

# **LA POLÍTICA MONETARIA BAJO EL ENFOQUE IS-MP**

**Octubre 2003**

**n° 03**

**Reyna Vergara González**

**En este documento se analiza la forma en que la estrategia monetaria aplicada por el Banco de México, a partir de 1995, responde ante los diferentes choques externos que se presentan en la economía mexicana, reacción que se manifiesta en el comportamiento de variables como los precios, el producto y la tasa de interés. Estas perturbaciones son interpretadas a partir del modelo IS-MP, en el que la política monetaria se describe a partir de la tasa de interés real, y se identifican como shocks de oferta y demanda agregadas (IS), así como perturbaciones del mercado monetario (MP). A partir de las funciones impulso respuesta obtenidas de la aplicación de la metodología de vectores autorresgresivos se simula el comportamiento del banco central ante cada una de las perturbaciones y se evalúa el efecto que esto genera en las variables del modelo estimado. Los resultados confirman las respuestas esperadas sólo en el caso de un shock de demanda agregada.**

Edita:

Instituto L.R.Klein – Centro Gauss  
Facultad de CC.EE. y EE.  
Universidad Autónoma de Madrid  
28049 Madrid  
Teléfono y Fax: 913974191  
Correo Electrónico: [klein.gauss@uam.es](mailto:klein.gauss@uam.es)  
Página Web: [www.uam.es/klein/gauss](http://www.uam.es/klein/gauss)

ISSN 1696-5035

Depósito Legal: M-30165-2003

© Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación sin la previa autorización escrita del editor.

## I.- INTRODUCCIÓN

La adopción del régimen cambiario de libre flotación en la segunda quincena de diciembre de 1994, modificó el esquema de política monetaria que hasta entonces había utilizado el Banco de México.

La alta inflación y la contracción de la economía real que siguieron a la adopción de esta medida durante la primera mitad de 1995, crearon expectativas altamente volátiles respecto al futuro económico del país. Ante este escenario poco favorable el Banco de México decidió que su política de satisfacer la demanda de dinero, fuese complementada con una tasa de interés determinada libremente por el mercado, por acciones discrecionales para ajustar su postura de política monetaria y por una comunicación eficaz y oportuna de sus objetivos.

Actualmente la política monetaria que sigue el Banco de México se lleva a cabo básicamente a través del control de la liquidez que éste inyecta o retira durante las subastas diarias que efectúa con los bancos comerciales. En esta estrategia de operación el Banco de México ha prestado cada vez menos importancia a la base monetaria como elemento de análisis y evolución de las presiones inflacionarias, centrandó su atención en las metas de inflación de corto y mediano plazos y en el estudio cuidadoso de diversos indicadores que proporcionan información sobre el fenómeno inflacionario.

En la selección de los procedimientos operativos para procurar la estabilidad de precios, la tasa de interés cobra especial importancia al ser el mecanismo primario de transmisión monetaria<sup>1</sup> y el elemento a través del cual las decisiones de política monetaria interactúan con las decisiones de los participantes en los mercados financieros y determinan las condiciones monetarias.

El dominio de las tasas de interés sobre los agregados monetarios no es un fenómeno reciente, en la mayoría de los países los bancos centrales utilizan la tasa de interés como instrumento de política monetaria. Aunque en México el banco central no determina directamente el nivel de la tasa de interés, ésta puede ser considerada como instrumento de política monetaria, puesto que a través de su actuación el banco central envía señales al mercado, las cuales tienen la finalidad de influir en los movimientos de la tasa de interés para alcanzar los objetivos de inflación establecidos.

---

<sup>1</sup> Aunque no el único

El análisis del mecanismo de transmisión de la política monetaria y la reacción de los bancos centrales ante las fluctuaciones económicas son temas interesantes y actuales. Comprender cómo funciona la política monetaria, analizar los instrumentos que los bancos centrales utilizan para cumplir con su objetivo, son desde el punto de vista teórico, elementos fundamentales para realizar cualquier evaluación empírica.

En particular el interés primordial de este documento es dar respuesta a las siguientes preguntas ¿Cómo reacciona el Banco Central ante los diferentes choques que sufre la economía? y ¿cómo es que las “señales” que el banco central emite, a través de sus acciones, influyen, en el comportamiento de variables como la producción y el nivel de precios?

Para dar respuesta a estos cuestionamientos se realiza la estimación de un modelo de Vectores Autorregresivos utilizando como referente teórico el enfoque IS-MP, el cual a diferencia del modelo tradicional, IS-LM, proporciona una mejor descripción del comportamiento de los bancos centrales que siguen reglas de tasa de interés.

Para llevar a cabo el análisis de la política monetaria en México se ha dividido este trabajo en cinco apartados: en el primero se proporciona una breve descripción del planteamiento teórico IS-MP, en el segundo se describen los elementos centrales de la estrategia monetaria que actualmente sigue el Banco de México, en la tercera sección definen las variables a utilizar y se analizan sus características estadísticas. En la cuarta parte se expone la metodología de los vectores autorregresivos, dejando para el quinto apartado las estimaciones y los principales resultados del análisis empírico y finalmente, se exponen las conclusiones.

## **II.- DESCRIPCIÓN DEL MODELO IS-MP**

El marco teórico de referencia corresponde al modelo IS-MP desarrollado por Romer (2000) y Romer (2002), el cual resume la estructura de la economía por medio de tres condiciones de equilibrio, dos para los bienes y una para el mercado de activos.

El supuesto clave en este nuevo planteamiento es que el banco central sigue una regla de tasa de interés que es mucho más realista que el supuesto de mantener un objetivo sobre la cantidad de dinero. Romer (2000) afirma que este supuesto describe mucho mejor el comportamiento de los bancos centrales por

lo que esta regla de tasa de interés real, sustituye a la curva LM convencional de los modelos keynesianos.

