

La regla de Taylor para México: un análisis econométrico

LUIS MIGUEL GALINDO
CARLOS GUERRERO*

INTRODUCCIÓN

La política monetaria es uno de los principales factores para explicar las trayectorias de corto y largo plazo de algunas de las principales variables macroeconómicas. Los bancos centrales utilizan distintos instrumentos monetarios y financieros como las tasas de interés o los agregados monetarios para incidir en la evolución de los precios, el producto o incluso el comportamiento del tipo de cambio nominal. De este modo, los determinantes de la política monetaria y sus formas de respuesta ante cambios en

Manuscrito recibido en octubre de 2001; aceptado en abril de 2003.

* Profesores de la Facultad de Economía, UNAM. El primero es titular de la Cátedra Extraordinaria Narciso Bassols y el segundo realiza estudios de doctorado en economía en España. Agradecemos los comentarios de Ignacio Perrotini y Horacio Catalán y de dos árbitros anónimos, en particular de uno de ellos que contribuyó a mejorar substancialmente el trabajo. Desde luego se aplica el descargo usual de los errores. Esta investigación se realizó dentro del proyecto PAPIIT: Análisis de la política monetaria y los mercados financieros en México, bajo los efectos de la liberalización financiera y comercial: una visión econométrica, IN 302500. E-mail: gapoliza@servidor.unam.mx

el contexto macroeconómico se han convertido en los últimos años en una área de intenso debate y análisis.¹

Trabajos recientes (Taylor, 1999) argumentan que si bien las políticas monetarias responden a decisiones discrecionales es posible también identificar algunos comportamientos regulares que pueden modelarse como reglas o algoritmos y, con ello, evaluar la importancia que le otorga cada Banco Central, en su toma de decisiones, a diversas variables como la inflación o el crecimiento económico. Desde luego esto no significa que el instituto central siga estrictamente una regla descrita por una fórmula específica. En todo caso, los bancos centrales pueden utilizar a las reglas de política monetaria como una guía para su toma de decisiones (Taylor, 1993).

El análisis y uso de determinadas reglas de política monetaria tienen además un atractivo especial en la medida en que no solamente permiten simular el comportamiento histórico de los instrumentos monetarios utilizados por el Banco Central, sino que también permiten aproximar la trayectoria de lo que se denominan políticas monetarias óptimas. En efecto, existen diversos modelos macroeconómicos (Taylor, 1999), en donde se muestra que es posible elaborar una frontera eficiente sobre las diferentes políticas monetarias y después clasificarlas de acuerdo a determinado criterio o índice de bienestar. Por desgracia, la mayoría de las investigaciones empíricas sobre este tema se han concentrado en los países desarrollados. Paradójicamente, es en el caso de los países en vías de desarrollo, con una fuerte inestabilidad en el comportamiento del producto y de los precios, donde las reglas de política monetaria parecen más atractivas. Sin embargo, el uso de reglas de política monetaria en países subdesarrollados no es evidente y, por el contrario, es necesario evaluar su validez empírica y su capacidad de simulación y predicción. En este sentido, este artículo tiene como principal objetivo analizar la evidencia econométrica disponible sobre la regla de Taylor para el caso de México.

¹ Véase por ejemplo, a un nivel anecdotico, la biografía de Woodward (2001) sobre Greenspan.

La primera sección presenta la evidencia disponible para México, y la segunda sección incluye las principales conclusiones y algunos comentarios de política monetaria.

LA REGLA DE TAYLOR Y LA EVIDENCIA EMPÍRICA

Las reglas de política monetaria implican la presencia de un componente sistemático en el comportamiento del Banco Central que es posible formular en términos de una ecuación o algoritmo. Implican también un consenso relativo sobre los objetivos del instituto central y lo que ello representa en términos de los signos o valores específicos de los coeficientes básicos de las reglas de política monetaria. Así, por ejemplo, se esperan coeficientes positivos para los precios y el diferencial entre producto y producto potencial² (Taylor, 1993). Esto es, los bancos centrales tienen como objetivo fundamental una meta de inflación o producto que buscan alcanzar a través del uso de diversos instrumentos intermedios de política monetaria y financiera. En una economía abierta estos instrumentos intermedios se refieren fundamentalmente al uso de alguna tasa de interés nominal. Esto se debe, en lo fundamental, a que la relación entre la tasa de inflación y los agregados monetarios es más inestable en una economía abierta como consecuencia de los crecientes flujos monetarios entre países o incluso por las fuertes oscilaciones cambiarias (Walsh, 2000, Mishkin, 1995 y Martínez, Sánchez y Werner, 2001). Como consecuencia de ello resulta difícil utilizar a estos agregados monetarios como un indicador adelantado de la inflación futura y se opta entonces por utilizar a la tasa de interés.

