

LA TASA DE INTERÉS REAL EN MÉXICO: UN ANÁLISIS DE RAÍCES UNITARIAS CON CAMBIO ESTRUCTURAL

LUIS MIGUEL GALINDO Y HORACIO CATALÁN

Resumen:

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la tasa de interés real en México para el periodo 1978-2001 utilizando datos trimestrales. Durante este periodo la tasa de interés real sigue una trayectoria con rompimientos bruscos y repentinos que hace difícil distinguir entre una serie estacionaria con cambios estructurales y una serie no estacionaria. Sin embargo, las pruebas de raíces unitarias realizadas indican que la serie es estacionaria considerando la posibilidad de cambios estructurales. Este resultado es consistente con la hipótesis de que en el largo plazo la tasa de interés real no puede crecer sin cota, por lo que debe tener una media reversible, junto con rendimientos reales, como mecanismos para influir en los movimientos de capitales.

Palabras clave: Tasa de interés real, raíz unitaria, cambio estructural.

Recibido: 20 de enero de 2003.

Enviado a dictamen: 18 de febrero de 2003.

Aceptado: 3 de junio de 2003.

Introducción

La tasa de interés real es una de las variables fundamentales para explicar las relaciones que se establecen entre la esfera productiva y la financiera, representa uno de los canales de transmisión más importantes de la política monetaria, asociado al costo de financiamiento, y permite además identificar la relación que se establece entre la tasa de interés nominal y la inflación (Walsh, 2000). En este sentido, su trayectoria y comportamiento en el tiempo representan un referente fundamental para evaluar la política monetaria y sus impactos en la inflación, en el tipo de cambio y en el producto (Martínez, Sánchez y Werner, 2001) y permite además identificar la magnitud del riesgo-país para los capitales internacionales. Las características de la evolución de la tasa de interés resultan asimismo fundamentales para determinar los efectos que ocasiona un shock monetario o real en la economía, en la medida en que la presencia de una raíz unitaria implica un impacto permanente, mientras que en el caso de una serie estacionaria el efecto será sólo temporal y limitado en el tiempo.

El comportamiento de la tasa de interés real en México ha experimentado periodos de relativa estabilidad con otros de intensa volatilidad, probablemente asociados a cambios de regímenes de política monetaria en las últimas dos décadas. No obstante este comportamiento tan irregular, existen algunos patrones sistemáticos que implican también trayectorias específicas en la tasa de interés nominal y la inflación, y que tienen por tanto sus consecuencias en la tasa de interés real.

En este sentido, el principal objetivo de este trabajo es analizar la posible presencia de raíces unitarias en la tasa de interés real en México para el periodo 1978(1)-2001(4) utilizando datos trimestrales. Sin embargo, debe considerarse que la presencia de posibles cambios estructurales y la alta volatilidad en la serie reduce el poder de las pruebas de raíces unitarias (Maddala y Kim, 1998), haciendo difícil distinguir entre la existencia de una raíz unitaria genuina o un cambio estructural en el comportamiento de la variable



(Ben-David y Papell, 1995). Para enfrentar este problema se utilizaron un conjunto de pruebas de raíces unitarias, incluyendo la propuesta por Perron (1997), que permite identificar la presencia de cambio estructural en las series.

El trabajo se divide en tres partes. La segunda sección incluye el contexto de las pruebas sobre la tasa de interés real y la evidencia empírica obtenida, y la tercera presenta las conclusiones y algunos comentarios generales.

Marco general y evidencia empírica

La ecuación [1] permite obtener un cálculo de la tasa de interés real a partir de la tasa de interés efectiva y la inflación esperada.