Bajo este enfoque en la condición de equilibrio del mercado monetario  $M/P = L(ir + \Delta p^e, Y)$  se sustituye la tasa de interés nominal ( $i$ ) por sus componentes ( $i = ir_t + \Delta p^e$ ); donde  $ir_t$  es la tasa de interés real y  $\Delta p^e$  es la inflación esperada. De esta forma, la tasa de interés real aparece directamente en la condición de equilibrio. Si la inflación esperada es cero, los saldos reales se pueden expresar en función de la tasa de interés real y del producto.

$$M/P = L(ir, Y).$$

por lo tanto, el modelo IS-MP puede ser expresado a partir de las siguientes ecuaciones, donde  $ir_t = (i - \Delta p)_t$  es igual a la tasa de interés real

$y_t = y_{t-1} - ir_{t-1} + \varepsilon_d$	Demanda agregada
$\Delta p_t = \Delta p_{t-1} + \zeta(y_{t-1} - \varepsilon_s)$	Oferta agregada <sup>2</sup>
$ir_t = \beta_1(y_{t-1}) + \beta_2(\Delta p_{t-1}) + \varepsilon_i$	Tasa de interés real
$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda(ir_t) + \varepsilon_{md}$	Condición de equilibrio del mercado de dinero

Bajo este planteamiento el banco central lleva a cabo su política monetaria ajustando la tasa de interés real en función del producto y la inflación.

Una desviación del producto de sus causas normales (tasa natural) genera un cambio en la inflación ( $dp$ ), esto implica que el banco central modifique la tasa de interés real ( $ir$ ), lo que mueve al producto de regreso hacia su nivel normal. Esta simple dinámica permite describir las trayectorias de las principales variables macroeconómicas a partir de un shock hasta que la economía regresa a su nivel de equilibrio. Siendo la tasa de interés real una función creciente del producto y la inflación.

<sup>2</sup> En la curva de oferta agregada asumimos el supuesto de que  $dp = dp_{t-1}$

### **III.- INDICADORES DE LA POLÍTICA MONETARIA EN MÉXICO**

A finales de 1994 en México se abandonó el régimen de tipo de cambio predeterminado, y se adoptó un régimen cambiario de libre flotación mantenido hasta el día de hoy. A partir de entonces la política monetaria ha asumido el papel de ancla nominal de la economía, teniendo como principal responsabilidad procurar la estabilidad de los precios.

La estrategia seguida en la formulación de la política monetaria desde la devaluación se ha basado en tres elementos fundamentales: primero, ajuste diario de la base monetaria para que corresponda a su demanda; segundo actuación discrecional del Banco de México para determinar las condiciones de suministro de su crédito, con el fin de afectar a los mercados de dinero y cambiario. Esto último ha implicado que el banco central pueda ajustar su postura de política monetaria, restringiéndola o relajándola, según se presenten circunstancias inesperadas o se anticipen condiciones adversas que comprometan su objetivo. El tercer elemento se refiere a una política de comunicación entre el Banco de México y el público, que tiene como fin principal afectar las expectativas inflacionarias congruentes con los objetivos planteados.

El esquema operativo de la política monetaria en México incluye además del objetivo de liquidez, el régimen denominado “saldos acumulados” o “encaje promedio cero”<sup>3</sup>. Este régimen se introdujo en marzo de 1995 con dos objetivos: reducir la volatilidad de las tasas de interés y enviar señales sobre el estado de la política monetaria sin determinar un nivel específico de tasas de interés. La idea de esto último es que las instituciones bancarias reaccionen ante las “señales” que envían las autoridades monetarias de forma que, a través del sistema, las tasas de interés se muevan en la dirección deseada. Si el banco central desea modificar su postura de política monetaria, lo que hace es afectar las condiciones de mercado, lo que altera las condiciones bajo las cuales los bancos mantienen su cuenta corriente.

Por ejemplo, si existen presiones sobre la inflación, que impidan alcanzar el objetivo propuesto, las autoridades monetarias proporcionarán parte de la liquidez a tasas de interés más altas que las del mercado (instrumentación de un “corto”). Esta medida monetaria tiene como objetivo afectar las expectativas de

---

<sup>3</sup> en el cual se establecen periodos de cómputo de 28 días naturales y está diseñado para inducir a las instituciones de crédito a no mantener en promedio saldos positivos, ni incurrir en sobregiros en sus cuentas, así como para que procuren compensar con otros bancos sus sobrantes y faltantes de recursos a las tasas de interés del mercado. Este régimen fue sustituido por uno de saldos acumulados diarios a partir del mes de abril de 2003.

inflación e inducir un cambio, al alza, en las tasas de interés a un nivel congruente con el objetivo de inflación. De esta forma aunque el banco central no determine directamente el nivel de tasa de interés, sus acciones inducen los ajustes necesarios para que este nivel sea congruente con las condiciones del mercado. Así, para evaluar el efecto de un cambio en la postura monetaria sobre la economía, se considera a la tasa de interés como el instrumento de política monetaria.

#### IV.- ESPECIFICACIÓN DEL MODELO VAR

De acuerdo al planteamiento teórico y a la estrategia monetaria seguida en México, el modelo VAR a estimar se define como sigue:

$$x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ ir_t \\ dp_t \\ (m-p)_t \end{bmatrix} \quad e_t = \begin{bmatrix} e_{dt} \\ e_{irt} \\ e_{ts} \\ e_{mdt} \end{bmatrix}$$

Donde:

$X_t$  = vector de variables (4x1),

$\varepsilon_t$  = vector de perturbaciones estructurales (4x1)

Cada una de las variables del sistema se identifica con un shock o innovación: 1. shocks relacionados con la oferta agregada ( $\varepsilon_{pt}$ ), reflejan fluctuaciones, en sentidos opuestos, en el nivel de producción e inflación; 2. shocks monetarios ( $\varepsilon_{mdt}$ ) y ( $\varepsilon_{irt}$ ), se transmiten al sector real a través de variaciones en la tasa de interés real; 3. shocks de demanda agregada ( $\varepsilon_{yt}$ ) con efectos de corto plazo sobre la producción.

