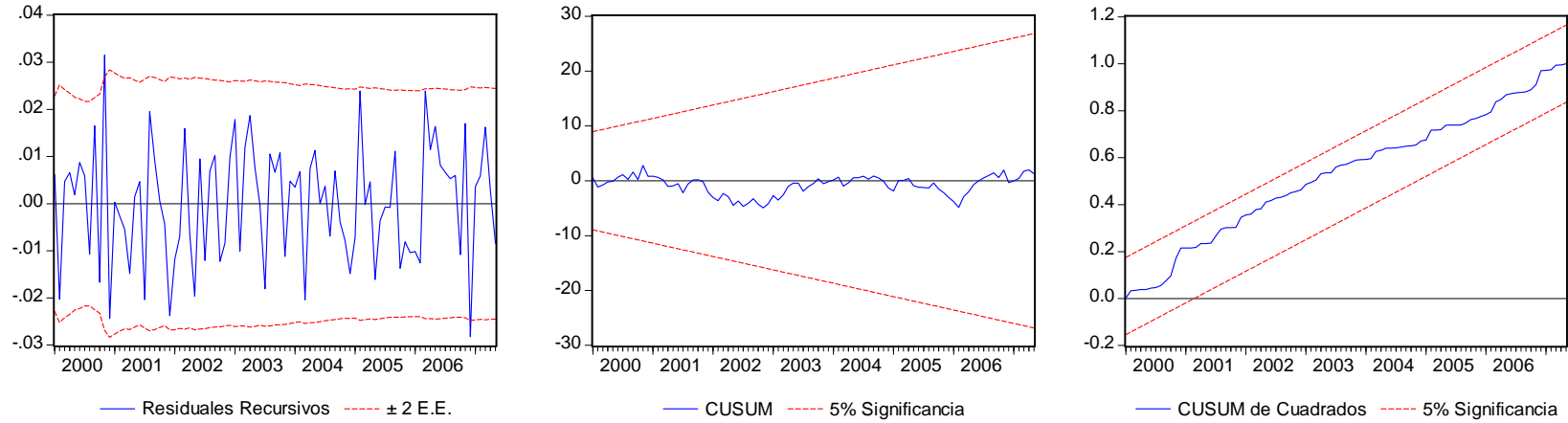
Específicamente, siguiendo la metodología descrita en la tercera sección, cada relación impulso-respuesta se obtiene por medio de simulaciones dinámicas como sigue:

- i. Simulación base. Se lleva a cabo la simulación del modelo con los valores observados del índice de producción y de la tasa de interés.
- ii. Simulación alterada. Se simula el modelo modificando los valores históricos del índice de producción industrial o de la tasa de interés, según el caso, definidos de acuerdo a cada experimento.
- iii. La respuesta de las variables endógenas (saldos monetarios reales e inflación) ante el incremento permanente de una de las variables exógenas (índice de producción y tasa de interés) se calcula como la diferencia entre la simulación alterada y la simulación base.

En las Figuras 7 y 8 se muestra la respuesta de billetes y monedas en términos reales a choques del índice de producción industrial y de los Cetes a 28 días, respectivamente. La línea horizontal marcada en las Figuras 7 y 8 representa la respuesta de largo plazo de billetes y monedas ante los choques de la variable respectiva. En el caso del choque de 10 por ciento de la producción industrial, dada la elasticidad ingreso de largo plazo estimada de 0.189 en la ecuación (1), la respuesta de billetes y monedas corresponderá a un incremento de $0.189 * 0.10 = 0.0189$ por ciento en el largo plazo (véase Figura 7). Análogamente, la Figura 8 muestra como ante un aumento de un punto porcentual en los Cetes a 28 días, la respuesta en el largo plazo de billetes y monedas será precisamente la de la semi-elasticidad estimada multiplicada por el tamaño del choque, $-0.194 * 0.01 = -0.00194$. Ante ambos choques, la mayor variación de los saldos monetarios reales se da en el décimo mes, y en aproximadamente 2 años los saldos reales alcanzan su respuesta de largo plazo.

Figura 5. Pruebas de Estabilidad: Ecuación Saldos Monetarios Reales

(a). Residuales recursivos, CUSUM y CUSUM de los cuadrados



(b). Coeficientes Recursivos

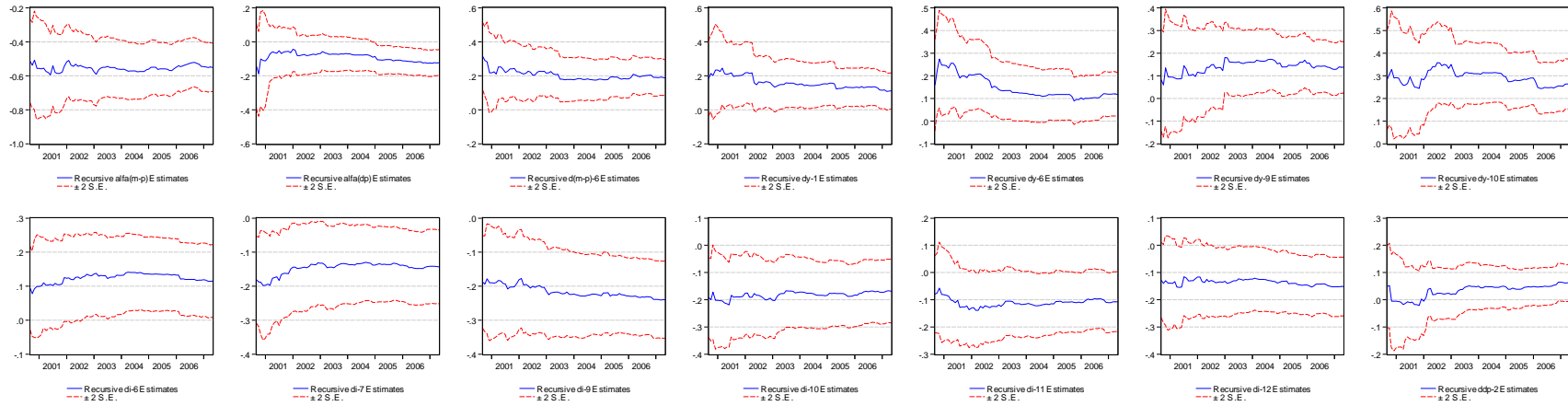
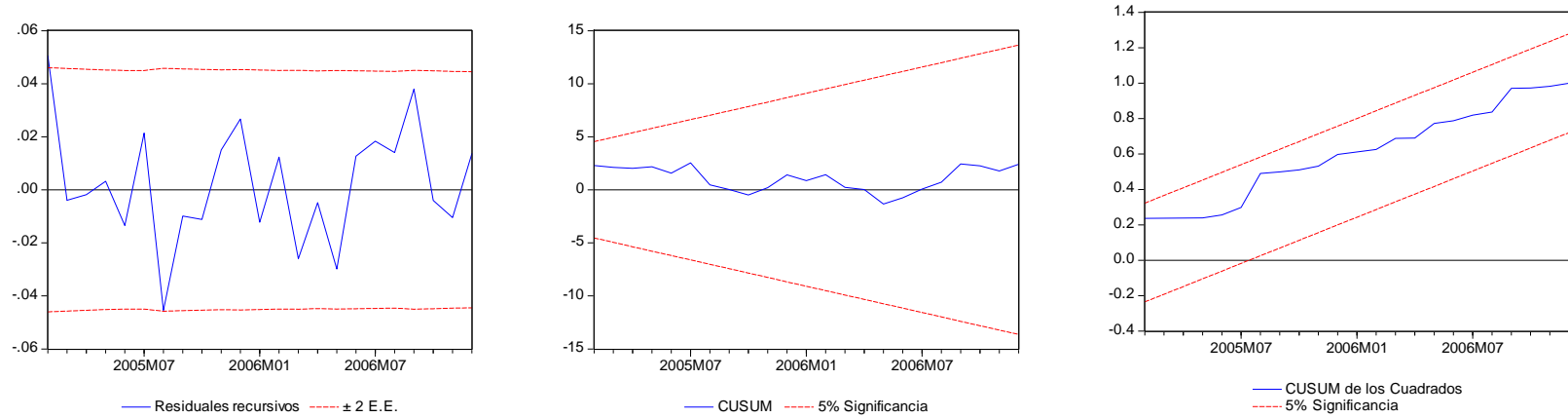