[1]

Donde¹ r_t representa la tasa de interés real, i_t es la tasa nominal y α_t^e es la tasa de inflación esperada. La literatura económica (Walsh, 2000) plantea diversos argumentos sobre las relaciones de causalidad entre estas tres variables. Esto es, por un lado, la corriente asociada a la dicotomía clásica sostiene que las variables reales se determinan separadamente de las variables nominales. En este sentido, por ejemplo, el comportamiento de la tasa de interés real puede explicarse por cambios en la productividad que se traducen en modificaciones en la rentabilidad esperada (Blanchard y Summers, 1984). Así, la tasa real se encuentra determinada en forma independiente de los factores monetarios (Walsh, 2000). Por el otro lado, la corriente asociada a la presencia de mercados imperfectos, costos de información y de transacción y precios pegajosos argumenta que existe una relación entre las variables reales y las financieras (Mishkin, 1992). De esta forma, una inyección monetaria puede reducir la tasa de interés nominal y aumentar la inflación, llevando a cambios en la tasa de interés real (Walsh, 2000, pp. 187). Estas modificaciones en los rendimientos reales se expresarán en las trayectorias de otras variables, como el

consumo o la inversión (Obstfeld y Rogoff, 1999).

Una primera aproximación a fin de identificar los factores que determinan la tasa de interés real es la conocida hipótesis de Fisher (Mishkin, 1990). Esta plantea que la tasa esperada de inflación puede aproximarse por la trayectoria de la tasa de interés nominal, de modo que la tasa de interés real se mantiene relativamente constante. De este modo, la hipótesis de Fisher implica que, en equilibrio, las ganancias nominales y reales en los bonos son iguales, ya que ello diluye las opciones de arbitraje:²

$$\alpha_t^e = i_t - r_t$$

[2]

La ecuación [2] permite argumentar que los cambios en la tasa nominal pueden utilizarse entonces como un pre-dictor de la tasa futura de inflación, de mantenerse relativamente constante la tasa de interés real. En este sentido, bajo el supuesto de que la tasa de interés nominal y la tasa de inflación son series no estacionarias, entonces ambas variables pueden estar cointegradas y, por tanto, la tasa de interés real puede caracterizarse como una serie estacionaria. De este modo, la validez de la hipótesis de Fisher puede analizarse a través de identificar el orden de integración de la tasa de interés real. Sin embargo, el análisis de las raíces unitarias en una economía con alta volatilidad en sus variables nominales es ciertamente una tarea compleja. Por ejemplo, en el caso en que la varianza de la serie cambie en el tiempo puede hacer difícil distinguir entre una serie estacionaria con cambio estructural con respecto de otra que es genuinamente no estacionaria. Esta dificultad, asociada a la presencia de cambios estructurales en las series, limita la validez de las pruebas tradicionales de raíces unitarias. Sin embargo, en la actualidad existen estadísticos que permiten incluir la presencia de cambios estructurales en las series en el contexto de un análisis sobre raíces unitarias (Perron, 1997).

La evidencia internacional disponible más reciente sobre la

¹ Las definiciones de las variables y las fuentes estadísticas se encuentran en el apéndice.

² Utilizando la prueba Phillips-Perron, los resultados son similares a aquellos obtenidos con la adf.



tasa de interés real ex-post confirma este problema asociado a la presencia de cambios estructurales en la serie o al cambio en la media, que dificultan el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria. Esto es, las pruebas tradicionales sugieren que la tasa de interés real tiene raíz unitaria (Walsh, 1987) de no considerarse explícitamente la posibilidad de cambios estructurales. Por el contrario, Hamilton (1989), García y Perron (1996) y Perron (1990) argumentan que, atendiendo a la presencia de cambios de régimen o estructurales en la serie, entonces esta variable puede considerarse como estacionaria.

Los datos utilizados en este trabajo corresponden a series trimestrales de 1978(1) a 2001(4) sin desestacionalizar. La tasa de interés nominal es aproximada por la tasa de interés de los Cetes a 91 días (i_t), y como variable de precios se utilizó el Índice de Precios al Consumidor³ (p_t). La ecuación [1] define a la tasa de interés real a corto plazo. Bajo el supuesto de expectativas racionales con información perfecta, la tasa de inflación esperada es igual a la tasa de inflación observada en el siguiente periodo, es decir $\alpha_t^e = \alpha_{t+1}$ (Aportela, Ardavín y Cruz, 2001).