Para identificar los efectos de cada uno de estos shocks es preciso representar el proceso VAR en su forma de media móvil.

$$x_t = C_0 e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots + C_n e_{t-n} \quad (1)$$

Esta representación VMA implica estimar, en primer lugar, el modelo VAR en su correspondiente forma reducida, asegurando que los residuos conforman un proceso multivariado de ruido blanco. Una vez estimado este

modelo se requiere imponer un conjunto de restricciones para la identificación de los parámetros estructurales.

El modelo VAR en su forma reducida se puede expresar como:

$$A(L)x_t = e_t \quad (2)$$

donde  $A_i$  son las matrices (4 x 4) de coeficientes y  $e_t$  el vector de innovaciones.

$$e_t = [e_{1t}, e_{2t}, e_{3t}, e_{4t}]'$$

con una matriz de varianzas y covarianzas  $\Sigma_e = [e_i e_i']$

Al ser las innovaciones,  $e_t$ , una combinación lineal de las perturbaciones estructurales  $\varepsilon_t$ .

$$e_t = S\varepsilon_t \quad (3)$$

el modelo VAR en su representación *estructural* se obtiene al sustituir (3) en (2) y premultiplicar  $A(L)$  por  $S^{-1}$

$$B(L)x_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

donde:  $B(L) = S^{-1}A(L)$

Si el proceso VAR es estacionario la representación MA en forma reducida (2) se puede representar como:

$$x_t = E(L)e_t \quad (5)$$

donde:  $A(L)^{-1} = E(L)$

Al sustituir de nuevo el valor de  $\varepsilon$  (ecuación 3) en la representación MA en forma reducida (ecuación 5) obtenemos la representación MA estructural

$$x_t = C(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

donde:  $E(L)S = C(L)$

Igualando 5 y 6



$$E(L)Se_t = C(L)e_t \quad (7)$$

Lo anterior permite estimar las perturbaciones estructurales,  $\varepsilon_t$ , a partir de las estimaciones  $e_t$  y de la matriz S.

$$E(e_t e_t') = S [E(\varepsilon_t \varepsilon_t')] S' \quad (8)$$

donde:  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$

Para asegurar la conexión entre B y  $x_t$  se requieren dos tipos de restricciones:

- a)  $k(k+1)/2 = 10$  restricciones sobre los elementos de S, ecuación 10; y
- b)  $k(K-1)/2 = 6$  restricciones para la identificación total del sistema.

#### IV.1.- RESTRICCIONES DE LARGO PLAZO

Aunque el planteamiento original de Sims se ha definido como ateorico y supone un mínimo de restricciones, en la práctica se suelen introducir restricciones obtenidas de la teoría económica y lo que se intenta mostrar son las relaciones que se presentan entre las variables a corto y largo plazo.

De acuerdo a las características de las perturbaciones y su efecto sobre cada una de las variables, las restricciones de largo plazo están relacionadas con el supuesto de que las variables, después de una perturbación, tienden a regresar a sus niveles de equilibrio. Este supuesto establece que los choques de demanda ( $\varepsilon_d$ ), demanda de dinero ( $\varepsilon_{md}$ ) y tasa de interés ( $\varepsilon_{ir}$ ) sólo tienen efectos temporales sobre el producto. Estas restricciones no se imponen directamente en el modelo, pues como probamos más adelante al existir una relación de largo plazo entre las variables se asume que éstas convergen hacia sus niveles de equilibrio.

#### IV.2.- RESTRICCIONES DE CORTO PLAZO

Las restricciones de corto plazo se refieren a la relación de corto plazo de las variables y se pueden caracterizar como sigue:

- No hay relación contemporánea entre la inflación y el producto.

- La demanda de saldos reales no se ve afectada por cambios contemporáneos en los precios.
- Un shock de demanda agregada tiene un efecto inmediato sobre el producto.

Esta caracterización establecida por la teoría económica nos servirá más tarde para contrastar el efecto de cada uno de los shocks en las variables de análisis.

## **V.- DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y CONTRASTES DE LOS SUPUESTOS DE LA METODOLOGÍA VAR**

### **V.1.- DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES**

Un primer paso para la modelización del VAR es la caracterización y definición de las variables a incluir. Estas variables se especifican como sigue:

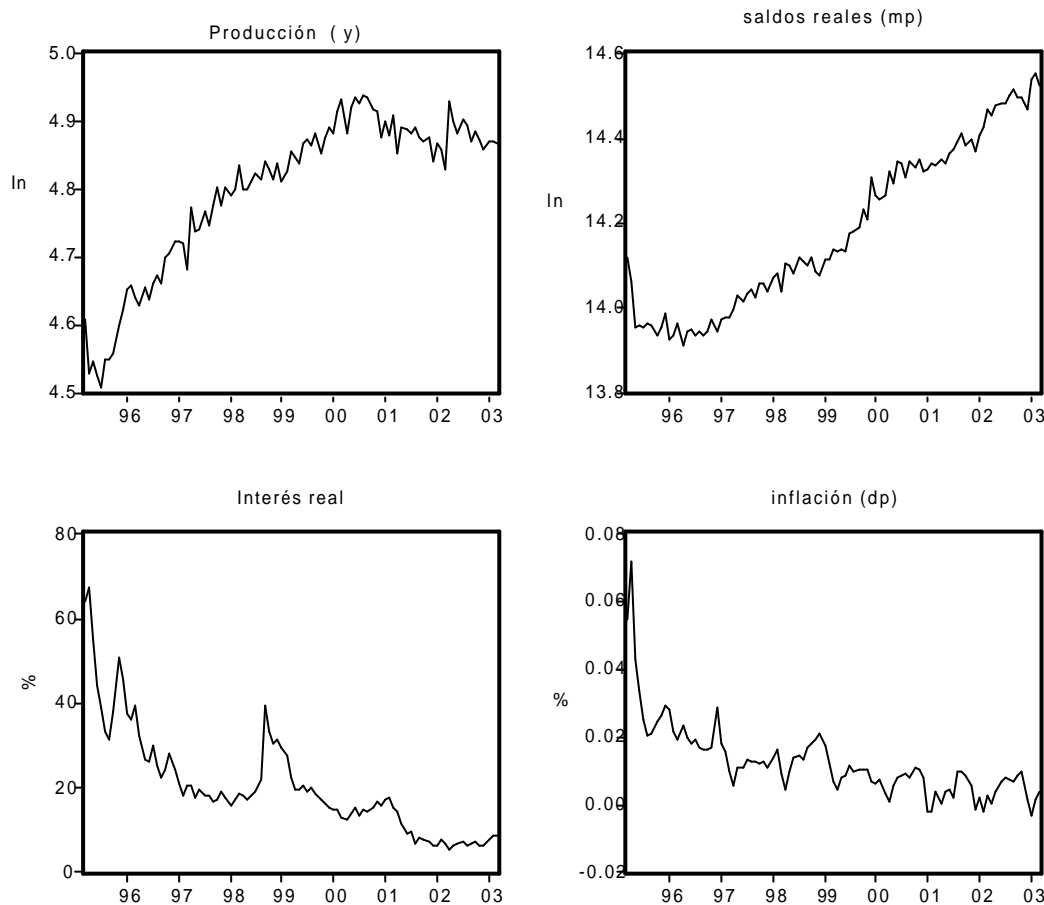
- $y_t$  = indicador del producto. Se aproxima mediante el índice de la producción industrial, base 1993, expresado en logaritmos. Serie desestacionalizada.
- $i_t$  = tasa de interés de corto plazo. Se define como el promedio mensual de la tasa de cetes<sup>4</sup> a 28 días en el mercado de dinero.
- $p_t$  = logaritmo del índice nacional de precios al consumidor (base 2002). Serie desestacionalizada
- $m_t$  = cantidad de dinero. Se aproxima con la variable de billetes y monedas en circulación (saldos), expresada en logaritmos. Serie desestacionalizada.

El análisis abarca el periodo de marzo de 1995 a marzo de 2003, disponiendo de un total de 97 observaciones. Las series analizadas tienen una periodicidad mensual y se obtuvieron de la información del Banco de México. El gráfico 1 contiene los datos en niveles para cada una de las series.

---

<sup>4</sup> Certificados de la Tesorería de la Federación

Gráfico 1. Series en niveles



## V.2.- ESTACIONARIEDAD

Antes de estimar el modelo es necesario verificar las propiedades estadísticas de las variables para comprobar que la especificación del VAR sea la adecuada. Esto implica contrastar el grado de integrabilidad y estacionariedad de las series.

Existen dos formas para detectar la no estacionariedad:

1. Observar el gráfico de la serie y sus correlogramas.
2. Aplicar los contrastes formales ADF y Phillips-Perrón cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. Los contrastes se inician con el modelo más general que incluye constante y tendencia, posteriormente el contraste se realiza con el modelo que incluye únicamente constante, para finalizar con el modelo más restrictivo en el que se omite tendencia y constante. Adicionalmente, según se considere necesario se utilizan uno o varios retardos con el fin de garantizar la ausencia de autocorrelación.

De acuerdo a los resultados, cuadro 1 y la observación de los gráficos correspondientes, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

- las series  $y_t$ ,  $y$  y  $m-p_t$  son I(1), puesto que no puede ser rechazada la hipótesis nula de raíz unitaria. Sus correlogramas y los correspondientes contrastes sugieren que en ambos casos se trata de un paseo aleatorio con deriva.
- Para la tasa de interés real ( $ir_t$ ) se acepta la presencia de una raíz unitaria. Al ser una combinación de la tasa de interés nominal y los precios que son I(2), la tasa de interés real es I(1). Además el correlograma para esta serie también sigue el comportamiento propio de series no estacionarias, con correlaciones que disminuyen rápidamente y con un coeficiente significativo en la función de autocorrelación parcial.

Cuadro 1. Contraste de raíces unitarias. Dickey Fuller y Phillips-Perrón  
Periodo: 1995:03 – 2003:03. 97 observaciones

Variable	Rezagos	ADF	PP	Ho:	Modelo	Orden de integración
y	1	1.4591	1.6017	Raíz unitaria	Paseo aleatorio c/deriva	y(1)
p	2	1.7923	6.1085	<b>Raíz unitaria</b>	<b>Con deriva</b>	<b>p(2)</b>
m	2	-1.4464	-1.1403	<b>Raíz unitaria</b>	<b>Paseo aleatorio con deriva</b>	<b>m(1)</b>
ir	2	-3.4680	-2.0769	<b>Raíz unitaria</b>	<b>Paseo aleatorio con deriva</b>	<b>ir(1)</b>
m-p	2	1.1516	1.7675	Raíz unitaria	Paseo aleatorio con deriva	m-p(1)
dy	0	-15.3137	-15.1280	No existe raíz unitaria	s/tendencia ni deriva	dy(0)
dp	4	-2.2749	-2.7493	<b>Existe raíz unitaria</b>	<b>Con deriva</b>	<b>dp(1)</b>
dm	1	-10.4512	-6.0125	No existe raíz unitaria	Con deriva	dm(0)
dir	1	-12.7420	-8.4352	No existe raíz unitaria	ni deriva	dir(0)
d(m-p)	2	-6.1148	-13.0357	No existe raíz unitaria	Sin deriva	d[(m-p)0]
ddp	3	-8.4656	-9.1713	No existe raíz unitaria	Sin deriva	<b>ddp(0)</b>

\*Valores críticos de MacKinnon (modelo sin restringir) para rechazar la hipótesis de una raíz unitaria al 1, 5 y 10% -4.06, -3.46 y -3.15 respectivamente.

- En cuanto a la variable precios (p) el contraste ADF indica la presencia de raíz unitaria, esto es confirmado por el gráfico de la serie (al presentar tendencia) y por los valores de las autocorrelaciones, los cuales tienden a disminuir de forma progresiva, además por el valor del primer coeficiente de la correlación parcial que es significativamente distinto de cero.
- Para todas las series se realizaron los contrastes correspondientes para verificar la existencia de series I(2), resultando positivo solo para la serie de precios.