Figura 6. Pruebas de Estabilidad: Ecuación Cambio en la Inflación

(a). Residuales recursivos, CUSUM y CUSUM de los cuadrados



(b). Coeficientes Recursivos

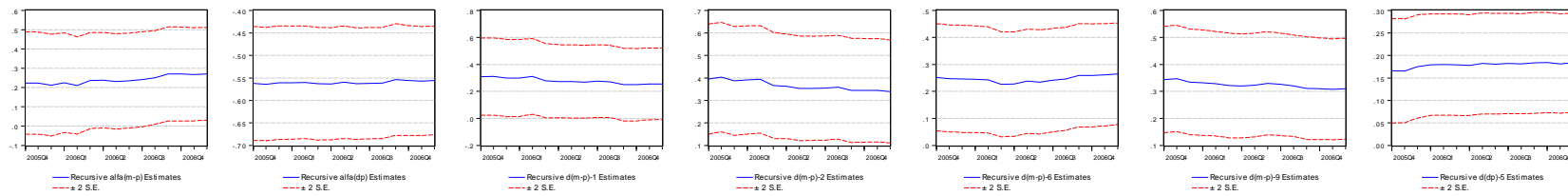


Figura 7. Respuesta de Billetes y Monedas a un choque permanente de 10% al Índice de Producción Industrial

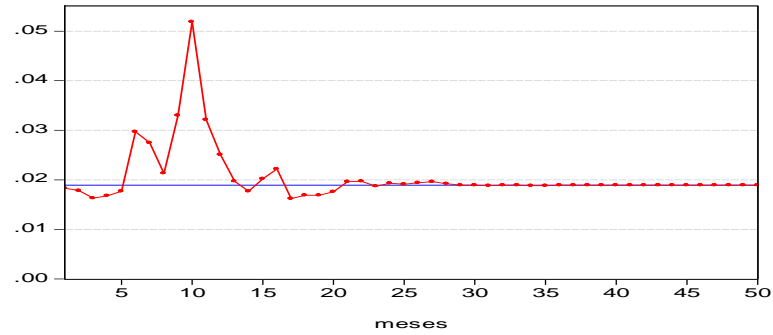


Figura 8. Respuesta de Billetes y Monedas a un choque permanente de 1 punto porcentual en la tasa de interés

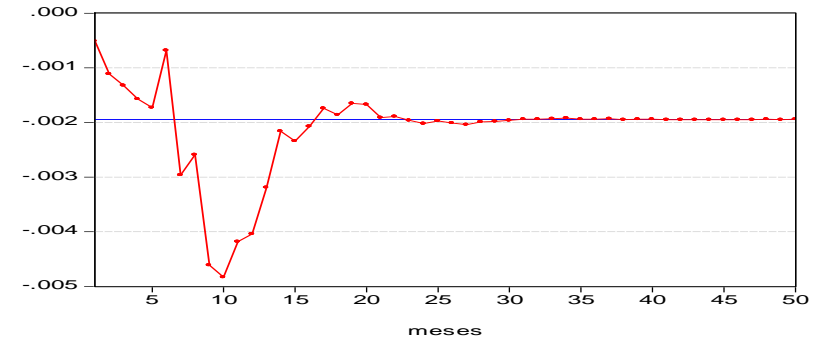


Figura 9. Respuesta de la Inflación a un choque permanente de 10% al Índice de Producción Industrial

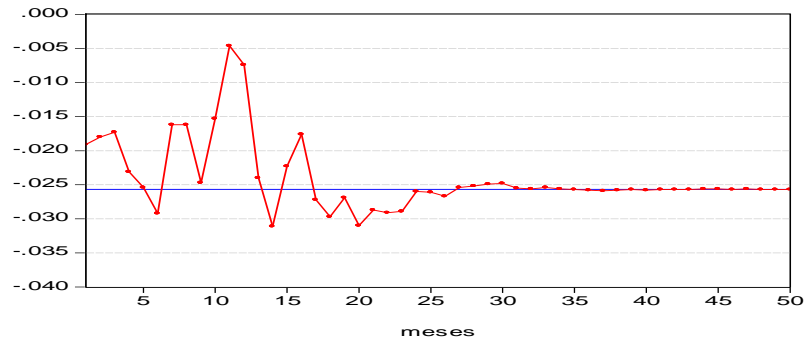
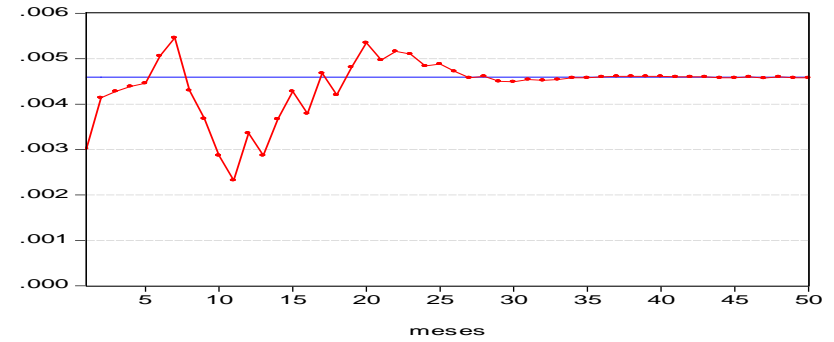


Figura 10. Respuesta de la Inflación a un choque permanente de 1 punto porcentual en la tasa de interés



Consideremos ahora la respuesta de la inflación ante los choques simulados del índice de producción y de la tasa de interés. Los resultados se resumen en las Figuras 9 y 10; como en el caso anterior las líneas horizontales corresponden a la respuesta de largo plazo de la inflación ante los diferentes impactos. La mayor variación de la inflación ante el choque del índice de producción se da en el catorceavo mes, mientras que la mayor variación de la inflación ante el choque de la tasa de interés se da en el séptimo mes. En un poco más de 2 años la inflación alcanza su respuesta de largo plazo: $(-0.257) * (0.10) = -0.0257$ en el caso del impacto de la producción industrial, y $(0.459) * (0.01) = 0.00459$, en el de la tasa de interés.

4.2 Demanda por Dinero: Su Persistencia y la Expectativa de Inflación que la Sustenta

En la sección anterior se ha estimado una demanda por saldos reales bien comportada, así como una ecuación de la inflación que depende de las variables del mercado monetario para el período de enero de 1996 a mayo de 2007. Como se mencionó al inicio de este documento, el principal objetivo del estudio es responder ¿Qué características tiene la demanda por base monetaria que le imprimen una persistencia peculiar? y ¿Qué expectativas de inflación han sustentado su crecimiento? Así, en esta sección se busca dar respuesta a estos cuestionamientos en base a los resultados obtenidos en el apartado anterior.

4.2.1 La Persistencia del Crecimiento de la Base Monetaria

En este apartado se busca verificar si la demanda por saldos monetarios reales puede explicar el crecimiento monetario descrito con anterioridad. Dada la demanda de dinero estimada, que en el corto plazo se ajusta tanto a los desequilibrios de la demanda de dinero de largo plazo como a las desviaciones de la relación de inflación determinada por el análisis de co-integración, entonces se busca verificar si esta demanda es consistente con el crecimiento monetario ilustrado en la introducción. Se procede a realizar un ejercicio de simulación y pronóstico que nos permita verificar si nuestra estimación es congruente con el crecimiento mostrado por la base monetaria.

4.2.1.1 Simulación del Crecimiento Monetario 1998-2007

Para determinar si la especificación de la demanda por saldos reales, resumida en el Cuadro 6, imita bien el comportamiento de la base monetaria mostrado en la Figura 1, se llevan a cabo simulaciones estáticas y dinámicas de enero de 1998 hasta mayo de 2007. Las simulaciones son efectuadas a partir de enero de 1998 debido a que las primeras observaciones de las variables se toman como valores iniciales, además cabe señalar que de las simulaciones es posible obtener directamente el valor simulado de billetes y monedas en términos nominales, por lo que el crecimiento anual se construye como la diferencia entre el mes correspondiente y su valor respectivo del año anterior.

Los resultados de las simulaciones estática y dinámica se comparan con la tasa de crecimiento anual de los datos observados de billetes y monedas en las Figuras 11 y 12. Como puede apreciarse, ambas simulaciones dan un muy buen seguimiento del comportamiento mostrado por los saldos monetarios en el período de análisis. En particular, el modelo estimado de la demanda de dinero capta muy bien el crecimiento monetario ocurrido en 2006, sobretodo en el caso de la simulación estática.