En el caso de la economía mexicana el Banco de México³ tiene como objetivo central el control de la inflación utilizando como mecanismo

² El signo de estos coeficientes para México puede también desprenderse de una lectura de los informes del Banco de México de 1990 a 2000 donde se argumenta, con distinto énfasis e intensidad, que las alzas en las tasas de interés reducen las presiones de demanda y por tanto contribuyen al control de precios y en la necesidad de mantener una tasa real de interés constante.

³ Banco de México (1993).

fundamental en los últimos años *el corto* para influir en las tasas nominales de interés (Díaz de León y Greenham, 2001 y Castellanos, 2000). Así, la política monetaria del Banco de México opera mediante el control de la liquidez con la determinación diaria de un objetivo de saldo acumulado de las cuentas de la banca comercial. Esta política implica que el Banco de México influye en la determinación de las tasas de interés nominal a través de los efectos del corto. Esto es, al incidir sobre el nivel de liquidez, que se modifica cada semana, se produce un comportamiento diferenciado sobre las tasas no obstante que los cambios en el corto no sucedan continuamente (Díaz de León y Greenham, 2001 y Castellanos, 2000). Es en este sentido que puede argumentarse que el Banco de México responde a una regla de política monetaria de tasa de interés a través del uso del corto como mecanismo de incidencia.

Existen en la actualidad diversas especificaciones sobre la regla de Taylor (Taylor, 1999) que se desprenden, normalmente, a nivel macroeconómico de alguna forma de la identidad cuantitativa del dinero (Taylor, 1999) y a nivel microeconómico de los modelos de precios con rigideces nominales del tipo de Calvo y Rotemberg (Rotemberg, 1997). Así, la regla de Taylor (1993) pretende describir la función de reacción del Banco Central a la evolución de la inflación y el producto.

En este trabajo se utiliza una especificación donde la tasa de interés nominal es función de la inflación,⁴ del producto con respecto al producto potencial y de su propio valor rezagado (Taylor, 1999, Rotemberg y Woodford, 1999 y Clarida, Galí y Gertler, 1999). La especificación presentada en la ecuación [1] permite entonces identificar el compromiso del Banco Central con determinadas metas de inflación y producto. Así, los coeficientes esperados de la ecuación [1] son $\beta_0 > 0$, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 > 0$. Esto es, la función de reacción del Banco Central indica que la tasa de interés nominal sube cuando la inflación aumenta o cuando el crecimiento del producto es superior al del producto potencial. Esta interpretación implica que el Banco Central busca mantener una tasa de interés real

⁴ Una variante de esta especificación sustituye a la tasa de inflación por el diferencial entre la inflación real y algún componente de tendencia o la meta inflacionaria. Estas estimaciones se incluyeron en el apéndice.

relativamente constante y que existe una especie de curva de Phillips aumentada en donde un crecimiento económico superior al producto potencial se asocia a un mayor ritmo de inflación. Este tipo de función de reacción se conoce como una política monetaria contra el viento (Clarida, Galí y Gertler, 1999). El valor positivo de la constante refleja la presencia de una tasa de interés real. Por su parte, la inclusión de la tasa de interés nominal con un retardo permite que los cambios en la tasa de interés sean paulatinos y responde al hecho de que las políticas monetarias tienden por lo general a ser gradualistas. En el caso donde no existe un comportamiento gradual con respecto a la tasa de interés ($\beta_3 = 0$) y el diferencial de producto no sea estadísticamente significativo ($\beta_2 = 0$) entonces la ecuación [1] corresponde básicamente a la hipótesis de Fisher. Por el contrario, en el caso donde la inflación o su expectativa no es un factor relevante en la ecuación [1] entonces la tasa de interés responde al diferencial de producto.