En resumen tres variables ( $y_t$ ,  $m-p_t$  e  $ir_t$ ) son I(1) y una variable ( $p_t$ ) I(2). Según estos órdenes de integración de las series el vector para determinar si existen relaciones de cointegración es el siguiente:

$$[y \quad ir \quad dp \quad m - p]'$$

### V.3.- PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN

Verificar la existencia de relaciones de cointegración entre las series implica examinar si existe una combinación lineal de éstas que sea estacionaria. En este caso se contrasta la hipótesis nula de cero vectores de cointegración frente a la alternativa que considera la existencia de vectores de cointegración. Este tipo de contraste nos sirve además para decidir si se usa la metodología VAR o, por el contrario, se debe llevar a cabo la estimación mediante un vector de corrección de error (VEC).

Cuadro 2. Contrastes de Cointegración

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.398097	90.42693	47.21	54.46	None **
0.315936	43.21457	29.68	35.65	At most 1 **
0.075167	7.902118	15.41	20.04	At most 2
0.006804	0.634909	3.76	6.65	At most 3

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at 5% (1%) significance level  
 L.R. test indicates 2 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Los resultados del contraste de Johansen (asumiendo una tendencia lineal determinista en los datos, tres retardos<sup>5</sup> e incluyendo tres variables dummy<sup>6</sup>), indica que es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de vectores de cointegración al 5 y 1 por ciento y aceptar la existencia de dos relaciones de cointegración. Esto supone que existe un co-movimiento o relación de largo plazo entre las variables en niveles.

#### V.4.- SERIES NO ESTACIONARIAS Y ESTACIONARIEDAD DE LOS RESIDUOS DE REGRESIÓN

Otra forma de comprobar la existencia de relaciones de cointegración en las variables es aplicar la metodología de Engle y Granger, que consiste en estimar la relación de equilibrio entre las series temporales, aplicando la metodología convencional de regresión, pues la estimación por MCO produce, Enders (1995), un estimador de cointegración de los parámetros que es “super consistente”.

Cuadro 3. Regresiones de equilibrio<sup>7</sup>

$$\begin{aligned}
 Y &= 1.0544 - 0.0016*IR - 3.3024*DP + 0.2693*MSP \\
 &\quad (1.6779) \quad (-1.3816) \quad (-2.8055) \quad (6.1776) \\
 IR &= 262.5550 - 12.2902*Y + 759.9223*DP - 13.5826*MSP \\
 &\quad (5.4575) \quad (-1.3816) \quad (10.6646) \quad (-3.1901) \\
 DP &= -0.0170 - 0.0236*Y + 0.0007*IR + 0.0093*MSP \\
 &\quad (-0.3153) \quad (-2.8055) \quad (10.6646) \quad (2.1119) \\
 MSP &= 9.0839 + 1.0809*Y - 0.0073*IR + 5.0679*DP \\
 &\quad (10.5144) \quad (6.1776) \quad (-3.1901) \quad (2.1119)
 \end{aligned}
 \tag{9}$$

<sup>5</sup>el número óptimo de retardos se eligió estimando varios modelos VAR irrestrictos. Se inició con un modelo de cuatro retardos, el mayor número posible, dado tamaño disponible de la muestra (97 observaciones).

<sup>6</sup> Las variables dummy recogen el efecto de tres valores atípicos detectados en las series: d1 está relacionada con los saldos reales, d2 con la tasa de interés real y d3 con la producción industrial.

<sup>7</sup> Los valores entre paréntesis se refieren al valor del estadístico t.

Una vez estimadas estas regresiones de equilibrio es necesario comprobar si los residuos de cada una de ellas son I(0), para ello se aplica el contraste ADF a la serie de los residuos y se verifica la existencia de raíces unitarias, mediante la estimación de la siguiente relación lineal.

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + e_t \quad (10)$$

donde:

$\Delta \hat{e}_t$  = la serie de los residuos de la regresión de equilibrio (en diferencias)

$\hat{e}_{t-1}$  = primer retardo de la serie

Cuadro 4. Valor del coeficiente de  $a_1$  y t-estadística asociada

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + e_t$$

	$\Delta e_{yt}$	$\Delta e_{irt}$	$\Delta e_{dpt}$	$\Delta e_{mpt}$
No rezagos	No rezagos	No rezagos	No rezagos	No rezagos
$a_1$ estimada	-0.1694	-0.4136	-0.5252	-0.1097
t estadística para $a_1 = 0$	(-2.9136)	(-5.0808)	(-5.898)	(-2.3864)
Dos rezagos				
$a_1$ estimada	-0.1590	-0.3284	-0.5923	-0.0333
t estadística para $a_1 = 0$	(-2.5799)	(-3.3936)	(-5.1719)	(-0.7126)

Valores t entre paréntesis;  $H_0: a_1 = 0$

Al evaluar los resultados de la regresión (cuadro 4) con el valor crítico de Engle y Yoo para el contraste del estadístico t (-3.93<sup>8</sup>), solo en dos de las cuatro regresiones, con cero y cuatro rezagos, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración.

Los contrastes anteriores aseguran dos de las condiciones previas para la estimación del modelo VAR estructural: a) la estacionariedad de las series, y b) la existencia de relaciones de cointegración.

<sup>8</sup> Valor crítico reportado por Engle y Yoo (1987), citado por Enders (1995).