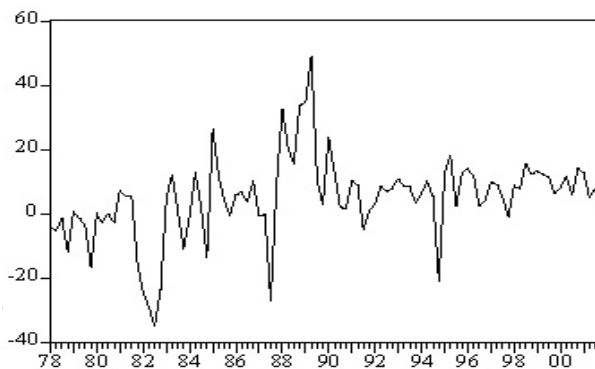
En la Gráfica 1 se presentan los valores de la tasa de interés real, donde se aprecia un comportamiento volátil con variaciones substanciales asociadas a los periodos de crisis de la economía mexicana. La inspección visual de los datos sugiere que la serie puede ser estacionaria considerando todo el periodo e incluyendo un cambio en la media. El Cuadro 1 presenta los promedios y la desviación estándar de la tasa de interés real a corto plazo, para distintos periodos. Los resultados muestran que, en efecto, es posible identificar una modificación en la media del comportamiento de la serie a partir de la década de los noventa, probablemente asociada a la liberalización financiera, hacia finales de los ochenta, que hizo necesario mantener rendimientos reales positivos.

Gráfica 1
Tasa de interés real

Notas: Series trimestrales anualizadas de 1978(1)-2001(4).

Cuadro 1
Promedio y desviación estándar de la tasa de interés real

Periodos	Media	Desviación Estándar
1978:01 - 1981:03	-2.05	6.23



estable.

El análisis del orden de integración de la serie incluyó, inicialmente, la estimación de las pruebas estándar de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada (adf) (1981) y de Phillips-Perron (pp) (1988). Se utilizó un procedimiento “de lo general a lo específico”, a través de estimar en principio regresiones con constante y tendencia y verificar su significancia estadística. El número de rezagos (k) fue seleccionado de acuerdo con el procedimiento conocido como t-sig (Ng y Perron, 1995). Esto es, se comenzó con un número de rezagos igual a 8, según la convención para series trimestrales, y posteriormente se redujeron los rezagos hasta que la última variable retardada fue estadísticamente significativa. Esta última especificación fue entonces la que se utilizó para identificar la posible presencia de raíces unitarias. Además se estimó la prueba kpss (Kwiatkowsky et al, 1992), que tiene como hipótesis nula el que la serie es estacionaria, a diferencia de las pruebas adf y pp, que tienen como hipótesis nula la presencia de raíces unitarias (Maddala y Kim, 1998). Finalmente se procedió a analizar la presencia de posibles quiebres estructurales utilizando la prueba de Perron (1997).

Las pruebas de raíces unitarias muestran evidencia mixta

³ Las definiciones de las variables y las fuentes estadísticas se encuentran en el apéndice.

sobre el comportamiento de la tasa de interés real (Cuadro 2). Así, la Dickey Fuller Aumentada (adf) (1981) indica que la tasa de interés real puede considerarse estacionaria al incluirse constante y tendencia, aunque los coeficientes de estos componentes no resultan estadísticamente significativos. Por su parte, la prueba de Phillips-Perron (1988) (pp) muestra que la serie es estacionaria sin considerar la constante y la tendencia. La prueba kps (1992) en ambas especificaciones ubica al estadístico en la zona de no rechazo, sugiriendo que la serie puede considerarse estacionaria alrededor de una tendencia determinística.

El conjunto de esta evidencia sugiere que la tasa de interés real puede considerarse como estacionaria incluyendo un componente de tendencia. Ello sugiere que la serie puede representarse con un comportamiento cíclico alrededor de una tendencia. La Gráfica 1 permite apoyar esta hipótesis considerando una fase de transición de una tasa de interés real negativa, durante la década de los ochenta, a otra positiva en los noventa. Este resultado sugiere que la liberalización financiera asociada a los mayores flujos de capitales, durante los noventa, llevó a la necesidad de mantener rendimientos reales atractivos (Aportela, Ardavín y Cruz, 2001, Castellanos, 2000 y Díaz de León y Greenham, 2000).