La ecuación [1] refleja además la presencia de una retroalimentación entre la varianza de la inflación y el producto en particular en el caso de presiones de costos (Clarida, Galí y Gertler, 1999). En este caso reducciones importantes en la varianza de la inflación pueden estar acompañadas de un aumento en la varianza del producto como consecuencia de oscilaciones importantes en la tasa de interés o el uso de movimientos abruptos en dicha tasa para neutralizar los choques de demanda. Asimismo, debe de considerarse que en el caso donde los choques de inflación persisten en el tiempo, entonces los costos de eliminarla son más elevados en términos de la contracción del producto requerida.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_2 y^s_t + \beta_3 R_{t-1} + u_t \quad [1]$$

Donde R_t representa a la tasa de interés nominal de Cetes a tres meses, π_t es la tasa de inflación, y^s_t es el diferencial de producto estimado entre el producto interno bruto (PIB) y el producto interno bruto tendencial y u_t es el término de error.

La estimación de la ecuación [1] requiere considerar las propiedades estadísticas de las series, en particular en lo referente a su orden de integración. Así, el producto tiene un comportamiento que corresponde

normalmente al de una serie no estacionaria aunque la evidencia empírica disponible no permite necesariamente distinguir entre un comportamiento que corresponde a un proceso diferenciable estacionario o estacionario con tendencia (Perron, 1989 y Fuhrer y Moore, 1995). De este modo, el uso de desviaciones sobre su tendencia ajustada como el diferencial entre el producto y el producto potencial debe corresponder a un proceso estacionario. Aun, Fuhrer y Moore (1995) argumentan que los resultados no son sensibles al método de substracción de la tendencia, lo que permite construir una serie $I(0)$ que corresponde a las desviaciones entre el producto y el producto potencial.

Por su parte, el orden de integración de la tasa de interés y la inflación no es tampoco necesariamente evidente. Esto es, normalmente la información disponible sugiere que ambas series son no estacionarias. Ello, sin embargo, es difícil de sostener desde el punto de vista de la teoría económica, ya que implica que ambas series crecen sin cota, lo que además contradice la evidencia histórica de largo plazo. Por el contrario, es posible argumentar que la tasa de inflación y la tasa de interés tienen períodos de crecimiento que son seguidos de fases descendentes. Esto debe de traducirse en que ambas variables se comportan como series estacionarias al menos para períodos largos. Es probable que en alguna medida R_t y π_t tengan un comportamiento cercano a un camino aleatorio y que posiblemente existan cambios estructurales en las series que dificultan su identificación a través de las pruebas de raíces unitarias (Campbell, Loo y MacKinlay, 1997). En tal sentido, en este trabajo se aplicaron un conjunto de pruebas de raíces unitarias para ubicar el comportamiento general de las series buscando que la ecuación [1] esté balanceada.

La base de datos utilizada son series trimestrales sin desestacionalizar de 1990(1) a 2000(4). La tasa de interés nominal es la tasa promedio de Cetes a tres meses, la tasa de inflación es el índice de precios al consumidor que se obtuvo como $\pi_t = 100*(p_t - p_{t-1})$ y las desviaciones del producto potencial como $y_t^g = (y_t - yhp_t)$ donde y_t es el producto interno bruto (PIB) y yhp_t es la tendencia ajustada del PIB por el filtro de Hodrick y Prescott (1997). El filtro de Hodrick-Prescott se obtiene considerando que el producto en México es la suma de un componente de crecimiento denominado g_t y el componente cíclico c_t de acuerdo al siguiente algoritmo:

$$y_t = g_t + c_t \quad [2]$$

$$\text{Min} \{ \sum^n c_t^2 + \lambda \sum^n [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \} \quad [3]$$

Donde $c_t = y_t - g_t$ y λ es un número positivo que penaliza por la variabilidad en el componente de crecimiento de la serie.

El procedimiento de Hodrick-Prescott para descomponer el componente tendencial y cíclico puede ocasionar comportamientos cíclicos espúreos en el caso de series I(2) (Harvey y Gaeger, 1993) o con una tendencia estocástica pronunciada (Cogley y Nason, 1995). No obstante existe también evidencia favorable para sostener que en especial para el comportamiento del producto resulta un método satisfactorio (Harvey y Gaeger, 1993). En todo caso, para reducir la posibilidad de comportamientos cíclicos espúreos, se analizó el orden de integración de las series y se procedió a comparar los resultados obtenidos por distintos métodos de exclusión de la tendencia. Los resultados indican que el producto es una serie I(1) (cuadro 1.A) y que los patrones cíclicos son relativamente similares utilizando diversas formas de eliminar la tendencia (cuadro 2.A) lo que reduce la posibilidad de que los comportamientos cíclicos utilizados sean espúreos.