## VI.- EVIDENCIA EMPÍRICA

### VI.1.- VECTOR DE CORRECCIÓN DE ERROR

Una vez se tienen las estimaciones de largo plazo es interesante obtener información más detallada acerca de lo que ocurre en el corto plazo, para ello se complementa la relación de largo plazo con la construcción de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) en forma de corrección de error, Incorporando las variables que contienen la información dinámica de corto plazo y la relación de cointegración (información de largo plazo) la ecuación a estimar es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= -(I - A_1)x_{t-1} + e_t \\ &= \mathbf{p}x_{t-1} + e_t \end{aligned} \tag{11}$$

donde:

$x_t = \text{vector } (4 \times 1) \quad [y_t, dp_t, ir_t, (m - p)_t]'$

$e_t = \text{vector } (4 \times 1) \quad [e_{dt}, e_{irt}, e_{st}, e_{mdt}]'$

$A_1 = \text{matriz de parámetros } (4 \times 4)$

$\mathbf{p}$  se refiere a la matriz  $(4 \times 4) -(I - A_1)$ , siendo  $\mathbf{p}_{ij}$  el elemento del renglón  $i$  y la columna  $j$  de  $\mathbf{p}$ .

Cuadro 5. Resultados del modelo VEC estimado  
Estadísticas por regresión

	d(y)	d(ir)	d(dp)	d(msp)
$R^2$	0.589	0.520	0.459	0.582
Error estándar	0.019	2.571	0.003	0.120
Resid <sub><math>i(-1)</math></sub> t-estadístico para $\mu_{y(-1)} = 0$	0.0359 (0.3405)	0.1980 (1.9352)	0.0057 (0.0540)	-0.0229 (-0.2183)
Resid Q-stat <sub>(24)</sub>	17.83 (0.81)	31.38 (0.14)	36.95 (0.04)	18.48 (0.78)
Resid <sup>2</sup> Q Stat <sub>(24)</sub>	27.27 (0.29)	9.18 (0.99)	15.77 (0.90)	11.27 (0.99)
Normalidad JB Conjunta = 74.17	0.82 (0.66)	66.42 (0.00)	1.96 (0.37)	4.97 (0.08)
Heteroscedasticidad conjunta	284 (0.85)			
Correlación serial LM Para dos retardos	18.47 (0.29)			



La evaluación de los resultados de los residuos demuestra que no es posible aceptar la hipótesis de normalidad. En cuanto al estadístico Q de Ljung-Box presenta valores con una probabilidad muy pequeña para los residuos de las series interés y precios. El resultado del test de heteroscedasticidad conjunta confirma el resultado por lo que se puede aceptar la hipótesis nula de homoscedasticidad.

El valor del estadístico Q de Ljung-Box de los residuos al cuadrado rechaza la presencia de heretoscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), excepto en la serie producto (y) que presenta una probabilidad asociada inferior.

Los valores de la regresión  $\mu_y = \mu_y(-1) + \varepsilon_y$  para verificar la no existencia de correlación entre los residuos de cada ecuación, no son significativos, por lo que no existen problemas de autocorrelación.

Una vez verificadas las características de normalidad, linealidad, correlación y homoscedasticidad de los residuos del VEC se aplicó una descomposición triangular (descomposición de Choleski) para obtener las funciones impulso respuesta, así como la descomposición de la varianza.

De acuerdo al enfoque IS-MP la tasa de interés real elegida por el Banco Central depende de la inflación y el producto. En este caso la relación de causalidad va de la inflación a la tasa de interés real y de ésta al nivel de producción:  $\Delta p \rightarrow ir \rightarrow y$  quedando las restricciones de la matriz B como sigue:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ dp_t \\ m - p_t \\ (ir)_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{y_t} \\ e_{st} \\ e_{mdt} \\ e_{ir_t} \end{bmatrix}$$

## VI.2.- EFECTOS DINÁMICOS DE LAS INNOVACIONES

### VI.2.1.- Funciones Impulso-Respuesta

En el gráfico 2 se presentan las funciones de impulso que nos permiten examinar como responde cada variable endógena a los diferentes shocks estructurales. El análisis se realiza sobre las tasas de crecimiento de las

variables, excepto para los precios, pues en este caso se trata de la variación de la inflación.

a) Perturbaciones de la demanda ( $\epsilon_{yt}$ ).

La primera columna del gráfico 2 corresponde a un shock de demanda. La teoría establece que una perturbación de este tipo tiene un efecto inmediato sobre el producto, la observación del gráfico confirma esta afirmación, pues el descenso de la producción se origina en el periodo dos, aunque este descenso no es permanente, porque crece y decrece continuamente, regresando a partir del octavo a su nivel de equilibrio.

El efecto sobre la variación de la inflación (columna 1, gráfico 2) es relativamente pequeño, con una duración corta que se manifiesta en el segundo periodo y desaparece a partir del octavo mes de iniciada la perturbación. Así, el producto responde más rápido que la inflación a las perturbaciones de demanda agregada.

La tasa de interés real tiene un comportamiento irregular, aunque de poca intensidad y duración.

La reacción de los agentes económicos ante un shock de demanda se manifiesta inicialmente en un ligero incremento demanda de dinero, con un comportamiento similar al de la producción.

b) Perturbaciones de oferta ( $\epsilon_{st}$ ).

La columna tres del gráfico 2 corresponde a los shocks de oferta. Uno de los supuestos del enfoque IS-BP es que la inflación es constante por lo que la oferta agregada es una línea horizontal en el espacio inflación producción. El hecho de que la tasa de interés real dependa de la inflación evita que ésta crezca o caiga sin límite. Cuando la producción se desvía de su tasa natural, la inflación empieza a caer, a medida que ésta cae el banco central baja las tasas de interés, lo que incrementa el producto, restableciéndose el equilibrio. Por el contrario cuando la inflación es alta el banco central incrementa la tasa de interés real, lo cual reduce el nivel de producción.