Para complementar el análisis con estas pruebas se procedió a considerar la hipótesis conjunta entre las pruebas adf y kps (Charemza y Syczewska, 1998). La prueba consiste en utilizar ambas especificaciones atendiendo

que, en el caso de la prueba adf, la hipótesis nula es la presencia de una raíz unitaria, siendo la hipótesis alternativa que la serie es estacionaria, lo que puede complementarse por una prueba simultánea donde la hipótesis nula es de estacionariedad (la alternativa de raíz unitaria), como es el caso de la kps. De esta manera se definen valores críticos asimétricos para ambas pruebas y, en el caso donde los estadísticos calculados pertenecen a los intervalos formados por γ , se acepta entonces la hipótesis de que la serie es estacionaria. Los valores críticos simétricos bajo la especificación de constante y tendencia, a un nivel de significancia de 5%, son de $\{-5.72, 0.86\}$. Al comparar estos valores con los resultados del Cuadro 1, se puede rechazar que la tasa de interés real de corto plazo sea estacionaria.⁴

Estos resultados mixtos sobre el orden de integración de la serie sugieren la posible presencia de cambios estructurales que pueden incidir en la potencia de las pruebas de raíces unitarias. Esto es, como ya se mencionó, resulta particularmente difícil distinguir entre una serie no estacionaria, de otra que sea estacionaria pero con cambios estructurales.

De este modo, se procedió a utilizar la prueba de Perron (1997) con el objetivo de identificar la presencia de posibles cambios estructurales en la tasa de interés real de corto plazo y, en este contexto, evaluar la validez de la hipótesis de raíces unitarias. Esta prueba se basa en la especificación de tres modelos distintos. El primero asu-

Cuadro 1
Prueba de raíces unitarias para la tasa de interés real ex-ante

	Nivel							
	adf(7)		pp(7)			kps		
Modelo	t_{α}	t_{β}	t_{p-1}	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\beta})$	$Z(t_{p-1})$	η_{μ}	η_{τ}
Tendencia e intercepto	1.83	1.53	-3.71*	2.15	1.91	-5.55*	0.43	0.12
Intercepto 1.60		-2.38	1.92		-5.28*			
Sin intercepto			-1.79			-4.91*		

Nota: *Rechazo de la hipótesis nula. Los valores críticos a 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada, en una muestra de $T=100$, son de -3.45 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.89 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C), (Maddala y Kim, 1998, p.64). η_{μ} y η_{τ} representan los estadísticos de la prueba kps, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos a 5% en ambas pruebas son de 0.463 y 0.146, respectivamente. Ambas pruebas fueron calculadas con 10 rezagos. El valor crítico a 5% para ambas pruebas es igual a 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski et al, 1992, p.166).



me un cambio en el intercepto (IO1); el segundo (IO2), un cambio en el intercepto y un cambio en la pendiente de la tendencia; finalmente el tercer modelo se refiere a un cambio en la pendiente de la tendencia, que ocurre rápidamente y que se denomina como "suma de extremo" (additive outlier, AO). Así, el primer modelo se puede especificar como:

[3]

Donde D_t y D_{T_t} son variables dummy de nivel y pulso, respectivamente.

Por su parte, el segundo modelo puede especificarse como:

[4]

Con D_t dummy de nivel.

Estos dos primeros modelos asumen que los cambios ocurren gradualmente y dependen de la estructura de correlación del término de error (Perron, 1997), en el que además siguen un proceso denominado "innovación de extremo" (innovational outlier, IO). El tercer modelo realiza una prueba en dos etapas. En la primera opción se estima la siguiente ecuación:

[5]

$$y_t = \mu + \theta D_t + \beta T + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Donde D_t para t , que se incluye como una dummy de nivel.

Los errores de la ecuación [5], denotados por e_t , se especifican como una prueba Dickey-Fuller Aumentada, y se utiliza el estadístico-t para probar que $\alpha = 0$.

$$y_t = \mu + \theta D_t + \beta T + \gamma D_{T_t} + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [6]$$

⁴ Utilizando la prueba Phillips-Perron, los resultados son similares a aquellos obtenidos con la adf.