Las pruebas de raíces unitarias consistieron en las conocidas Dickey Fuller Aumentada (1981) y Phillips Perron (1988). Ambas pruebas tienen como hipótesis nula que la serie es no estacionaria. Se utilizó el procedimiento de lo “general a lo específico” incluyendo pruebas con constante y tendencia para analizar su significancia estadística. El número de rezagos (k) se seleccionó de acuerdo al procedimiento t -sig (Perron, 1997) en donde se utilizaron inicialmente ocho rezagos y luego se redujo la ecuación hasta que el último término fue estadísticamente significativo. Además se utilizó la prueba de Kwiatkowski *et al.* (1992) (KPSS) donde la hipótesis nula es que la serie es estacionaria. Esta batería de pruebas permitieron realizar también una hipótesis conjunta DF-KPSS⁵ al 5 y 10% de significancia. Maddala y Kim (1998) y Charemza y Syczewska (1998)

⁵ Maddala y Kim (1998) afirman que en principio es indiferente utilizar la ADF-KPSS o la PP-KPSS ya que no altera esencialmente los resultados.

argumentan que este enfoque permite realizar mejores inferencias estadísticas.

Las pruebas de raíces unitarias, sintetizadas en el cuadro 1, indican que la evidencia empírica sobre la tasa de interés no es concluyente sobre su orden de integración. Esto es, la mayoría de las pruebas ADF y PP sugieren que la serie es I(1) aunque existe evidencia también de que puede ser considerada como estacionaria en torno a una constante utilizando la ADF (modelo B) y la KPSS. Asimismo se observa que todas las pruebas, incluyendo la conjunta ADF-KPSS confirman que ΔR_t es estacionaria. En el caso de la tasa de inflación las pruebas de PP y KPSS indican que puede considerarse como una serie estacionaria en torno a una constante o tendencia. Asimismo todas las pruebas muestran que los cambios en la inflación son I(0), incluyendo la conjunta ADF-KPSS. Finalmente la mayoría de las pruebas sobre el diferencial del producto muestran que la serie es estacionaria. De este modo, la evidencia sobre el orden de integración de las series no es concluyente y resulta plausible estimar un modelo utilizando a la tasa de interés, a la inflación y a las desviaciones del producto —suponiendo a las dos primeras variables como estacionarias—, en torno a una constante o tendencia y a la tercera variable como estacionaria.

Las propiedades de las series, para estimar una ecuación balanceada, pueden además analizarse utilizando las condiciones de estabilidad de un modelo de vectores autoregresivos (VAR). Estas condiciones permiten entonces obtener un modelo con una representación estable. El VAR puede definirse, sin constante o tendencias lineales o variables ficticias, como (Davinson y MacKinnon, 1993):

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + V_t \quad [4]$$

Donde Y_t representa el vector columna de variables, Π_i es la matriz de coeficientes respectiva y V_t incluye a los términos de error respectivos. La ecuación [4] puede escribirse en términos del polinomio característico (Johansen, 1995) como:

$$A(L)Y_t = U_t \quad [5]$$

CUADRO 1
Pruebas de raíces unitarias

Serie	Prueba	Modelo A	Modelo B	Modelo C	η_μ	η_τ
R_t	ADF(3)	-3.03	-3.07*	-1.03		
	PP(3)	-2.82	-2.87	-1.53		
	KPSS				0.156*	0.162
ΔR_t	ADF(2)	-2.89	-2.94*	-3.001*		
	PP(2)	-6.13*	-6.22*	-6.30*		
	KPSS				0.084*	0.075*
π_t	ADF(2)	-7.91*	-8.01*	-8.09*		
	PP(2)	-6.68*	-6.77*	-6.86*		
	KPSS				0.041*	0.038*
$\Delta \pi_t$	ADF(1)	-7.91*	-8.01*	-8.09*		
	PP(1)	-6.68*	-6.77*	-6.86*		
	KPSS				0.041*	0.038*
y_t^a	ADF(8)	-2.38	-2.4	-2.46*		
	PP(8)	-6.29*	-6.32*	-6.33*		
	KPSS				0.231*	0.141*
Δy_t^a	ADF(8)	-2.95	-2.96*	-3.01*		
	PP(8)	-20.88*	-20.98*	-21.29*		
	KPSS				0.045*	0.042*

Notas: En el modelo A la prueba incluye tendencia y constante; modelo B sólo incluye constante y, modelo C no tiene constante o tendencia.

La prueba KPSS definida como η_μ incluye al intercepto y la definida como η_τ incluye a la tendencia.