Figura 11. Crecimiento Mensual de Billetes y Monedas Nominal y Simulación Estática

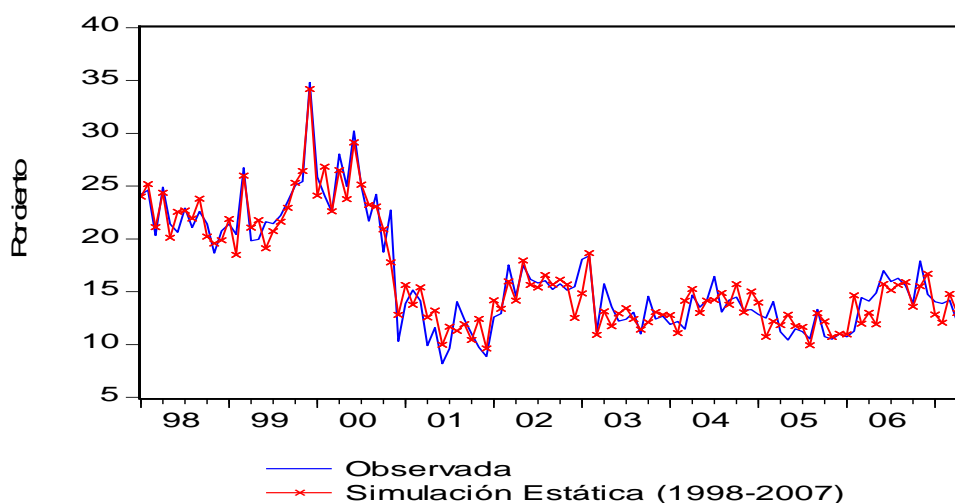
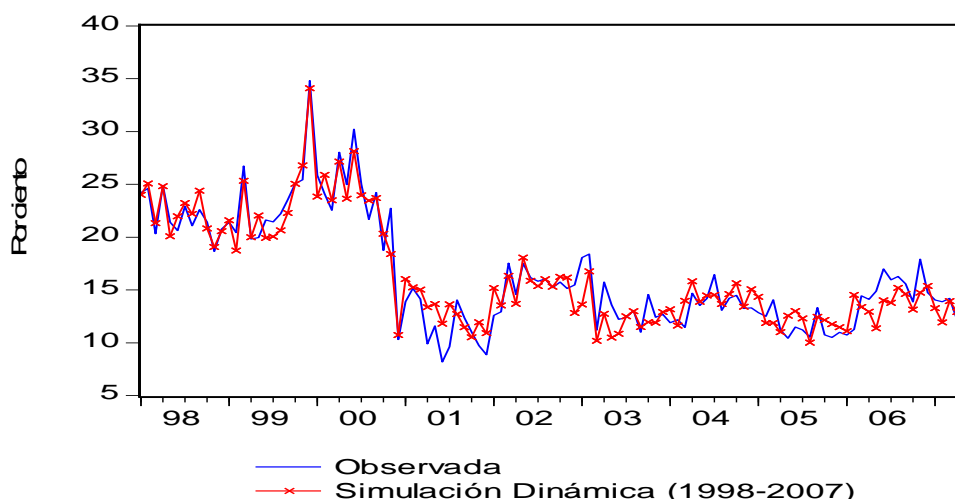
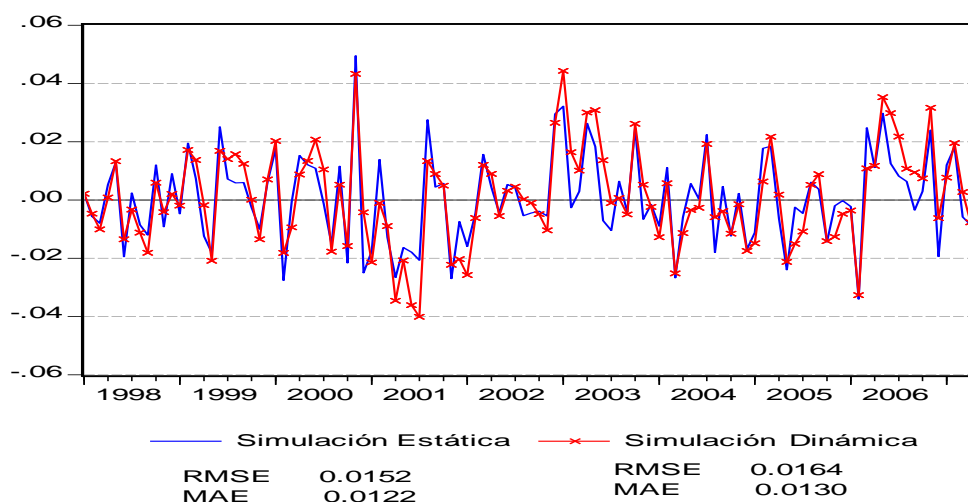


Figura 12. Crecimiento Mensual de Billetes y Monedas Nominal y Simulación Dinámica



En la Figura 13 se comparan los errores de las simulaciones y en la parte inferior se presentan dos medidas tradicionales de comparación entre pronósticos, la raíz del error cuadrático medio (RMSE) y el error absoluto medio (MAE)²². En general, la trayectoria de los errores es muy semejante entre las dos simulaciones, a pesar de que por construcción se espera que la simulación estática realice un mejor seguimiento de los datos observados, debido a que es un conjunto de pronósticos de un paso hacia adelante. De hecho, las diferencias del error cuadrático medio y del error absoluto medio son muy pequeñas entre ambas simulaciones, lo cual es una señal del buen desempeño del modelo estimado de la demanda por saldos reales.

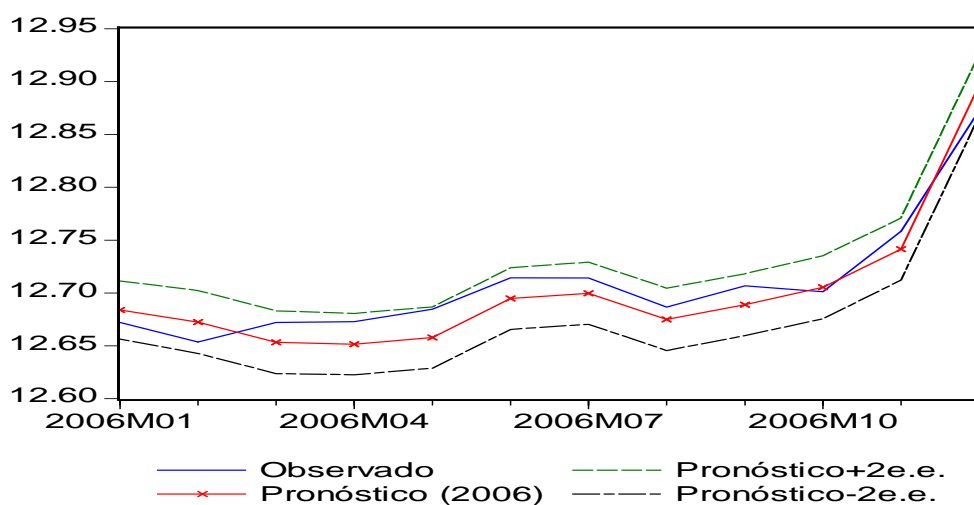
²² Los valores reportados del RMSE (Root Mean Squared Error) y MAE (Mean Absolute Error) son calculados sobre los errores entre el crecimiento anual simulado y el observado.

Figura 13. Errores de la Simulación

4.2.1.2 Pronóstico Ex-post (2006).

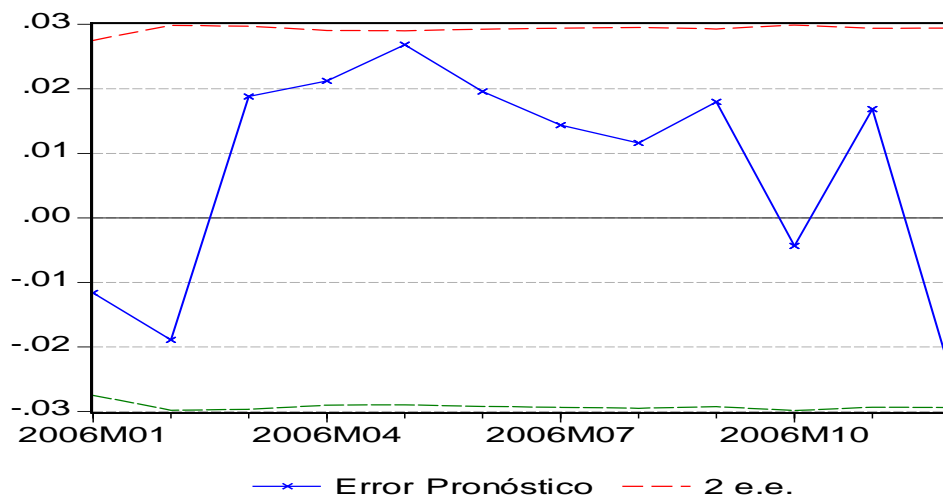
Como ejercicio complementario para evaluar qué tanto capturan estas estimaciones de la demanda de dinero la conducta observada por la base monetaria en 2006, se calcula el pronóstico del crecimiento de los billetes y monedas que hubiera sido proyectado para dicho período por el modelo. Para ello se lleva a cabo un ejercicio de pronóstico donde el modelo estimado para toda la muestra es re-estimado de enero de 1996 hasta diciembre de 2005, dejando el año de 2006 para ser pronosticado.

En la Figura 14 se compara el pronóstico de billetes y monedas con su valor observado, donde además se incluyen las bandas de dos errores estándar alrededor del pronóstico. Como puede apreciarse el valor observado siempre se mantiene dentro de las bandas, por lo que el modelo predice con una probabilidad del 95% el valor observado de billetes y monedas.

Figura 14. Billetes y Monedas Nominal: Observado y Pronóstico, 2006.

La Figura 15 presenta los errores de pronóstico junto con las bandas de 95% de confianza (dos errores estándar) para el mismo ejercicio de pronóstico. Puede observarse que los errores de pronóstico siempre se encuentran dentro de las bandas de dos errores estándar, a pesar de que las observaciones de marzo a septiembre tienden a la subestimación.