En las ecuaciones [3], [4] y [6] el punto específico de quiebre, o fecha de cambio estructural, y el número de rezagos son desconocidos (τ y k). El número de rezagos en la prueba es determinado por el criterio t-sig, en tanto que el punto de cambio estructural se determina de manera endógena al hacer que el estadístico t para α se minimice ($\hat{\alpha}$) en las ecuaciones [3], [4] y [5].

El Cuadro 3 presenta los resultados de la prueba de Perron (1997), indicando que la tasa de interés real puede considerarse como estacionaria al incluir cambios en el intercepto y la pendiente de $y_t = \mu + \beta T + \gamma D_{T_t} + \hat{y}_t$; tres modelos se rechaza la hipótesis de camino aleatorio, aunque también se observa que los cambios estructurales se ubican en diferentes años, lo que confirma la fuerte volatilidad de la serie, así como la presencia de múltiples cambios estructurales posiblemente asociados a los cambios de régimen de política monetaria (Solanes y González, 2000).

Conclusiones y comentarios generales $\alpha = 1$

La evidencia en México $y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$ de la tasa de interés real como estacionaria, considerando la presencia de cambios estructurales o de modificaciones en la media que es también posible capturar por un efecto tendencial. En este sentido, la tasa de interés real es estacionaria con cambios estructurales repentinos asociados a modificaciones en su media. Este comportamiento es capturado por las pruebas más tradicionales de Dickey Fuller Aumentada, de Phillips Perron y de kpss, a través de la importancia relativa de la tendencia para obtener una serie estacionaria. En estas circunstancias las pruebas de adf, pp y kpss tienen un bajo poder para identificar la presencia de raíces unitarias genuinas en el contexto de cambios estructurales en la serie.

Este resultado implica, desde el punto de vista técnico, que los cambios estructurales en esta serie estacionaria se traducen en su identificación como una serie no estacionaria. De este modo, el periodo de tiempo utilizado y las características y especificación de las pruebas de raíces unitarias resultan fundamentales para caracterizar apropiadamente al comportamiento de la tasa de interés real.



Cuadro 3
Prueba de raíz unitaria y cambio estructural
(Perron, 1997)

Modelo	Fecha de cambio	k(t-sig)	t_{r-1}	t_{r-1}^*	T
IO1	1988:01	1	-5.93*	-5.10	96
IO2	1984:04	11	-5.58*	-5.55	96
AO	1989:01	11	-4.83*	-4.79	96

Nota: IO1 (innovational outlier), con cambio en el intercepto; IO2 (innovational outlier), cambio en el intercepto y en la pendiente de la tendencia. AO (additive outlier), cambio instantáneo en la pendiente de la tendencia. t_{p-1}^* valor crítico al 5% de significancia para cada modelo (Perron, 1997, Cuadro 1)

Una trayectoria estacionaria de esta variable, con un cambio de medias resultado del cambio en el régimen de política económica, es ciertamente consistente con la teoría económica que argumenta que la tasa de interés real no puede aumentar sin cota. Asimismo, indica que la prima de riesgo para México, no obstante que tiene variaciones importantes, se mantiene dentro de ciertos márgenes.

La existencia de una tasa de interés real estacionaria supone que su capacidad de explicar el comportamiento de determinadas variables, que se caracterizan por ser no estacionarias, es al menos limitada. Esto es, la inversión es normalmente caracterizada como una serie no estacionaria que resulta entonces difícil de considerar como explicada exclusivamente por el comportamiento de la tasa de interés real.

El conjunto de los resultados obtenidos indica que los diversos shocks originados en circunstancias anómalas en la tasa de interés real tienden a anularse en el largo plazo. En este contexto, la evidencia disponible sugiere la validez de la hipótesis de Fisher para el caso de la economía mexicana, de considerarse en forma adecuada el cambio en las medias, el cual debe de traducirse en ajustes en la constante en las pruebas de cointegración entre la tasa nominal de interés y la inflación. Esto supone, por ejemplo, que el supuesto en modelos de finanzas de una tasa real constante (García y Perron, 1996) es razonable.