Los valores críticos para la ADF y PP a 5% de significancia son: Modelo A: -3.50, Modelo B: -2.93 y Modelo C: -1.95.

En la prueba KPSS se reporta el octavo rezago con valores críticos a 5% de significancia de 0.463 para η_μ y de 0.146 para η_τ .

[*] = Rechazo de la hipótesis nula a 5%.

Período de estimación: 1990(1)-2000(4).

En este caso la estabilidad del VAR se obtiene cuando las raíces características del polinomio son menores a uno (Patterson, 2000). Los resultados obtenidos (cuadro 2) indican que, en efecto, las raíces características son menores a uno por lo que puede considerarse que el modelo cumple con las condiciones de estabilidad requeridas.

Las estimaciones de la regla de Taylor incluidas en la ecuación [6] son una aproximación adecuada del proceso generador de información. Esto es, el modelo reproduce satisfactoriamente el comportamiento de los datos como se observa en el alto coeficiente de determinación. Las prue-

CUADRO 2

Raíces características del modelo VAR de la regla de Taylor

Real	Complejo	Módulo
-0.3104	0.0000	0.1304
-0.3120	0.6228	0.6966
-0.3120	-0.6228	0.6966

Notas: Período: 1990(1)-2000(4). El VAR incluye cuatro rezagos y constante.

bas de diagnóstico indican además que los errores no rechazan la hipótesis nula de una distribución normal y no existe evidencia de autocorrelación o heterocedasticidad en los residuales. Asimismo, la evidencia disponible sugiere que el modelo es relativamente estable como lo muestran las pruebas de Chow y de Chow de pronóstico y las estimaciones recursivas en donde no se rechaza la hipótesis nula con CUSUM y CUSUMQ aunque ésta última se acerca a la región de rechazo para 1995. Asimismo, los pronósticos realizados para el período 1999(1)-2000(4) indican que la diferencia entre los valores reales y los proyectados no es estadísticamente significativa (cuadro 3).

La función de reacción de la tasa de interés nominal responde entonces de forma positiva aunque menos que proporcionalmente a la tasa de inflación y existe un proceso de amortiguamiento con respecto a dicha tasa. El coeficiente de la tasa inflación en el caso de México es menor al calculado por Taylor (1999) y por Clarida, Galí y Gertler (2000) para Estados Unidos.⁶ Destaca además que la tasa de inflación utilizada en México es la trimestral anualizada mientras que en Estados Unidos se prefiere incluir en la estimación al promedio del año. Ello sugiere que los

⁶ En el apéndice se incluyen estimaciones de la regla de Taylor utilizando una especificación que incorpora el diferencial entre la tasa de inflación y una meta objetivo calculada por el filtro de Hodrick-Prescott. Esta especificación no resulta satisfactoria en la medida en que puede estar sujeta con mayor probabilidad a la crítica de comportamientos espúreos como consecuencia de la tradicional dificultad de identificar el orden de integración del índice de precios o la inflación y además los resultados econométricos no resultan satisfactorios.

agentes económicos en México, como consecuencia de la experiencia reciente de una fuerte inestabilidad de precios, ponderan con mayor atención la información más actual.

El diferencial del producto no es estadísticamente significativo, lo que expresa que el Banco de México concentró su estrategia monetaria en el control de la tasa de inflación mientras que no consideró en forma sistemática sus efectos sobre el diferencial de producto. De este modo, existe una diferencia evidente con respecto a los valores obtenidos para el caso de Estados Unidos donde las desviaciones entre el producto y el producto potencial son ponderadas por un coeficiente de 0.5 en la regla de Taylor. El término constante es estadísticamente significativo y sustancialmente mayor al usado por Taylor para Estados Unidos. Ello refleja la existencia de una tasa de interés real mayor en México como consecuencia de la percepción de riesgo país, lo que es confirmado por la solución de largo plazo del modelo.

Los resultados sobre el producto no son, sin embargo, completamente novedosos. Por ejemplo, Clarida, Galí y Gertler (1999) encuentran un resultado similar para lo que definen la era Volker-Greenspan. Asimismo, Martínez, Sánchez y Werner (2001) encuentran también que la brecha de producto no es estadísticamente significativa en cuatro de las seis regresiones estimadas para el caso de México.⁷

$$R_t = 7.52 + 0.65\pi_t - 0.16y_t^g + 0.22R_{t-1} \quad [6]$$

t: (3.53) (7.80) (-0.67) (2.19)
p: (0.001) (0.000) (0.501) (0.034)

$$R^2 = 0.75$$

Normalidad: Jarque Bera: $X^2 = 2.28$ [0.319]

Autocorrelación: $LM(4)$: $P = [0.070]$

Heteroscedasticidad: $ARCH(4)$: $P = [0.919]$

Solución de largo plazo:

$$R_t = 9.74 + 0.84\pi_t - 0.21y_t^g$$

⁷ Ello no obstante que Martínez, Sánchez y Werner (2001) estiman la regla de Taylor con respecto a la tasa de interés real e incluyendo los efectos del tipo de cambio real.