Figura 15. Errores del Pronóstico de Saldo de Billetes y Monedas Nominal, 2006.



De acuerdo a los resultados presentados en esta sección podemos concluir que el crecimiento monetario observado a lo largo del periodo bajo estudio puede ser explicado por el modelo de los saldos monetarios reales estimado en este trabajo. En particular, el crecimiento de la base monetaria en 2006 es pronosticado con una probabilidad del 95% por el modelo estimado de la demanda de saldos reales. Estos resultados aunados al análisis tipo impulso-respuesta realizado, nos permite concluir que el crecimiento de la base monetaria en el 2006 puede entenderse por las caídas sostenidas en la tasa de interés a partir de mediados de 2005 y por la recuperación del crecimiento del producto en el 2006.

4.2.2 Expectativas de Inflación que Sustentan la Base Monetaria

En esta sección se intenta responder la segunda interrogante planteada en el estudio, ¿Qué expectativas de inflación han sustentado el crecimiento de la base monetaria?. Así, del vector de corrección de errores estimado y bajo el supuesto de expectativas racionales, el cual se verificará empíricamente, es posible tener una especificación del cambio en las expectativas de inflación en términos de las variables consideradas en el mercado monetario para México a lo largo del período contemplado.

Para poder interpretar la ecuación estimada del cambio en la inflación como una representación del cambio en las expectativas de inflación, como se discute en la metodología, supondremos que las expectativas se forman racionalmente. Por tanto, en el siguiente apartado se busca confirmar mediante pruebas estadísticas que la ecuación estimada verdaderamente corresponde a un modelo de las expectativas de inflación.

4.2.2.1 Verificación de la Racionalidad de las Expectativas de Inflación

Dado que como se ha mostrado en el Cuadro 7, los errores de la ecuación estimada no presenta ningún problema pasando todas las pruebas de diagnóstico y especificación,

entonces se procede para comprobar si los agentes podrían haber mejorado su pronóstico del cambio en la inflación por encima de lo que implica la ecuación estimada, es decir si se está empleando toda la información disponible. Se verifica si información adicional que podría ser utilizada por los agentes para actualizar su pronóstico de la inflación –es decir, si variables disponibles en el conjunto de información I_{t-1} – mejora el poder explicativo de la ecuación estimada del cambio en la inflación. Entonces, se procede a verificar si la ecuación de inflación estimada puede interpretarse como un mecanismo racional de formación de expectativas, en base a los siguientes ejercicios.

1. *Prueba de variables omitidas.* Sobre la ecuación resumida en el Cuadro 7 se prueba si los rezagos del tipo de cambio en primeras diferencias aportan alguna información que mejore la estimación de la ecuación del cambio en la inflación. A su vez se efectúa esta misma prueba para los rezagos de las primeras diferencias de $(m-p)_t$, y_t , e_t , y la segunda diferencia de p_t , que no fueron incluidos en la ecuación preferida del cambio en la inflación. Si alguna de las variables incluidas mejora la estimación entonces es posible afirmar que la ecuación del Cuadro 7 no es un mecanismo racional para la formación de expectativas.

Los resultados de las pruebas de variables omitidas se resumen en el Cuadro 8. En todos los casos, tanto cuando se incluyen las variables en forma individual como en forma conjunta, no es posible rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes de las variables adicionales en la ecuación del cambio en la inflación son cero. Por tanto, en base a esta prueba se puede concluir que no existe información adicional que mejore el poder predictivo del modelo en la ecuación resumida en el Cuadro 7.

Cuadro 8
Verificación de la Racionalidad: Prueba de Variables Omitidas

Variables	Rezagos	Estadístico-F	valor-p	Cociente de Verosimilitud	valor-p
Tipo de Cambio	1-12	0.623	0.818	10.045	0.612
Precios	1-4, 6-12	0.694	0.677	6.209	0.516
Billetes y monedas Reales	3-5, 7-8, 10-12	0.340	0.888	2.159	0.827
IVPI	1-12	0.966	0.473	11.117	0.268
CETES 28 días	1-12	0.588	0.804	6.890	0.649
Prueba Conjunta*		0.690	0.893	43.988	0.269

Se incluyen todas las variables anteriores y todos los rezagos señalados de cada una de ellas. Todas las variables se introducen en primeras diferencias.

2. *Prueba de variables omitidas sobre residuales.* En esta segunda prueba se corrió una regresión utilizando a los residuales de la ecuación en el Cuadro 7 como variable dependiente contra diferentes combinaciones de rezagos en primeras diferencias de $(m-p)_t$, y_t , i_t , y del tipo de cambio, y las segunda diferencia de p_t . De forma análoga a la prueba de variables omitidas, si alguna de estas variables tuviera algún poder explicativo sobre los residuales, entonces podría afirmarse que la ecuación estimada no es un mecanismo racional para formar expectativas, puesto que excluye información relevante para pronosticar el cambio en la inflación.

Específicamente, se probaron $(13)^5$ diferentes combinaciones de rezagos de estas variables, tomando desde cero hasta 12 rezagos de cada una de éstas para elegir la especificación con el menor AIC. Sin embargo, el modelo con el mejor AIC sólo incluye una constante, dejando fuera cualquiera de las combinaciones de rezagos

probadas. En el Cuadro 9, a manera de ejemplo, se muestran los resultados de la estimación que sólo incluye un rezago de las primeras diferencias de cada variable considerada, dado que es la especificación con el segundo mejor AIC²³. Como puede apreciarse, los coeficientes resultan ser no significativos. Así, se puede concluir de esta prueba que no existe información adicional, respecto al modelo estimado en el Cuadro 7, que mejore el ajuste del cambio en la inflación.

Cuadro 9
Verificación de la Racionalidad de las Expectativas: Prueba de Variables Omitidas sobre Residuales

Variable dependiente: Residuales cuadro 7				
	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico-t	valor-p
$\Delta(m-p)_{t-1}$	-0.005	0.033	-0.136	0.892
Δy_{t-1}	0.008	0.048	0.163	0.871
Δi_{t-1}	-0.077	0.087	-0.883	0.379
$\Delta^2 p_{t-1}$	0.043	0.039	1.084	0.280
ΔTC_{t-1}	0.054	0.077	0.705	0.482
R^2	0.016			
$R^2_{ajustada}$	-0.016			
Error Estándar	0.021			

Donde TC se define como el logaritmo del tipo de cambio peso-dólar

Dado que la conclusión de las dos pruebas aplicadas sobre el modelo del cambio en la inflación coincide, entonces podemos concluir que no existe información adicional que mejore el poder predictivo de este modelo, por lo cual puede afirmarse que la ecuación del cambio de la inflación, es estadísticamente congruente con la formación racional de las expectativas de inflación.

4.2.2.2 Cálculo de las Expectativas de Inflación

Una vez que en los apartados anteriores se ha estimado una ecuación para los cambios en la inflación que es influida por los desequilibrios en la demanda por saldos reales y por los desequilibrios de la relación de inflación estimada, y verificado estadísticamente que esta ecuación puede ser interpretada como un mecanismo de formación de expectativas, aquí se procede a calcular y comparar las expectativas de inflación resultantes del modelo estimado con la inflación observada.

En las Figuras 16 y 17 se muestran las simulaciones estática y dinámica de enero de 1998 a mayo de 2007, de las expectativas de inflación mensuales²⁴. Puede apreciarse como las expectativas de inflación mensual simuladas siguen muy de cerca la trayectoria de la tasa de inflación observada en el período. Aunque parece contra intuitivo, las expectativas obtenidas de la simulación dinámica, en promedio, tienen un

²³ Se probaron (13)⁵ combinaciones de los rezagos sin incluir constante en la especificación, debido a que la variable dependiente son los residuales. Adicionalmente se probó una especificación donde sólo se incluye una constante, no significativa, que resultó ser la especificación con el menor AIC.

²⁴ Las simulaciones arrojan directamente el valor del nivel de precios, del cual es posible calcular fácilmente las expectativas de inflación mensual y anual. Las simulaciones parten de enero de 1998 para dejar las primeras observaciones de la muestra como condiciones iniciales.

mejor seguimiento de la inflación observada. La Figura 18 muestra los errores de las simulaciones, así como la raíz del error cuadrático medio y el error absoluto promedio en la parte inferior. De estos dos estadísticos, se puede concluir que la simulación dinámica realiza un mejor pronóstico. Sin embargo, puede apreciarse que el error de la simulación dinámica tiene períodos largos donde sobreestima o subestima a la inflación observada, mientras que el error de la simulación estática presenta un comportamiento más parecido a un ruido blanco.

Por otro lado, en la Figura 19 se ilustran las expectativas anuales de inflación, mientras que en la Figura 20 se presentan los errores de la simulación junto con las medidas ya mencionadas para comparar pronósticos. Las simulaciones de las expectativas de inflación anual muestran claramente el proceso de desinflación que se registró desde finales de los noventa. En este caso resulta evidente que la simulación estática es la que realiza el mejor pronóstico de la inflación anual efectivamente observada a lo largo del período de estudio. La Figura 20 muestra clara evidencia al respecto, además de que los estadísticos correspondientes a la simulación dinámica son más de tres veces los de la simulación estática.