En contraste con estos supuestos teóricos una variación positiva de la inflación provoca un incremento en la tasa de interés y reduce la producción. Sólo que el incremento inicial sobre la tasa de interés es de muy corta duración.

c) Perturbaciones de la tasa de interés ( $\epsilon_{it}$ )

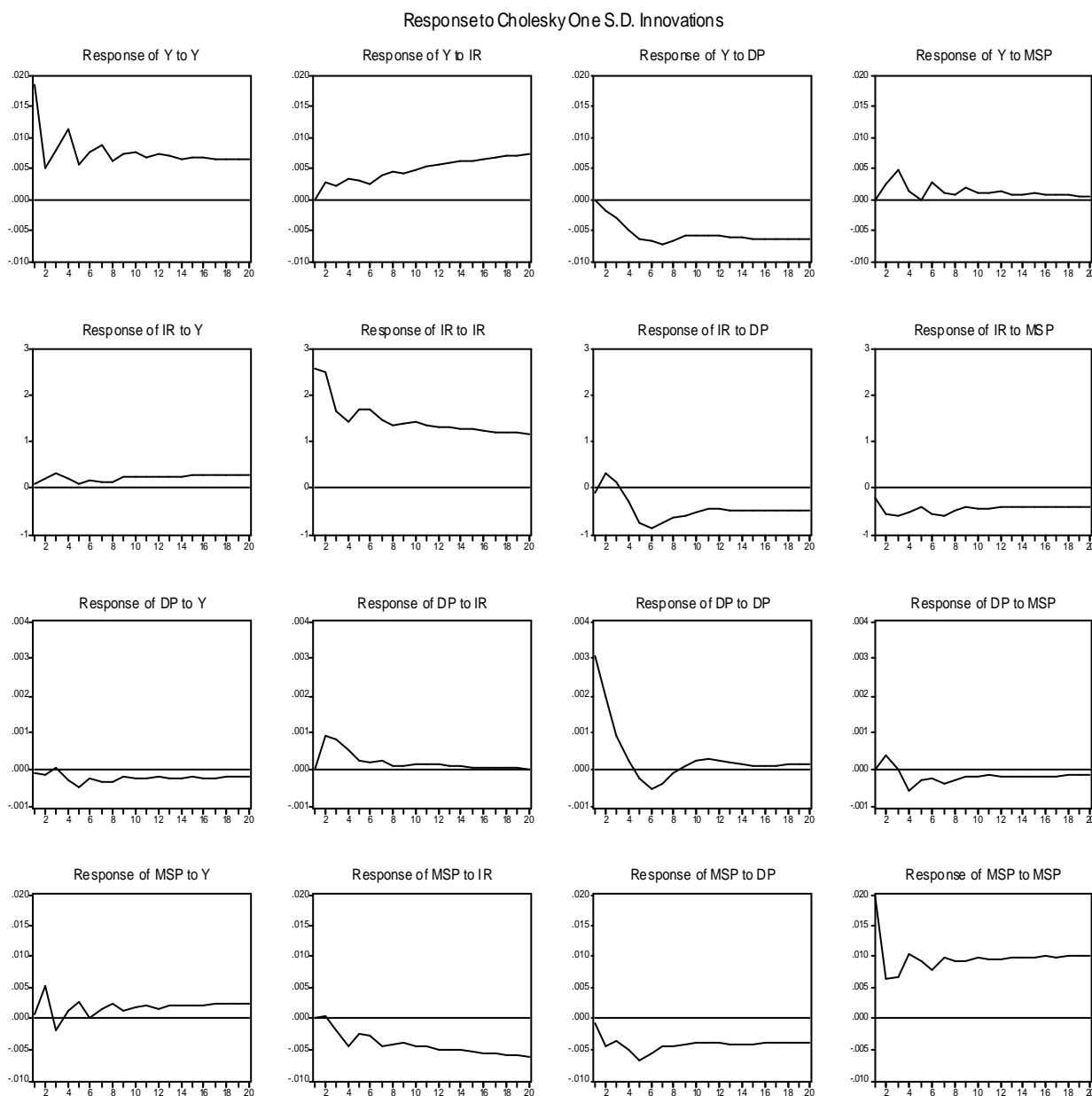
Los cambios en la política monetaria implican la elección del Banco central de su regla de política monetaria, esto es la elección de una tasa de

interés real. Una restricción monetaria incrementa la tasa de interés y baja la producción en el corto plazo. Por el contrario la elección de una tasa de interés más baja supone en el corto plazo un incremento del producto.

La evidencia de la gráfica nos demuestra ante una disminución de la tasa de interés o la elección de un bajo nivel de tasa de interés por parte del banco central tiene un efecto creciente sobre el producto, lo mismo que con la variación de la inflación, sólo que en este caso el incremento solo dura un periodo.

La demanda de dinero, contrario a lo esperado, ya que al disminuir la tasa de interés, lo usual es el incremento de los saldos reales.

Gráfico 2. Funciones Impulso-Respuesta



## VI.2.2.- Descomposición de la varianza

En esta parte se presentan las variaciones atribuibles a cada una de las perturbaciones como porcentaje de la varianza total explicada por el modelo.

Cuadro 6. Descomposición de la varianza  
% de la varianza atribuible a cada una de las innovaciones:

Variable	$e_y$	$e_s$	$e_{mpd}$	$e_{ir}$
y	<b>52</b>	26	2	20
dp	6	<b>77</b>	6	11
m-p	3	71	13	13
ir	2	9	7	<b>82</b>

De acuerdo a la información obtenida de la estimación, la mayor parte de la variación de la tasa de interés, del producto y de la cantidad de dinero es atribuible a las innovaciones de estas mismas variables. Por ejemplo el 82 por ciento de la variación en la tasa de interés corresponde a perturbaciones de esta misma variable. El 52 por ciento de las variaciones en el producto corresponde también a sus propias perturbaciones y los shocks de los saldos reales explican sólo el 13 por ciento de sus propias variaciones.

En cambio, la variación de la inflación se explica en un 77 por la oferta, once por ciento por la tasa de interés y sólo un seis por ciento por la demanda.

Estos resultados también nos permiten observar los niveles de exogeneidad de las variables. Mientras más exógena es una variable mayor será la proporción de la varianza del error de predicción atribuible a ella misma, esto ayuda a verificar si el orden en que se introdujeron las variables en el modelo es el adecuado, esto sin considerar a la teoría económica.