Pruebas de constancia en los parámetros sobre 1999(1)-2000(4):

Prueba de Chow: $F(8,32) = 0.10[0.998]$

Prueba de Chow de pronóstico: $X^2(8) = 0.90[0.998]$

CUSUM: No rechaza H_0

CUSUMQ: No rechaza H_0

Período: 1990(1)-2000(4)

CUADRO 3

Valores reales y pronosticados por la regla de Taylor

Período	R_t	R'_t	$R_t - R'_t$	E.S.	Valor t
1999(1)	27.8	27.86	-0.67	5.19	0.13
1999(2)	21.04	19.22	1.81	5.24	0.34
1999(3)	21.24	18.31	2.92	5.30	0.55
1999(4)	18.75	18.43	0.31	5.18	0.06
2000(1)	15.94	18.75	-2.81	5.15	0.54
2000(2)	16.15	14.56	1.58	5.20	0.30
2000(3)	15.52	15.49	0.02	5.25	0.004
2000(4)	17.98	17.40	0.57	5.18	0.111

Notas: R'_t = Tasa de interés nominal pronosticada por el modelo.

E.S. = Error estándar.

Estos resultados muestran que la política instrumentada por el Banco de México puede simularse utilizando una regla de Taylor excluyendo estadísticamente los efectos de las desviaciones del producto y el producto potencial. En este sentido, una regla sencilla permite explicar los procesos de ajuste que sigue el Banco Central destacando el compromiso fundamental del combate a la inflación y excluyendo los efectos de las desviaciones del producto y el producto potencial.

La evidencia obtenida permite observar que en general la política monetaria tiende a ser gradualista en la medida en que responde a diversas restricciones. Este comportamiento gradualista se debe a diversos factores en donde destaca el desfasamiento temporal de la información disponible para decidir las estrategias monetarias y la incertidumbre sobre el modelo *adecuado* que describa acertadamente los efectos de las políticas monetarias aplicadas y el desconocimiento de los efectos rea-

gados. Asimismo, existe una tendencia en los bancos centrales a realizar cambios paulatinos en la tasa de interés para evitar un proceso de inestabilidad financiera.

Este tipo de política monetaria concentrada en el control de la inflación sólo se considera óptima en el caso donde el comportamiento del producto no tiene ninguna relevancia y no existe un efecto de presión de costos en el crecimiento de los precios (Clarida, Galí y Gertler, 1999). De otra manera la trayectoria óptima de la política monetaria debe de incluir una convergencia gradual a las metas de inflación propuestas (Svensson, 1997 y Ball, 1997) y garantizar una reputación adecuada del Banco Central.

Esta regla de política monetaria ha resultado relativamente exitosa de acuerdo al criterio de reducción de la inflación aunque no es necesariamente eficiente al considerar la varianza que genera en el comportamiento del producto. Esto es, una estrategia monetaria concentrada en controlar el nivel de precios a través de movimientos incluso bruscos en la tasa de interés puede ocasionar una varianza importante en la tasa de crecimiento económico (Rotemberg y Woodford, 1999, Taylor, 1994 y Clarida, Galí y Gertler, 1999).

CONCLUSIONES

La evidencia disponible indica que la política monetaria del Banco de México puede describirse satisfactoriamente utilizando un modelo que se desprende de la regla de Taylor. Esto significa que estas reglas simples pueden entonces usarse como guía o para discutir los pesos específicos que tiene cada variable en la definición de la política monetaria. Desde luego estas reglas no son obligatorias y sólo describen las sensibilidades de respuesta del banco central. El uso de reglas simples permite además reducir las dificultades que significa la incertidumbre sobre el verdadero modelo. Esto es, el desconocimiento del modelo real implica que resulta muy riesgoso e incierto utilizar políticas monetarias que se instrumentan con base en los resultados obtenidos de un modelo específico. En este sentido, la descripción de la política monetaria con base a una regla simple permite utilizar estos resultados como una guía práctica.