Figura 16. Inflación Mensual Observada y Simulación Estática

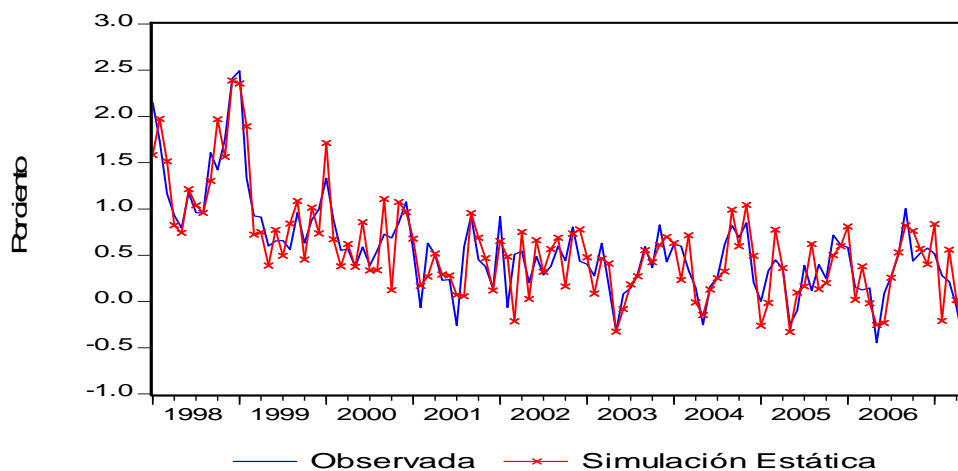


Figura 17. Inflación Mensual Observada y Simulación Dinámica

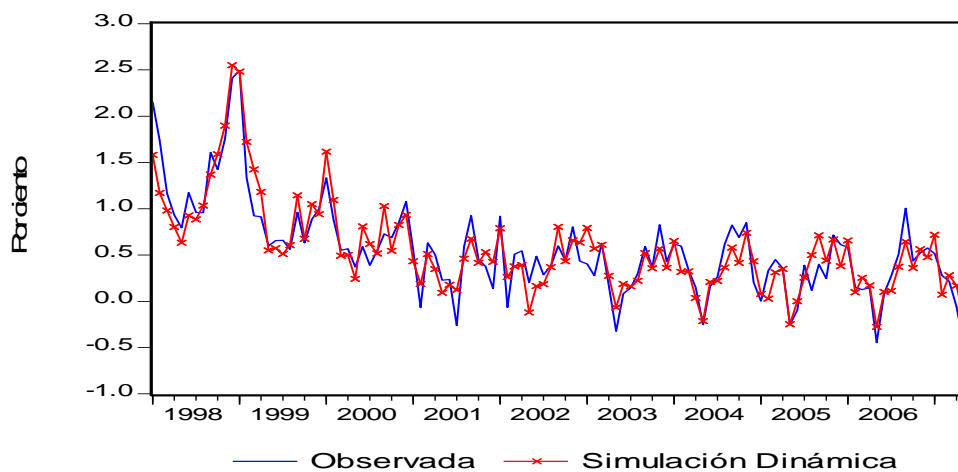


Figura 18. Errores de la Simulación de la Inflación Mensual

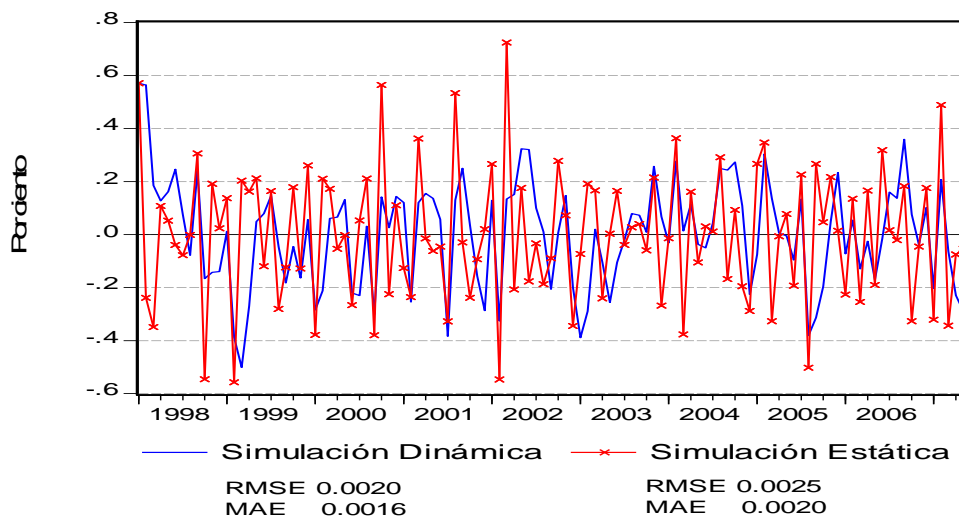


Figura 19. Inflación Anual Observada y Simulaciones Estática y Dinámica

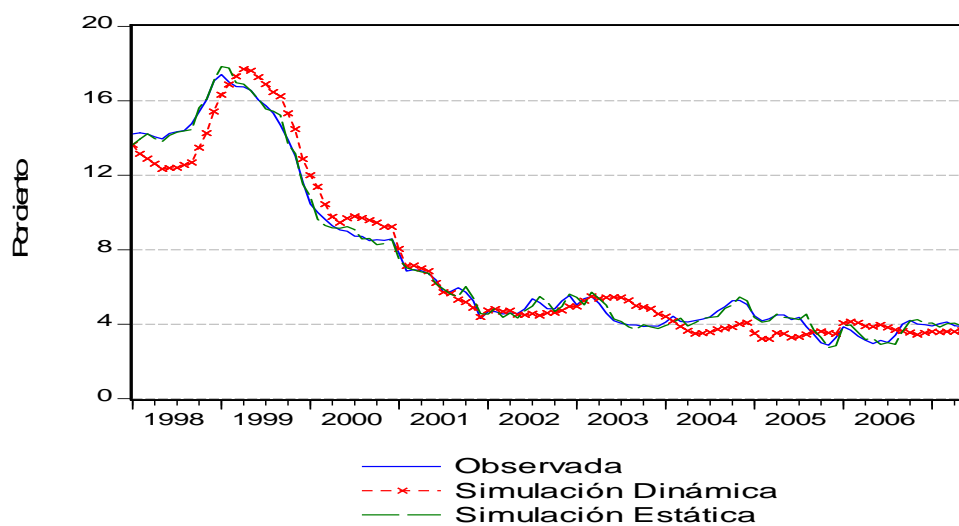
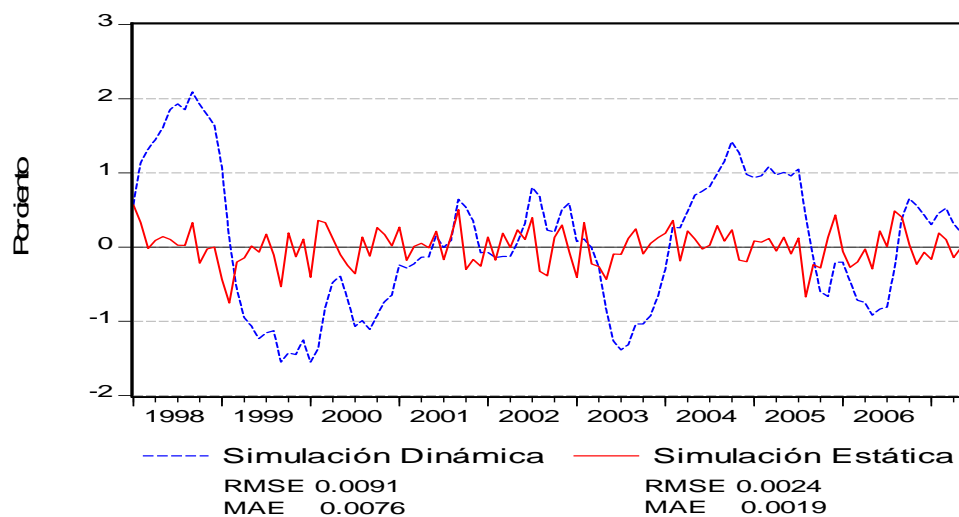


Figura 20. Errores de la Simulación de la Inflación Anual



Con fines de llevar a cabo un análisis más detallado de las expectativas de inflación obtenidas de las simulaciones, en el Cuadro 10 éstas se comparan con la inflación observada mensual y anual, así como con las expectativas de inflación recabadas por la encuesta del Banco de México de enero de 2006 a mayo de 2007.