Esto indicaría que por orden de exogeneidad la variable tasa de interés real es más exógena, seguida de la variación de la inflación y del producto, en cambio, la cantidad de dinero es la variable menos exógena

## VII.- CONCLUSIONES

Es innegable que la estrategia monetaria del Banco de México ha repercutido de forma importante en la disminución de las tasas de interés y la inflación, aunque este hecho no es propio únicamente de nuestro país, ya que la

tendencia mundial apunta en ese sentido. Desde que se reconoció a la inflación como el objetivo último de los bancos centrales éstos han orientado su política al cumplimiento del mismo.

Esta nueva forma de actuar de los bancos centrales ha originado el surgimiento de un planteamiento teórico alternativo al marco IS-LM, denominado IS-MP. Bajo este enfoque, que describe mucho mejor el comportamiento de los bancos centrales, y mediante la estimación de un modelo VEC, fue posible simular la reacción del Banco de México ante eventos inesperados de oferta y demanda.

Para realizar este análisis se revisaron, en primer lugar, las propiedades estadísticas de las series. Al aplicar los principales contrastes de raíces unitarias y cointegración se eliminó la posibilidad de regresiones espurias y de pérdida de información de largo plazo contenida en las variables en niveles.

De los resultados obtenidos a partir de los contrastes se comprobó la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables, que junto con la dinámica de corto plazo presente en las series económicas objeto de estudio dio lugar a la estimación del vector de corrección de error (VEC).

A partir de la estimación de este vector y aplicando una transformación triangular a la matriz de varianzas y covarianzas para aislar el efecto de cada perturbación o shock y simular su efecto dinámico.

De esta estimación se obtuvieron los siguientes resultados para las funciones impulso respuesta.

- Un shock de demanda agregada provoca un efecto negativo e inmediato sobre la producción, siendo el efecto sobre la inflación de menos importancia y persistencia. Lo anterior implica que la evidencia empírica es congruente con la respuesta esperada en la producción y la variación de la inflación.
- Los resultados de las funciones impulso respuesta asociadas un shock de oferta muestran que una variación de la inflación provoca un incremento en la tasa de interés de muy corta duración y aún cuando la producción disminuye esto sucede antes de que se produzca el incremento de la tasa de interés. De acuerdo a la evidencia gráfica la producción e inflación se mueven en la misma dirección y al mismo

tiempo, lo que contradice el supuesto teórico de que no existe una relación contemporánea entre ambas variables.

- El efecto de un shock asociado a la tasa de interés genera un incremento continuo de la producción. Ambas variables se mueven en direcciones opuestas, sin embargo, al igual que en el caso anterior, este efecto se produce al mismo tiempo.

A partir del análisis de la descomposición de la varianza y de acuerdo al orden de exogeneidad que muestran las variables estas deberían introducirse en el siguiente orden:  $ir \rightarrow dp \rightarrow y \rightarrow m-p$ , lo que difiere del orden planteado teóricamente.

En resumen, de los resultados expuestos aquí no todos son congruentes con la teoría, principalmente en lo relacionado con los movimientos simultáneos de las variables, por lo que es necesario mejorar la estimación, complementando el análisis con otras técnicas econométricas, ampliar el horizonte temporal e incluir variables como el tipo de cambio y las expectativas de inflación, así como utilizar otros métodos para la identificación de la matriz de varianzas y covarianzas.

## **Referencias**

Almeida A. y Goodhart Ch. (1997). “¿Afecta la adopción de objetivos directos de inflación al comportamiento de los bancos centrales?” en La Política Monetaria y la Inflación en España. Servicio de Estudios del Banco de España. Alianza Economía.

Banco de México, *Exposición sobre la Política Monetaria para el lapso del el año de 1995 y 1996*.

Banco de México, *Programa Monetario para 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002 y 2003*.

Belaire J. y Contreras D. (1998). “*Notas sobre Cointegración*”. Departamento de Análisis Económico. Universitat de Valencia. DT98-12.

Bernanke B. y Mishkin F. (1997). “*Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy*”. Journal of Economic Perspectives, vol. 11-2.

- Enders W. (1995). “*Applied Econometric Time Series*”, John Wiley.
- Galí J. (1992), “*How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?*”. The Quarterly Journal of Economics, Vo. 107, iss. 2, p.p. 709-738
- Hamilton (1994) “*Time Series Analysis*”, Princenton University Press
- Johnston J. Y Dinardo J. (2001). “*Métodos de Econometría*”, Vicens Vives
- Kuttner, K.N. y Mosser C.P. (2002). “*The Monetary Transmission Mechanism: some answers and further questions*”. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review (mayo).
- Lewis K.M. y Mizen D. P. (2000). “*Monetary Economics*”. Oxford University Press.
- Martínez, Sánchez y Werner (2001), “*Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México*”, Banco de México, documento de investigación no. 2001-02.
- McCallum, B. (1999). “*Analysis of the Monetary Transmission Mechanism: Methodological Issues*”. Carnegie Mellon University and National Bureau of Economic Research.
- Mishkin, F. (1996). “*The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*” en Working Paper 5464, National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA. Febrero.
- Quilis E. M. (2002). “*Modelos BVAR: Especificación, Estimación e Inferencia*”, Instituto de Estudios Fiscales.
- Romer, D. (2000) “*Keynesian Macroeconomics without the LM curve*”, National Bureau of Economic Research , working paper 7461
- Romer, D. (2001), “*Advanced Macroeconomics*”, segunda ed. Mc. Graw Hill.
- Romer, D. (2002), “*Short-run Fluctuations*”, University of California, Berkeley. August.

Schwartz M. y Torres A. (2001). “*Expectativas de Inflación, Riesgo País y Política Monetaria en México*”, Banco de México. 75°. aniversario Banco de México. Seminario “Estabilización y Política Monetaria, la Experiencia Internacional”.

Torres G. A. (2000) “*Inflación y Política Monetaria en México: un análisis para el periodo 1983-1994*”, Gaceta de Economía, ITAM, no. 12

Torres G. A. (2002). “*Un análisis de las Tasas de Interés en México a través de la metodología de Reglas Monetarias*”. Banco de México, documento de investigación no. 2002-11.