Los resultados obtenidos indican que la tasa de interés nominal de Cetes a tres meses responde a los movimientos en la tasa de inflación anualizada del último trimestre. La rápida respuesta de la tasa de interés a los movimientos de precios de los últimos tres meses refleja la historia reciente de una alta variabilidad de la inflación. De este modo, los agentes reaccionan inmediatamente a cambios en los precios que pueden traducirse en una sobre-reacción a choques exógenos de precios. Esto es, una alza inesperada pero transitoria en la inflación que no tenga efectos permanentes en el largo plazo se traduce en un aumento de la tasa de interés. Ello implica posiblemente un nivel de inversión menor en el caso en que los agentes formen sus expectativas en un horizonte de largo plazo.

Las desviaciones del producto con respecto al producto potencial no son, en el caso de México, estadísticamente significativas en la ecuación que identifica a la regla de Taylor. Esto representa una diferencia crucial con respecto a los valores que argumenta Taylor (1993) para los Estados Unidos e implica que el Banco de México se concentra exclusivamente en la tasa de inflación dejando a un lado el comportamiento de las desviaciones del producto con respecto a su trayectoria tendencial. Esta estrategia es ciertamente exitosa en términos del control del nivel de precios pero, por desgracia, no se traduce necesariamente en una política óptima en la medida en que genera una varianza excesiva en el comportamiento del producto en el caso probable de que existan presiones de costos. No obstante debe considerarse que una política monetaria concentrada en la tasa de inflación resulta importante para garantizar la reputación y credibilidad del Banco Central y por tanto su capacidad futura de incidir en el comportamiento de los precios. Por ejemplo, en un contexto donde los precios y los salarios son determinados tomando en consideración el curso futuro de la política monetaria, entonces las fases de deflación son menos costosas con una reputación adecuada del Banco Central⁸ (Clarida, Galí y Gertler, 1999).

⁸ En este sentido se considera útil nombrar a un gobernador del Banco Central con una aversión a la inflación mayor que el de la sociedad en general para ganar credibilidad.

La importancia de la tasa de interés rezagada sugiere que los movimientos en esta variable no son independientes en el tiempo. Ello significa que por lo general los cambios en las tasas de interés se realizan de manera gradual y por tanto el valor actual condiciona, en alguna medida, el valor futuro. Este comportamiento se debe a que se considera que movimientos bruscos en las tasas de interés tienen efectos negativos en la estabilidad del sistema financiero.

La constante es elevada y estadísticamente significativa reflejando la importancia de mantener en una economía pequeña y abierta una tasa de interés real que incluya una prima de riesgo. Este punto, sin embargo, debe de tratarse con mayor detalle e incluir, por ejemplo, funciones de reacción de la tasa de interés con respecto al tipo de cambio.

Debe, sin embargo, considerarse que las estimaciones obtenidas no pueden utilizarse directamente como guía de la política monetaria en la medida en que no todos los valores incluidos son conocidos en el tiempo t . Esto es, la presencia de rezagos en la información económica implica que los ajustes en la tasa de interés se realizan normalmente desconociendo los valores reales de la inflación o del producto potencial. En este sentido, es más realista utilizar los valores de estas variables en el tiempo $t-1$ o utilizar directamente la expectativa de variables esperadas. Así, el funcionamiento de la política monetaria, en una economía con fricciones e imperfecciones nominales, debe de incluir un esquema de rezagos en las variables consideradas. El uso de rezagos permite entonces resolver el problema práctico originado por el desfase temporal en la publicación de las series económicas y las correcciones posteriores (Svensson, 1997).

REFERENCIAS

- Ball, L., "Efficient rules for monetary policy", NBER documento de Trabajo, núm. 5952, National Bureau of Economic Research, 1997.
- Banco de México, *Ley del Banco de México*, diciembre de 1993.
- Campbell, J. Y., A. W. Loo y A.C. Mackinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.