En este contexto se observa que la tasa de interés real en

la economía mexicana tiende a regresar a su valor medio no obstante la presencia de diversos shocks. De este modo, el cambio en la trayectoria de la tasa de interés es sólo temporal, lo que implica que en todo caso los movimientos abruptos en la inflación o la tasa de interés son compensados por la otra variable. Así, las fases de crisis donde la tasa de inflación aumenta repentinamente, se traducen con algún retardo en un aumento proporcional de la tasa de interés nominal.

Referencias

- Aportela, F., J.A. Ardavín y Y. Cruz [2001], "Comportamiento histórico de las tasas de interés reales en México, 1995-2001", Documento de investigación 2001-05, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, pp. 1-29.
- Ben-David D. y D.H. Papell [1995], "The great wars, the great crash, and steady state growth: some new evidence about an old stylized fact", *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 453-475.
- Blanchard, O.J. y L.H. Summers [1984], "Perspectives on high world real interest rates", *Brooking Papers on Economic Activity*, núm. 2, pp. 273-324.
- Castellanos, S. [2000], "El efecto del 'corto' sobre la estructura de tasas de interés", Documento de investigación 2001-01, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, pp. 1-50.
- Charemza W.W. y E.M. Syczewska [1998], "Joint application of the Dickey-Fuller and κ ss test", *Economic Letters*,



- núm. 61, pp. 17-21.
- Díaz de León, A. y L. Greenham [2000], "Política monetaria y tasas de interés: experiencia reciente para el caso de México", Documento de investigación 2000-08, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México, pp. 1-40.
 - Dickey, D.A. and Fuller, W.A. [1981], "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, núm. 49, pp. 1057-1072.
 - García, R. y P. Perron [1996], "Analysis of the real interest rate under regime shifts", *Review of Economics and Statistics*, pp. 111-125.
 - Hamilton, J.D. [1989], "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, núm. 57, pp. 357-384.
 - Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt P. and Shin, Y. [1992], "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, núm. 54, pp. 159-178.
 - Maddala, G.S. and Kim, I. [1998], *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge University Press.
 - Martínez L., O. Sánchez y A. Werner [2001], "Consideraciones sobre la conducción de la política monetaria y el mecanismo de transmisión en México", Documento de investigación 2001-02, Banco de México, pp. 1-55.
 - Mishkin, F.S. [1992], *The economics of money, banking and financial markets*, Harper Collins Publishers.
 - Mishkin, F.S. [1990], "What does the term structure tell us about future inflation?", *Journal of Monetary Economics*, núm. 25, pp. 77-95.
 - Ng, S. and Perron, P. [1995], "Unit root tests in arma models with data depend methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, núm. 90, pp. 268-281.
 - Obstfeld, M. y K. Rogoff [1999], *Foundations of international macroeconomics*, mit Press.
 - Perron, P. [1990], "Testing for a unit roots in a time series with a changing mean", *Journal of Business and Economics and Statistics*, núm. 8, pp. 153-162.
 - Perron, P. [1997], "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, núm. 80, pp. 355-385.
 - Phillips, P.C.B. and Perron, P. [1988], "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, núm. 75, pp. 335-346.
 - Solanes, J.G. y Ma. I. González [2000], "Los fundamentos monetarios del tipo de cambio peseta-marco alemán, a corto y a largo plazo", *Moneda y Crédito*, núm. 211, pp. 91-119.
 - Walsh, C.E. [2000], *Monetary theory and policy*, mit Press, pp. 528.
 - Walsh, C.E. [1987], "Three questions concerning nominal and real interest rate", *Economic Review Reserve Bank of San Francisco*, núm. 4, pp. 5-20.

Apéndice

Datos utilizados

Tasa de interés nominal.- tasa de rendimiento de los Certificados de la Tesorería de la Federación (Cetes) a 91 días, periodo 1978(1) a 2001(4). Fuente estadística: Banco de México.

Precios. Índice Nacional de Precios al Consumidor base 2000=100, periodo 1978(1) a 2001(4). Fuente estadística: Banco de México.