Cuadro 10
Inflación Simulada, Inflación Esperada e Inflación Observada

mes	Tasa de Inflación Mensual				Tasa de Inflación Anual			
	Simulación		Expectativa*	Observada	Simulación		Expectativa*	Observada
	Estática	Dinámica			Estática	Dinámica		
Ene-06	0.81	0.66	0.54	0.58	3.92	4.06	3.54	3.86
Feb-06	0.02	0.10	0.23	0.15	3.95	4.13	3.47	3.68
Mar-06	0.38	0.25	0.10	0.13	3.55	4.07	3.50	3.36
Abr-06	-0.02	0.17	0.18	0.15	3.17	3.89	3.53	3.15
May-06	-0.26	-0.28	-0.41	-0.45	3.25	3.87	3.68	2.95
Jun-06	-0.23	0.10	0.14	0.09	2.92	3.97	3.71	3.13
Jul-06	0.26	0.11	0.28	0.27	3.01	3.83	3.58	3.02
Ago-06	0.53	0.37	0.42	0.51	2.92	3.70	3.59	3.41
Sep-06	0.82	0.65	0.81	1.00	3.61	3.63	3.52	4.01
Oct-06	0.76	0.36	0.55	0.44	4.17	3.55	3.29	4.20
Nov-06	0.57	0.56	0.53	0.52	4.24	3.44	3.50	4.01
Dic-06	0.40	0.48	0.45	0.58	4.04	3.54	3.49	3.97
Ene-07	0.84	0.72	0.52	0.52	4.07	3.60	3.56	3.90
Feb-07	-0.21	0.07	0.29	0.28	3.84	3.57	3.52	4.03
Mar-07	0.56	0.28	0.21	0.22	4.02	3.60	3.56	4.12
Abr-07	0.02	0.17	-0.05	-0.06	4.06	3.60	3.61	3.91
May-07	-0.44	-0.20	-0.40	-0.49	3.88	3.67	3.74	3.87
Promedios								
2006	0.34	0.29	0.32	0.33	3.56	3.81	3.53	3.56
2007	0.15	0.20	0.11	0.09	3.97	3.61	3.60	3.97
2006-2007	0.28	0.26	0.26	0.26	3.68	3.75	3.55	3.68

* Expectativas de inflación recabadas por la encuesta del Banco de México. La expectativa mensual responde a las del mes en curso, mientras que la expectativa anual es la inflación que se espera dentro de un año.

En lo que se refiere a la inflación mensual, en promedio las expectativas de la simulación dinámica logran un mejor desempeño que la estática, y concuerda en el promedio de enero de 2006 a mayo de 2007 con las expectativas recabadas por el Banco de México y con la inflación observada, como es posible apreciar al final del Cuadro 10.

Por otro lado, de la columna seis a la nueve del Cuadro 10, se realiza la comparación de las simulaciones de las expectativas de inflación anual con la observada y con las expectativas de la encuesta del Banco de México. Las expectativas de la simulación estática y la inflación observada son las mismas en los tres promedios contemplados (a dos dígitos), mientras que la simulación dinámica en promedio sobrestima la inflación en 2006 y la subestima en los períodos contemplados de 2007.

Así, se ha mostrado que es posible estimar una ecuación del cambio en la inflación que se determina junto a la demanda de saldos monetarios reales, e interpretarla como una ecuación del cambio en las expectativas racionales de inflación. De acuerdo a los resultados de las simulaciones tenemos que las expectativas de la inflación mensual simuladas predicen tan bien la inflación observada como las expectativas recabadas por la encuesta del Banco de México, mientras que las expectativas de la inflación anual simuladas en promedio son iguales a la inflación observada.

5 Conclusiones

En este trabajo se ha buscado responder a un par de interrogantes, ¿Qué características tiene la demanda por base monetaria que le imprimen una persistencia peculiar?, y ¿Qué expectativas de inflación han sustentado su crecimiento?, originalmente planteadas por Ramos–Francia y Santaella (2003). Para esto se planteó un sistema para estimar la demanda de saldos reales y probar las propiedades de exogeneidad débil de los precios, y así poder estimar una ecuación de la inflación que dependa del mercado monetario y que bajo el supuesto de expectativas racionales pueda ser interpretada como una medida de las expectativas de inflación.

Así, la evidencia muestra que es posible estimar una demanda por saldos reales bien comportada, que en el largo plazo depende del ingreso, aproximado por el índice de producción, y de la tasa de interés de corto plazo aproximada por la tasa de CETES a 28 días. Se muestra que los precios rechazan la exogeneidad débil, por tanto se estima una ecuación de la inflación que depende de las variables del mercado monetario y es verificado estadísticamente que esta ecuación puede ser interpretada como un mecanismo de formación de expectativas. Por otro lado, la producción y la tasa de interés de corto plazo no presentan retroalimentación con los saldos reales y los precios. Entonces, de acuerdo a estos resultados, es posible concluir que la demanda por dinero y las expectativas de inflación en el corto plazo responden tanto a los desequilibrios de la demanda de dinero de largo plazo como a las desviaciones de la relación de inflación determinada por el análisis de co-integración.

Además, se ha presentado evidencia de que el crecimiento monetario observado a lo largo del periodo bajo estudio, puede ser explicado por la demanda de saldos monetarios reales. La mayor respuesta de la demanda por dinero a choques del índice de producción y de la tasa de interés se manifiesta después de 10 meses, y su respuesta de largo plazo ocurre en poco menos de dos años. En particular, el crecimiento de la base monetaria presentado en el 2006 puede entenderse por las caídas sostenidas en la tasa de interés a partir de mediados de 2005 y por la recuperación del crecimiento del producto en el 2006.

Por otro lado, las expectativas de inflación aquí estimadas, realizan un gran seguimiento de la inflación observada. En particular, las expectativas de la inflación mensual simuladas en este trabajo predicen tan bien la inflación observada como las expectativas recabadas por la encuesta del Banco de México, mientras que las expectativas de la inflación anual simuladas, en promedio son iguales a la inflación observada a lo largo del periodo de comparación.

En resumen, el comportamiento de la base monetaria presentado en los últimos años es consistente con la evolución de la demanda por dinero, y se explica por las variaciones sufridas en las variables que la determinan. Además, el hecho de que la ecuación de inflación estimada pueda ser interpretada como de expectativas inflacionarias, implica que la información contenida en las principales variables que describen el mercado monetario puede ser suficiente para efectuar un pronóstico eficiente de la inflación.

6 Referencias

Baba, Y., D. F. Hendry y R. M. Starr (1992), “The Demand for M1 in the USA, 1960-1988”, *Review of Economic Studies*, 59, 25-61.

Banco de México (2001), “Programa de Política Monetaria para 2001”.

Banco de México (2007), “Informe sobre Inflación Julio-Septiembre 2007”.

Baumol, W. J. (1952), “The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, 66, 545-556.

Carstens, A. G. y A. M. Werner (1999), “Mexico’s Monetary Policy Framework Under a Floating Exchange Rate Regime”, Documento No. 9905, serie de documentos de investigación, DGIE, Banco de México.

Chiquiar, D., A. E. Noriega y M. Ramos-Francia (2007), “A Time series Approach to Test a Change in Inflation Persistente: The Mexican Experience”, Documento No. 2007-01, serie de documentos de investigación, DGIE, Banco de México. Por aparecer en *Applied Economics*.

Cuthbertson, K. y Galindo, L. (1999), “The Demand for Money in Mexico”, *The Manchester School*, 67(2), 154-166.

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, 427-431.

Doornik, J., D. F. Hendry y B. Nielsen (1998), “Inference in Cointegrating Models: UK M1 Revisited”, *Journal of Economic Surveys*, 12(5), 533-572.

Duca J. V. y D. D. VanHoose (2004), “Recent developments in understanding the demand for money”, *Journal of Economics and Business*, 56, 247-272.

Enders, W. (1995), *Applied Econometrics Time Series*, John Wiley and Sons, Inc.

Engle, R. F., D. F. Hendry, y J. F. Richard (1983), “Exogeneity”, *Econometrica*, 51, 277-304.

Engle, R. F., y C. W. J. Granger (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.

Ericsson, N. R. (1992), “Cointegration, Exogeneity and Policy Análisis: An Overview”, *Journal of Policy Modeling*, 14(3), 251-280.

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), 289-324.

Fischer, A. M. (1993), "Is Money Really Exogenous? Testing for Weak Exogeneity in Swiss Money Demand", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(2), 248-258.

Fisher, I. (1911), *The Purchasing Power of Money*, London, Macmillan.

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), 37-78.

Harvey, D. I., S. J. Leybourne y A. M. R. Taylor (2006), "Modified Tests for a Change in Persistence", *Journal of Econometrics*, 134, 441-469.

Hendry, D. F. y J. F. Richard (1983), "The Econometrics analysis of economic time series (with discussion)", *International Statistical Review*, 51, 111-163.

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, 833-886.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrated Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Johansen, S. (1992) "Cointegrating in partial systems and the efficiency of single equation analysis", *Journal of Econometrics*, 52(3), 389-402.