- Castellanos, S. G., “El efecto del ‘corto’ sobre la estructura de tasas de interés”, Banco de México, Documento de investigación, núm. 2000-1, junio de 2000.
- Charemza, W. W. y E. M. Syczewska, “Joint Application of the Dickey Fuller and KPSS tests”, *Economic Letters*, núm. 61, 1998, pp. 17-21.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler, “The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVII, diciembre de 1999, pp. 1661-1707.
- , “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, NBER, documento de trabajo 6442, National Bureau of Economic Research, marzo de 2000.
- Cogley, T. y J. M. Nason, “Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series. Implications for Business Cycle Research”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, núm. 19, 1995, pp. 253-278.
- Davinson, R. y J. G. Mackinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, 1993.
- Díaz de León, A. y L. Greenham, “Política monetaria y tasas de interés: experiencia reciente para el caso de México”, *Economía Mexicana Nueva Época*, vol. X, núm. 2, 2001, pp. 213-258.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, Julio de 1981, pp. 1057-1077.
- Fuhrer, J. C. y G. R. Moore, “Monetary Trade-offs and the Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output”, *American Economic Review*, vol. 85, núm. 1, marzo de 1995, pp. 219-239.
- Harvey, A. C. y A. Jaeger, “D detrending, Stylized Facts and the Business Cycle”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 8, 1993, pp. 231-247.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott, “Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation”, *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 29, núm. 1, febrero de 1997, pp. 1-16.
- Johansen, S., *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, 1995.

- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, núm. 54, 1992, pp. 159-178.
- Maddala, G. S. e I. M. Kim, *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- Martínez, I., O. Sánchez y A. Werner, "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México", Documento de investigación, núm. 2001-02, marzo de 2001, Banco de México.
- McCallum, B. T. y E. Nelson, "Performance of Operational Rules in an Estimated Semiclassical Structural Model", en Taylor, J. B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 1999, pp. 15-56.
- Mishkin, F. S., "Symposium on the Monetary Transmission mechanism", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4, 3-10, 1995.
- , "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, 1992, pp. 195-215.
- Patterson, P., *An Introduction to Applied Econometrics: a Time Series Approach*, St. Martín Press, 1997.
- Perron, P., "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomics Variables", *Journal of Econometrics*, núm. 80, 1997, pp. 355-385.
- , "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, núm. 57(6), 1989, pp. 1361-1401.
- Phillips, P. C. P. y P. Perron, "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biométrica*, vol. 75, 1988, pp. 335-346.
- Rotemberg, J. J. y M. Woodford, "Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model", en Taylor, J. B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 1999, pp. 319-348.
- Rotemberg, J. J., "The New Keynesian Microfoundations", en S. Fischer (ed.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 1987, pp. 297-346.

- Svensson, L. E. O., "Infation Forecast Tergeting: Implementation and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, núm. 41, junio, 1997, pp. 1111-1147.
- Taylor, J. B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 1999.
- , "A historical Analysis of Monetary Policy Rules", en Taylor, J. B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 1999, pp. 319-348.
- , "Discretion Versus Policy Rules in Practice", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, núm. 39, 1993, pp. 195-214.
- Walsh, C. E., *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, 2000.
- Woodward, B., *Greenspan*, Península Atalaya, 2001.

APÉNDICE

CUADRO 1A

Pruebas de raíces unitarias para el PIB

	ADF(4)	PP(4)
y_t	1.49	2.21
Δy_t	-3.48	17.50

Notas: ADF(4) = Prueba de Dickey Fuller Aumentada con cuatro rezagos para corregir por posibles problemas de autocorrelación o heterocedasticidad.

PP(4) = Prueba de Phillips-Perron con cuatro rezagos para corregir por posibles problemas de autocorrelación o heterocedasticidad.

CUADRO 2A

Coeficientes de correlación de los diferenciales de producto

	gapy	gapy1	gapy2
gapy	1.00	0.65	0.78
gapy1	0.65	1.00	0.79
gapy2	0.78	0.79	1.00

Notas: gapy = Diferencial de producto estimando la tendencia con el filtro de Hodrick-Prescott.

gapy1 = Diferencial de producto estimando la tendencia con un AR(1).

gapy2 = Diferencial de producto estimando la tendencia con un promedio móvil cuatro.

Estimación de la regla de Taylor incluyendo el diferencial de tasa de inflación

$$R_t = 15.74 + 11.93gap\pi_t + 0.59gap\pi_t + 0.32R_{t-1}$$

t: (3.91) (0.29) (3.25) (2.07)

P: [0.000] [0.770] [0.002] [0.043]

$$R^2 = 0.53$$

Normalidad; Jarque-Bera: *P* = [0.000]

Autocorrelación: LM(4); *P* = [0.274]

Heterocedasticidad: ARCH(4): *P* = [0.003]

Período: 1990(1)-2000(4)

gap\pi_t = Tasa de inflación anual con respecto a su filtro de Hodrick-Prescott