Johansen, S. (1995), "Identifying restrictions of linear equations. With applications to simultaneous equations and cointegration", *Journal of Econometrics*, 69(1), 111-132.

Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.

Johansen, S. 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, 169-210.

Johansen, S. y K. Juselius (1994), "Identification of the long-run and short run structure. An application to the IS-LM model", *Journal of Econometrics*, 63, 7-36.

Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press, Inc., New Cork.

Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of employment, Interest, and Money*, London and New York, Macmillan.

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).

MacDonald R. y M. P. Taylor (1992), “A stable US money function, 1874-1975”, *Economics Letters*, (39), 191-198.

MacKinnon, J. G., A. A. Haug y L. Michelis (1999), “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.

Mankiw, G., N. R. Reis y J. Wolfers (2003), “Disagreement about Inflation Expectations”, *NBER Macroeconomics Annual*.

Martinez, L., O. Sánchez y A. Werner (2001), “Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el mecanismo de Transmisión en México”, Documento No. 2001-02, serie de documentos de investigación, DGIE, Banco de México.

Ng, S., y P. Perron (2001), “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.

Ortiz, G. (1980), “La Demanda de dinero en México: Primeras Estimaciones”, Documento de Investigación No. 28, DGIE, Banco de México.

Ortiz, G. (1980), “La Estabilidad de la Demanda de Dinero en México”, Documento de Investigación No. 30, DGIE, Banco de México.

Perron, P. y Z. Qu (2007), “A simple modification to improve the finite sample properties of Ng and Perron's unit root tests”, *Economics Letters*, 94(1), 12-19.

Pesaran, M. H., y Shin, Y. (1998), “Generalized impulse response análisis in linear multivariate models”, *Economics Letters*, 58, 471-506.

Pétursson, T. G. (2000), “The representative household's demand for money in a cointegrated VAR modelo”, *Econometrics Journal*, (3), 162-176.

Ramos-Francia, M. (1993), “The Demand for Money in an instable Economy: A cointegration Approach for the Case of Mexico”, *Discusión Paper Series*, No. 9306, Centro de Investigación Económica, ITAM.

Ramos-Francia, M. y A. Torres (2005), “Reducing inflation through inflation targeting: The Mexican experience”, Documento No. 2005-01, serie de documentos de investigación, DGIE, Banco de México.

Ramos-Francia, M. y J. Santaella (2003), “La Demanda por Base Monetaria: su Persistencia, La Expectativa de Inflación que la Sustenta, y los Equilibrios Inflacionarios Duales”, mimeo.

Ramsey, J. B. (1969), “Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Analysis”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350–371.

Román, F. y A. E. Vela (1996), “La Demanda de Dinero en México”, documento de investigación No. 9602, DGIE, Banco de México.

Schmidt, M. B. (2001), “The long and short of money and prices: a market equilibrium approach”, *Journal of Economics and Business*, 53, 263-583.

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.

Sriram, S. (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, 241-247.

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), 775-778.

7 Apéndices

Apéndice I. Identificación de la Estructura de Largo Plazo.

Como se mencionó en la sección 4, la existencia de dos vectores de co-integración hace relativamente más complicada la identificación de la estructura de largo plazo. Sin embargo, Johansen y Juselius (1994) sugieren que para que la identificación de las relaciones de largo plazo sea empíricamente útil, deben de satisfacerse tres diferentes aspectos de la identificación: (i) *identificación genérica*, la cual está relacionada con el hecho de que el modelo estadístico sea estimable; (ii) *identificación empírica*, relacionada con el valor y significancia de los parámetros estimados; y (iii) *identificación económica*, relacionada a la interpretación económica de los coeficientes estimados de la estructura genérica y empíricamente identificada.

Entonces, para poder identificar la estructura de largo plazo, es necesario imponer restricciones sobre cada una de las dos relaciones de co-integración encontradas que satisfagan los aspectos de la identificación. El primer aspecto de la identificación, *grosso modo*, se cumple al momento en que al imponer las restricciones, los parámetros del primer vector co-integrador, por ejemplo, pueden ser estimados de forma única tal que ninguna combinación lineal del resto de los vectores co-integradores coincida con el vector de la primera relación de co-integración²⁵. En lo referente a la identificación empírica, Juselius (2006) explica: “Un modelo especificado por el valor de los parámetros θ , por ejemplo, está *genéricamente identificado* si θ está contenido en el espacio de los parámetros especificados por las restricciones de identificación. Además, está *empíricamente identificado* si θ no está contenido en algún sub-modelo no identificado”²⁶. Así, una vez que se ha identificado genéricamente el modelo, es posible probar estadísticamente restricciones de sobre-identificación sobre los parámetros, sin embargo, no hay que perder de vista que estas restricciones pueden resultar en un modelo que ya no está identificado genéricamente. El último aspecto de la identificación se refiere a la cuestión de si los coeficientes estimados tienen algún significado económico.

En el Cuadro AI.1 se presentan los resultados de aplicar un conjunto de restricciones sobre los vectores de co-integración, que nos permiten obtener una especificación de la estructura de largo plazo que cumple las tres propiedades de la identificación mencionadas. En la primera columna del Cuadro AI.1 se denomina la restricción que está siendo implementada ($R1$ a $R7$), la segunda columna distingue entre cada una de las dos relaciones de largo plazo, de la tercera a la sexta columna se muestran los valores de los vectores cointegradores mientras que de la séptima hasta la décima columna se muestran las velocidades de ajuste correspondientes. Por último, se presenta el estadístico χ^2 y el valor p en aquellos casos donde las restricciones involucran una prueba estadística.

²⁵ Para cumplir la identificación genérica es necesario que las restricciones sobre los vectores cointegradores satisfagan la condición de rango que es explicada a detalle en Johansen (1995).

²⁶ Formalmente: Sea Ξ un modelo estadístico identificado y sea $\Xi_1 \subset \Xi$ un sub-modelo que no está identificado. Suponga que $\theta \in \Xi$. Si la prueba de cociente de verosimilitud de la hipótesis $\theta \in \Xi_1$ no se rechaza, diremos que θ no está identificado empíricamente. Para más detalles sobre la identificación de la estructura de largo plazo, véase Johansen y Juselius (1994) y Juselius (2006).

Cuadro A1.1
Identificación de la Estructura de Largo Plazo

		Vectores de Co-integración				Velocidad de Ajuste					
		$m-p$	y	i	$d(p)$	$\Delta (m-p)$	Δy	Δi	$\Delta d(p)$	χ^2	valor-p
R1	[1]	1.000	-0.117	0.133	0.093	-0.693	-0.217	0.133	-0.047	--	--
	[2]	-2.031	1.000	-1.878	3.055	-0.032	0.014	0.040	-0.194	--	--
R2	[1]	1.000	-0.117	0.133	0.093	-0.662	-0.230	0.095	0.137	--	--
	[2]	0.619	-0.507	1.000	-1.794	0.057	-0.025	-0.071	0.340	--	--
R3	[1]	1.000	-0.117	0.133	0.093	-0.615	-0.251	0.036	0.421	--	--
	[2]	0.115	0.219	-0.475	1.000	-0.106	0.047	0.132	-0.637	--	--
R4	[1]	1.000	-0.139	0.179	0.000	-0.627	-0.246	0.051	0.348	--	--
	[2]	0.000	0.235	-0.496	1.000	-0.164	0.024	0.136	-0.597	--	--
R5	[1]	1.000	-0.117	0.132	0.095	-0.627	-0.246	0.051	0.348	--	--
	[2]	0.000	0.235	-0.496	1.000	-0.104	0.047	0.131	-0.631	--	--
R6	[1]	1.000	0.000	-0.116	0.594	-0.627	-0.246	0.051	0.348	--	--
	[2]	0.000	0.235	-0.496	1.000	0.209	0.169	0.105	-0.804	--	--
R7	[1]	1.000	0.000	0.238	-0.238	-0.519	-0.367	0.102	0.174296	5.060	0.024
	[2]	0.000	0.045	-0.438	1.000	-0.346	-0.027	0.135	-0.446		

En negritas se muestran los coeficientes significativamente distintos de cero al 10%.

Los vectores de co-integración también incluyen una constante y un término de tendencia lineal que por simplicidad no son reportados.

En el primer panel las restricciones **R1** a **R3** muestran diferentes normalizaciones de los vectores de co-integración sin restricciones, de tal manera que estos vectores no están identificados genéricamente y, como consecuencia, no es posible obtener los errores estándar aunque sí es posible verificar la significancia de las velocidades de ajuste. De acuerdo a los signos de los coeficientes, el primer vector de la restricción **R1** parece representar una demanda de dinero, aumentando con la variable escala y disminuyendo con las medidas del costo de oportunidad.

La relación económica que representa el segundo vector no parece tan evidente, por lo cual se prueban tres diferentes normalizaciones. La primera restricción (**R1**) normaliza respecto al índice de producción industrial, representando lo que podría verse como una ecuación LM, donde el índice de producción mantiene una relación positiva con la cantidad real de dinero y con la tasa de interés. Sin embargo, la velocidad de ajuste es positiva y no significativa (0.014), lo cual implica que no existe retorno al equilibrio. En la restricción **R2** se normaliza respecto a la tasa de interés nominal, esta relación podría interpretarse como una especie de regla de Taylor, sin embargo, el coeficiente de la velocidad de ajuste aunque es negativo no es significativo (-0.071). Por último, en la restricción **R3** se normaliza respecto a la inflación implicando que ésta depende negativamente del índice de producción industrial, posiblemente representando la respuesta ante choques de oferta, y en forma positiva con la tasa de interés nominal, respondiendo a choques de demanda. En este caso, la velocidad de ajuste es significativa y tiene el signo correcto, por lo cual al parecer los datos se ajustan a una

especificación del sistema con dos vectores de co-integración, representando relaciones de largo plazo de la demanda de dinero y de inflación.

Como se mencionó anteriormente, para tener una exacta-identificación de la estructura de las relaciones de largo plazo, es necesario imponer restricciones sobre cada vector co-integrador²⁷. Ahora, de acuerdo a los resultados reportados en la restricción **R3**, lo más natural parece dejar en cero a los coeficientes de la inflación en el primer vector y al de los saldos reales en el segundo vector, ya que bajo tal restricción se especifican a las variables “endógenas” en función de las “débilmente exógenas”, además de que estos coeficientes son los más cercanos a cero. Así, en el segundo panel del Cuadro AI.1, se impone esta estructura en la restricción **R4** que representa una especificación exactamente identificada. Como se puede apreciar todos los coeficientes de ambos vectores de co-integración son estadísticamente distintos de cero y con los signos correctos, además los signos y la significancia de las velocidades de ajuste son las adecuadas, y están de acuerdo a la teoría económica. Por lo tanto, esta especificación de la estructura de largo plazo cumple con las tres propiedades de la identificación, por lo cual es la que se presenta y discute con mayor detenimiento en el Cuadro 4 en el estudio.

Por último, en el tercer bloque de resultados del Cuadro AI.1, se prueba estadísticamente si en el primer vector de co-integración puede imponerse la relación entre la tasa de interés nominal y la inflación de acuerdo a la ecuación de Fisher, tal que pueda ser modelada la tasa real de interés. Regresando a la restricción **R1**, podemos apreciar que la magnitud de los coeficientes de la tasa de interés nominal y la inflación aunque cercana es del mismo signo. Así, en las restricciones **R5** a **R7** se analiza formalmente si los coeficientes tienen la misma magnitud y signo contrario, tal que pueda ser modelada la tasa real de interés; mientras que se mantiene sin modificaciones la restricción sobre el segundo vector co-integrador. En la restricción **R5** para tener una exacta-identificación se restringe el coeficiente del índice de producción al valor obtenido del vector sin restringir (**R1**), los resultados muestran que el coeficiente de la inflación no es estadísticamente distinto de cero. Como otra alternativa, en la restricción **R6** se fija el coeficiente del índice de producción industrial en cero; en este caso la tasa de interés nominal tiene un coeficiente negativo pero no es significativo, mientras que el de la inflación se vuelve significativo y con el signo correcto. Por último, se deja en cero el coeficiente del índice de producción y se prueba estadísticamente si la demanda real de dinero depende de la tasa real de interés, los resultados se presentan en la restricción **R7**. Como se puede apreciar se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes son de igual magnitud pero de signo contrario. Por lo tanto, de este análisis se puede concluir que los datos aquí analizados no soportan una especificación de largo plazo donde los saldos reales responden a variaciones en la tasa real de interés.

²⁷ Al tomar combinaciones lineales de los vectores co-integradores no restringidos, siempre es posible imponer restricciones de exacta-identificación sobre cada vector de co-integración sin cambiar el valor de la función de verosimilitud, y por tanto, no hay una prueba estadística involucrada al imponer estas restricciones. Sólo cuando se realizan restricciones que sobre-identifican, se modifica el valor de la función de verosimilitud y en consecuencia sí hay pruebas estadísticas involucradas. Véase Johansen (1995).

Apéndice II. Estimación de la Demanda por Dinero Excluyendo a la Inflación esperada.

Como un planteamiento alternativo, también se realizaron estimaciones donde el sistema sólo contempla a la tasa de interés como variable de costo de oportunidad, tal que el sistema estimado sólo incluye a los saldos monetarios reales, el índice de producción industrial y los Cetes a 28 días.

Los resultados de la estimación y de las pruebas de co-integración y de exogeneidad débil para esta especificación se muestran en el Cuadro AII.1. Como puede apreciarse en el primer bloque de resultados, ambos estadísticos coinciden en que hay un sólo vector de co-integración.

Cuadro AII.1
Pruebas de Co-integración para la Demanda de Dinero Real
(Variables Incluidas: Saldos monetarios reales, índice producción industrial y CETES a 28 días)

I. Eigenvalores y Pruebas Estadísticas Relacionadas							
Número de Vectores de Cointegración	Eigenvalor	Estadístico de la Traza			Estadístico Máximo-Eigenvalor		
		Estadístico	Valor Crítico al 5%	Valor-p**	Estadístico	Valor Crítico al 5%	Valor-p**
Ninguno	0.246	50.176	42.915	0.008	35.253	25.823	0.002
A lo más 1	0.072	14.923	25.872	0.581	9.392	19.387	0.684
A lo más 2	0.043	5.532	12.518	0.522	5.532	12.518	0.522

II. Coeficientes Estimados de la Ecuación de Co-integración				
Coeficientes de Co-integración Normalizados				
$m-p$	y	i	t	
1.000	-0.205	0.201	-0.007	
	(0.087)	(0.069)	(0.0002)	
	[-2.354]	[2.898]	[-32.048]	

Coeficientes de Ajuste			
α_{m-p}	α_y	α_i	
-0.513	0.043	-0.054	
(0.094)	(0.122)	(0.133)	
[-5.485]	[0.354]	[-0.409]	

III. Pruebas de Exogeneidad Débil					
	Pruebas Individuales			Prueba Conjunta	
	$\alpha_{m-p} = 0$	$\alpha_y = 0$	$\alpha_i = 0$	$\chi^2(1)$	$\chi^2(2)$
$\chi^2(1)$	25.503	0.131	0.183	$\chi^2(2)$	0.282
Valor p	0.000	0.718	0.669	Valor p	0.868

**Valores p calculados en E-views de acuerdo a MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas. La estructura de rezagos estimada para el VAR incluye los rezagos 1, 2, 6, 7, 9 y 11, esta elección se debió a la necesidad de obtener residuales sin correlación serial. Entre paréntesis se muestra el error estándar del coeficiente estimado y entre corchetes el correspondiente estadístico t que prueba la hipótesis nula de que los coeficientes son cero.

En el tercer bloque del Cuadro AII.1 se presentan las pruebas de exogeneidad débil que se realizan sobre la estimación del modelo vectorial de corrección de errores (VECM), al imponer la existencia de un vector co-integrador. Los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis de que ambos coeficientes de ajuste son cero, es decir no se puede rechazar que tanto el índice de producción industrial como la tasa de

interés son débilmente exógenos. Así, la única variable que rechaza la exogeneidad débil son los saldos monetarios reales.

Por último, En el Cuadro AII.2 se muestran los resultados de la estimación imponiendo los resultados de las pruebas de exogeneidad débil tanto para el índice de producción industrial como para la tasa de interés. Como se puede apreciar la demanda de saldos reales de largo plazo es prácticamente la misma que la reportada en la ecuación (1) en el texto. Sin embargo, como lo muestran los resultados de las estimaciones de la sección 4, para modelar adecuadamente la demanda de saldos reales es necesario incluir a la inflación dentro del sistema, puesto que las desviaciones del equilibrio de la relación de inflación, véase la ecuación (2), tienen un impacto estadísticamente significativo en las variaciones de la demanda de saldos reales como es mostrado en el Cuadro 6.

Cuadro AII.2
Estimación de la Demanda de Dinero Real de Largo Plazo
(Variables Incluidas: Saldos monetarios reales, índice producción industrial y CETES a 28 días)

Coefficientes Estimados Restringidos de la Ecuación de Cointegración			
Coefficientes de Co-integración Normalizados			
$m - p$	y	i	t
1.000	-0.1897 (0.087) [-2.177]	0.1895 (0.069) [2.740]	-0.0071 (0.0002) [-32.243]
Coefficientes de Ajuste			
α_{m-p}	α_y	α_i	
-0.5175 (0.094) [-5.513]	0.000 n.a.	0.000 n.a.	

Período de la estimación enero 1996 mayo 2007. Se incluyen 11 variables dummies estacionales centradas. La estructura de rezagos estimada para el VAR incluye los rezagos 1, 2, 6, 7, 9 y 11, esta elección se debió a la necesidad de obtener residuales sin correlación serial. Entre paréntesis se muestra el error estándar del coeficiente estimado y entre corchetes el correspondiente estadístico t que prueba la hipótesis nula de que los coeficientes son cero.